



# *İstatistik Araştırma*

## *Journal of Statistical Research Dergisi*

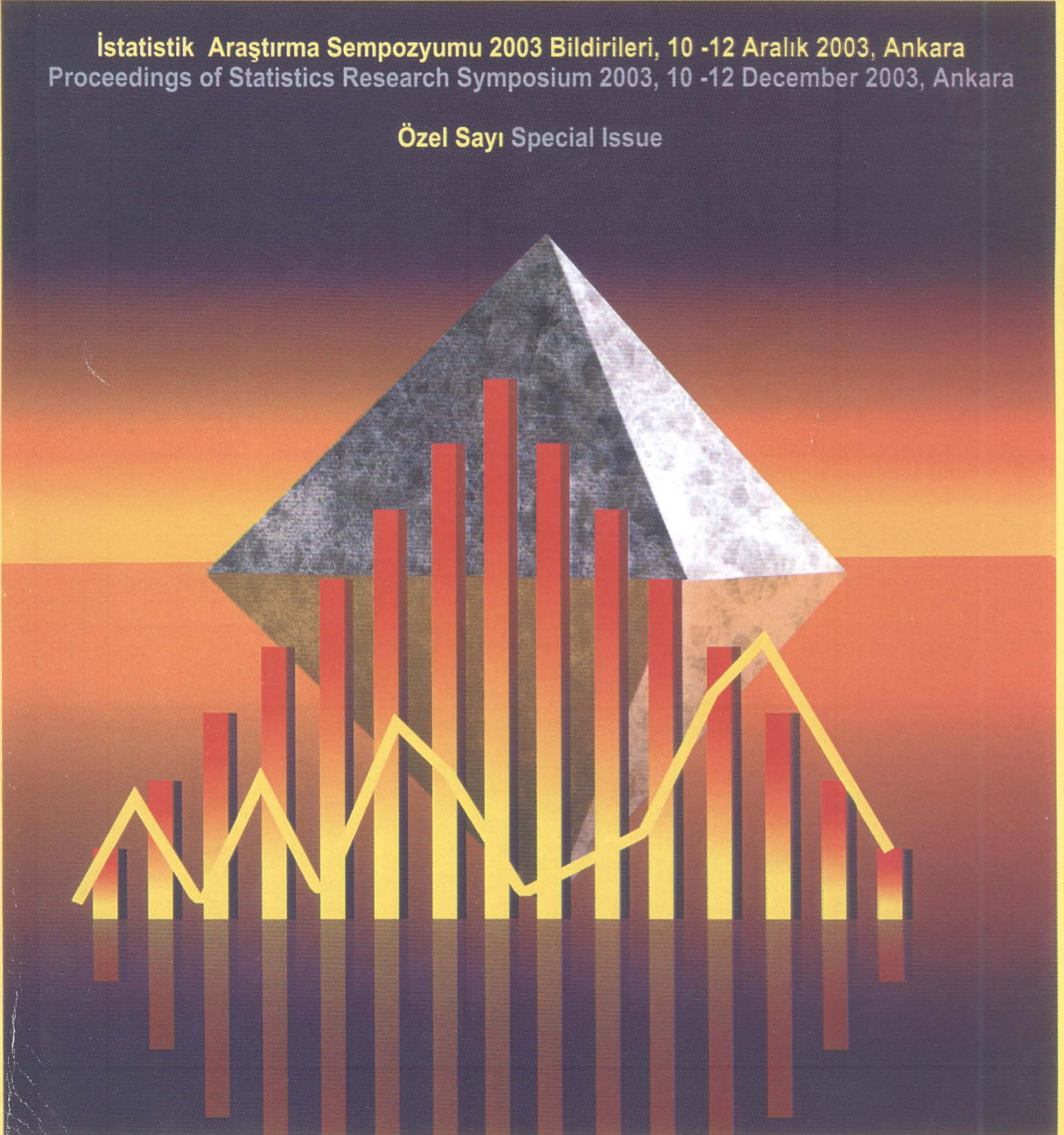
Cilt 03 *Volume*

No 02 *Number*

Ağustos 2004 *August*

İstatistik Araştırma Sempozyumu 2003 Bildirileri, 10 -12 Aralık 2003, Ankara  
Proceedings of Statistics Research Symposium 2003, 10 -12 December 2003, Ankara

Özel Sayı *Special Issue*





# İSTATİSTİK ARAŞTIRMA DERGİSİ

Sahibi

Devlet İstatistik Enstitüsü Adına  
**Ömer DEMİR**  
Devlet İstatistik Enstitüsü Başkanı

Genel Editör  
**Fetih YILDIRIM**

## Editörler Kurulu

Alaattin ERKANLI, Duke Univ., USA

Ali YAZICI, Atılım Üniv., Ankara

Alptekin ESİN, Gazi Üniv., Ankara

Aydın ÖZTÜRK, Ege Üniv., İzmir

Aykut TOROS, Hacettepe Üniv., Ankara

Bedriye SARACOGLU, Gazi Üniv., Ankara

Ceyhan INAL, Hacettepe Üniv., Ankara

Ergün KARAAGAOGLU, Hacettepe Üniv., Ankara

Erkan TÜRE, Marmara Üniv., İstanbul

Fatin SEZGIN, Bilkent Üniv., Ankara

Fikri AKDENİZ, Çukurova Üniv., Adana

İmdat KARA, Başkent Üniv., Ankara

Mithad GÖNEN, Mem. Sloan Kett. Cancer Center, USA

Olcay ARSLAN, Çukurova Üniv., Adana

Refik SOYER, George Washington University, USA

Soner GÖNEN, Gazi Üniv., Ankara

Zehra MULUK, Başkent Üniv., Ankara

## Amaç ve Kapsam

İstatistik Araştırma Dergisi, İstatistiki araştırmaların kalitesinin artırılmasını, istatistik metodolojisi ve uygulamasının geliştirilmesini, literatürde yer alan çalışmaların tartışılmasını, istatistik uygulamalarıyla ilgili araştırmaların ele alınmasını, teorik ve uygulamalı alanlardaki araştırmacılar arasındaki iletişimin ortak çalışmalar ve yayınlarla güçlendirilmesini amaçlayan bir yayındır.

İstatistik alanında aşağıdaki özellikleri taşıyan çalışmalar Dergi kapsamında değerlendirilir:

1. İstatistik Teorisi , Olasılık Teorisi ve Stokastik Süreçler, Örneklem ve Alan Araştırmaları, Uygulamalı İstatistik, İstatistiksel Kalite Kontrol, Biyoistatistik, Risk Aktuarya Analizi ve Sigortacılık, Ekonometri Yöneylem Araştırması Uygulamaları, Demografi, Bilgisayar Uygulamaları ve Bilgi Sistemleri, gibi istatistiğin her dalında yeni bilgi üretimine yönelik olan tüm araştırmalar.
2. Sosyal Bilimler, Fen Bilimleri, Sağlık Bilimleri ve benzeri alanlara ilişkin veri derleme, veri çözümlemesi ve veri sunumu ile ilgili metodolojilerin geliştirilmesine yönelik araştırmalar.
3. Türkiye’de ve Dünya’da Resmi İstatistiklerin geliştirilmesine yönelik araştırmalar.
4. Yayınlanan İstatistiki verileri yeni bilimsel gelişmelerle analiz edip yorumlayan araştırmalar.

## Yayın İlkeleri

1. Bu dergiye alınacak araştırmaların, özgün, yaratıcı, bilimsel kuram ve metodolojiye uygun olmaları; mevcut uygulama ve kurama katkıda bulunmaları esastır. Yayın dili Türkçe’dir.
2. Dergi, istatistiğin alanına giren tüm konuları kapsayan araştırmalara açıktır.
3. Dergide, 3(üç) hakem tarafından incelenip “**Yayınlanabilir**” olurlarını almış araştırmalar yayımlanır. Yayımlanmayan yazılar sahibine geri verilmez.
4. Makaleler basılı dört kopya ve manyetik ortamda (3.5’lik diskette) dergi sekreteryasına gönderilir. Yayımlanmak üzere kabul edilmiş araştırma son düzeltmesi için yazar(lar) gönderilir. Bu aşamada metnin değiştirilmesi değil, metne son şeklinin verilmesi beklenir.
5. Bu yayının 5846 Sayılı Fikir ve Sanat Eserleri Kanunu’na göre her hakkı Başbakanlık Devlet İstatistik Enstitüsü Başkanlığı’na aittir, Gerçek veya tüzel kişiler tarafından izinsiz çoğaltılamaz ve dağıtılamaz.
6. Metin hazırlama kalıbına, telif haklarına uymayan herhangi bir yerde yayınlanmış ve yayınlanmak üzere kabul edilmiş çalışmalar genel editör tarafından yazarına iade edilir.
7. Tüm yazışmalar dergi sekreteryası ile yapılır. Abonelik, eski nüshalar, makale ayrı basımları, reklamlar ve ödemelerle ilgili talepler isteme ve abone adresine yapılır.

ISSN: 1303-6319

Dergi Sekreteryası

**Gönül ERDEM - Atalay BİÇYAP**

İstatistik Araştırma Dergisi Sekreterya Adresi

Devlet İstatistik Enstitüsü

Araştırma-Planlama ve Koordinasyon

Dairesi Başkanlığı

Tel: +90 312 410 07 02 – 410 07 32

Faks: +90 312 425 35 85

E-mail: [dergi@die.gov.tr](mailto:dergi@die.gov.tr)

URL: <http://www.die.gov.tr>

İsteme ve Abone Adresi

Döner Sermaye İşletmesi

Tel: +90 312 410 03 23 – 410 03 19

Faks: +90 312 417 58 86

Necatibey Cd. No: 114

06100 Yücepete / ANKARA

Devlet İstatistik Enstitüsü Matbaası – Ankara, Temmuz 2005

MTB : 2005-0900-360 Adet



# JOURNAL OF STATISTICAL RESEARCH

Owner

On Behalf of The State Institute of Statistics  
Ömer DEMİR

President, The State Institute of Statistics

Editor in Chief  
Fetih YILDIRIM

## Editorial Board

Alaattin ERKANLI, Duke Univ., USA  
Ali YAZICI, Atılım Üniv., Ankara  
Alptekin ESİN, Gazi Üniv., Ankara  
Aydın ÖZTÜRK, Ege Üniv., İzmir  
Aykut TOROS, Hacettepe Üniv., Ankara  
Bedriye SARACOĞLU, Gazi Üniv., Ankara  
Ceyhan İNAL, Hacettepe Üniv., Ankara  
Ergün KARAAGAOĞLU, Hacettepe Üniv., Ankara  
Erkan TÜRE, Marmara Üniv., İstanbul

Fatin SEZGIN, Bilkent Üniv., Ankara  
Fikri AKDENİZ, Çukurova Üniv., Adana  
İmdat KARA, Başkent Üniv., Ankara  
Mithad GÖNEN, Mem. Sloan Kett. Cancer Center, USA  
Olçay ARSLAN, Çukurova Üniv., Adana  
Refik SOYER, George Washington University, USA  
Soner GÖNEN, Gazi Üniv., Ankara  
Zehra MULUK, Başkent Üniv., Ankara

## Objective and Scope

Journal of Statistical Research is a publication that aims to improve the quality of statistical researches, to develop the statistical methodology and application, to discuss the researches which take place in the literature, to assess the researches on statistical applications, to strengthen the communication between the researchers in theoretical and applied fields by associated studies and publications.

Researches having the following qualities in the field of statistics, are taken into consideration in the scope of the Journal:

1. Researches dealing with the production of new information on statistical matters such as Statistics Theory, Probability Theory and Stochastic Processes, Sampling and Survey, Applied Statistics, Statistical Quality Control, Biostatistics, Risk Actuary Analysis and Insurance, Econometrics, Operational Research, Demography, Computer Applications and Information Systems.
2. Researches dealing with the development of methodologies on data collection, evaluation and presentation in the fields of Social Sciences, Applied Sciences, Medical Sciences, etc.,
3. Researches dealing with the development of Official Statistics of Turkey the world.
4. Researches, dealing with the interpretation and analyses of the statistical data published with new scientific developments.

## Principles of Publication

1. Researches are to be original, creative, fit in methodology and science and contribute to the existing application and theory. Publication language is Turkish.
2. The Journal is open to researches covering all the subjects in the field of statistics.
3. Researches approved by a three referee's mission are published. Unpublished articles are not given back to the author.
4. Articles are sent to the Secretariat of Journal in the forms of print out (4 copies) and magnetic (3,5" diskette). Researches that are accepted to be published are re-sent to the author(s) for correction. It is expected that at this stage the article is to be given the final form and not to be changed any more.
5. According to the Law No. 5846, SIS holds the copyrights of this publication. The Journal is not duplicated or distributed without authorisation.
6. Researches, which are not in conformity with the form of text preparation, copyrights and previously published or accepted to be published are given back to the author by General Editor.
7. All of the correspondence is to be done with the Secretariat. Requests regarding to the subscription, preceding issues, offprint, advertisements and payments are submitted to the address of Request and Subscription.

ISSN: 1303-6319

Journal Secretary

Gönül ERDEM - Atalay BİÇYAP

Journal of Statistics Research Secretary Address  
State Institute of Statistics  
Department of  
Research-Planing and Coordinating

Tel: +90 312 410 07 02 – 410 07 32  
Faks: +90 312 425 35 85  
e-mail: dergi@die.gov.tr  
URL: <http://www.die.gov.tr>

Request and Subscription Address  
State Institute of Statistics  
Revolving Fund Management

Tel: +90 312 410 03 23 – 410 03 19  
Fax: +90 312 417 58 86

Necatibey Street No: 114  
06100 Yücecepe / ANKARA



## EDİTÖRDEN

Değerli Okuyucular ve Meslekdaşlarım,

Dergimizin bu özel sayısı ile sizlerle yeniden buluşmanın sevincini yaşamaktayım.

Devlet İstatistik Enstitüsü; bilim camiasını, uzmanları, resmi istatistik kullanıcılarını, resmi istatistikler ile konuşanları, bu alanda bilimsel çalışması olan ve uluslararası karşılaştırmalar yapan araştırmacıları bir araya getirmek, bilgi akışı ve uygulamasına zemin hazırlamak, özgün çalışmaları bilimsel tartışma ortamında sunmak üzere 90'lı yıllardan bu yana Araştırma Sempozyumu düzenlemektedir.

Dergimizin bu sayısı İstatistik Araştırma Sempozyumu (İAS) 2003' de sunulan bildirileri kapsamaktadır. İAS 2003' de ön eleme sonucunda sunulması uygun bulunan ve sunulmuş olan 43 bildiri yer almaktadır. Bu bildirilerden 3'ü İstatistik Araştırma Dergisi Nisan 2004 sayısında yayımlandı, 4 bildiri ise hakemlik sürecine girmeden önce bildiri sahipleri tarafından geri çekildi. Hakemlik sürecine giren 36 bildirin, hakemler tarafından bilimsel değerlendirilmesi sonucunda 12'si red edildi, 21'inin makale formatında yayımlanmasına karar verildi ve 3'ü bu süreç içerisinde geri çekildi.

İstatistik Araştırma Dergisi'nin bugünkü başarısı, desteklerini hiç eksiltmeden sürdüren Devlet İstatistik Enstitüsü Başkanı Sayın Doç. Dr. Ömer DEMİR ve hakemlik sürecinde dergi kapsamında yayımlanmasına karar verilecek araştırmaların bilimsel değerlendirmelerini yapan hakemlerin gösterdikleri yakın ilgi, özveri ve bilgi paylaşımı ile sağlanmaktadır.

Dergimizde yayımlanması amacıyla makalelerini gönderen (yayımlanmasa bile) tüm araştırmacılara, dergi yayım çalışmalarını yürüten Dergi Sekreterya'sın da görevli Sayın Gönül ERDEM ve emeği geçen tüm Enstitü personeline teşekkür eder, saygılar sunarım.

Siz değerli bilim insanlarımız, araştırmacılarımız ve uzmanlarımızın özgün çalışmalarını, içeriği ve kalitesi daha zengin dergimizin yeni sayılarında da yayımlamak ümidi ile sağlıklı günler dilerim.

**Prof. Dr. Fetih YILDIRIM**

**Genel Editör**



İSTATİSTİK ARAŞTIRMA DERGİSİ ÖZEL SAYI, AĞUSTOS/2004  
BİLİMSEL DEĞERLENDİRME YAPAN HAKEMLER

**Doç. Dr. Ayşen AKKAYA**  
*Orta Doğu Teknik Üniversitesi*

**Prof. Dr. Ayşen APAYDIN**  
*Ankara Üniversitesi*

**Prof. Dr. Aydın ÖZTÜRK**  
*Ege Üniversitesi*

**Prof. Dr. A. Gürhan FİŞEK**  
*Ankara Üniversitesi*

**Prof. Dr. Bedriye SARAÇOĞLU**  
*Gazi Üniversitesi*

**Yrd. Doç. Dr. Birdal ŞENOĞLU**  
*Osmangazi Üniversitesi*

**Prof. Dr. Cenap ERDEMİR**  
*TOBB- Ekonomi ve Teknoloji Üniversitesi*

**Dr.Emel BAŞAR**  
*Gazi Üniversitesi*

**Doç. Dr. Ercan ENÇ**  
*Gazi Üniversitesi*

**Prof. Dr. Erol TAYMAZ**  
*Orta Doğu Teknik Üniversitesi*

**Prof. Dr. Fatın SEZGİN**  
*Bilkent Üniversitesi*

**Prof. Dr. Fetih YILDIRIM**  
*Çankaya Üniversitesi*

**Prof. Dr. Fikret GÜRBÜZ**  
*Ankara Üniversitesi*

**Prof. Dr. Fikri AKDENİZ**  
*Çukurova Üniversitesi*

**Prof. Dr. Fikri ÖZTÜRK**  
*Ankara Üniversitesi*

**Prof. Dr. Hamza GAMGAM**  
*Gazi Üniversitesi*

**Prof. Dr. Hasan BAL**  
*Gazi Üniversitesi*

**Hasibe DEDEŞ**  
*Devlet İstatistik Enstitüsü*

**Prof. Dr. Hülya BAYRAK**  
*Gazi Üniversitesi*

**Prof. Dr. Hülya ÇINGİ**  
*Hacettepe Üniversitesi*

**Doç. Dr. İhsan ALP**  
*Gazi Üniversitesi*

**Yrd. Doç. Dr. İhsan KARABULUT**  
*Ankara Üniversitesi*

**Dr. İlknur ÖZMEN**  
*Başkent Üniversitesi*

**Prof. Dr. İmdat KARA**  
*Başkent Üniversitesi*

**Doç. Dr. İsmet KOÇ**  
*Hacettepe Üniversitesi*

**Doç. Dr. Kıvılcım METİN ÖZCAN**  
*Bilkent Üniversitesi*

**Yrd.Doç. Dr. Mehmet UYSAL**  
*Hacettepe Üniversitesi*

**Prof. Dr. Mustafa AYTAÇ**  
*Uludağ Üniversitesi*

**Prof. Dr. Necla ÇÖMLEKÇİ**  
*Osmangazi Üniversitesi*

**Prof. Dr. Nilgün MORALI**  
*Yaşar Üniversitesi*

**Prof. Dr. Olcay ARSLAN**  
*Çukurova Üniversitesi*

**Prof. Dr. Onur BASKAN**  
*Ege Üniversitesi*

**Doç. Dr. Osman SARAÇBAŞI**  
*Hacettepe Üniversitesi*

**Prof. Dr. Ömer L. GEBİZLİOĞLU**  
*Ankara Üniversitesi*

**Dr. Özlem TÜRKER**  
*Çankaya Üniversitesi*

**Prof. Dr. H. Öztaş AYHAN**  
*Orta Doğu Teknik Üniversitesi*

**Doç. Dr. Reha ALPAR**  
*Hacettepe Üniversitesi*

**Prof. Dr. Osman SAKA**  
*Akdeniz Üniversitesi*

**Prof. Dr. Sadullah SAKALLIOĞLU**  
*Çukurova Üniversitesi*

**Doç. Dr. Saim YOLOĞLU**  
*İnönü Üniversitesi*

**Doç. Dr. Salih ÇELEBİOĞLU**  
*Gazi Üniversitesi*

**Seçil BAYRAM İÇMELİ**  
*Anadolu Sigorta*

**Doç. Dr. Selahattin KAÇIRANLAR**  
*Çukurova Üniversitesi*

**Prof. Dr. Soner GÖNEN**  
*Gazi Üniversitesi*

**Yrd. Doç. Dr. Suat KASAP**  
*Çankaya Üniversitesi*

**Prof. Dr. Süleyman GÜNAY**  
*Hacettepe Üniversitesi*

**Prof. Dr. Şehamet BÜLBÜL**  
*Marmara Üniversitesi*

**Yrd. Doç. Dr. Yılmaz AKDİ**  
*Ankara Üniversitesi*

**Prof. Dr. F. Zehra MULUK**  
*Başkent Üniversitesi*



## İKİ DEĞİŞKENLİ FARLİE-GUMBEL-MORGENSTERN DAĞILIMLARI İÇİN SIRA İSTATİSTİKLERİNİN EŞLENİKLERİNİN DAĞILIMLARI VE MOMENTLERİ

Muhammet BEKÇİ\*

### ÖZET

*Bu çalışmada, iki değişkenli Farlie-Gumbel-Morgenstern (FGM) dağılımları için sıra istatistiklerinin eşleniklerinin dağılımları ve momentleri çalışılmıştır. İlk olarak, FGM dağılımları ve bu dağılımların birliktelik parametresi için kabul edilebilir sınırlar verilmiştir. İki değişkenli FGM dağılımları için pozitif kadran bağımlılık özelliğinin sağlandığı gösterilmiş ve sıra istatistiklerinin eşleniklerinin dağılımları sunulmuştur. Düzgün ve Üstel tip iki değişkenli FGM dağılımları için sıra istatistiklerinin eşleniklerinin dağılımları, momentleri ve moment çıkaran fonksiyonları bulunmuştur. Sıra istatistiklerinin eşleniklerinin momentleri ve moment çıkaran fonksiyonları için indirgeme bağıntıları elde edilmiştir.*

*Anahtar Kelimeler : FGM Dağılımları, İndirgeme Bağıntısı, Kabul Edilebilir Aralık, Moment, Moment Çıkaran Fonksiyon, Pozitif Kadran Bağımlılık, Sıra İstatistikleri, Sıra İstatistiklerinin Eşlenikleri.*

### 1. GİRİŞ

Çok değişkenli dağılımlarda değişkenlerin birbirine bağımlı olması hali doğadaki gerçek problemlere daha yakın olan durumdur. Bu nedenle, bağımlı değişkenlerin olasılık dağılımlarının modellenmesi konusu üzerinde çalışılması gereken bir sahadır. Bu sahada ele alınan çok değişkenli dağılım modellerinden birisi olan ve literatürde Farlie-Gumbel-Morgenstern ( $\square\square M$ ) dağılımları olarak yer alan bu konudaki ilk çalışmalar olarak Morgenstern (1956), Gumbel (1960) ve Farlie (1960)'nin çalışmaları temel yapı taşı oluşturmaktadır. Bu yapının üzerine inşa edilmiş çok değerli çalışmalar mevcuttur.

Çok değişkenli dağılımlarda sıra istatistiklerinin eşleniklerinin dağılımlarını karakterize etme problemi istatistik bilimi açısından kuramsal bir değer taşımanın yanı sıra; tıp, biyoloji, jeoloji, hidroloji, ekonomi ve ziraat gibi pek çok uygulama alanları açısından da önem taşımaktadır.

\* Ege Üniversitesi, Fen Fakültesi, İstatistik Bölümü, 35100, Bornova, İzmir, Türkiye.

Bu bağlamda, FGM dağılım modelleri ele alınarak birliktelik parametresi için kabul edilebilir sınırlar verilmiştir. İki değişkenli FGM dağılımları ele alınarak birliktelik parametresi için kabul edilebilir sınırlar bulunmuştur. Değişkenler arasındaki korelasyon katsayısı birliktelik parametresinin bir fonksiyonu olmaktadır. Dolayısıyla, değişkenler arasındaki korelasyonu artırabilmek için iki değişkenli FGM dağılımlar ailesi geliştirilmeye çalışılmıştır.

Bunun yanı sıra, iki değişkenli FGM dağılımları için pozitif kadrana bağımlık özelliğinin sağladığı gösterilmiş ve sıra istatistiklerinin eşleniklerinin dağılımları ile ortak dağılımları sunulmuştur. Sıra istatistiklerinin eşleniklerinin dağılımları, momentleri, moment çıkaran fonksiyonları ve bunlar arasındaki indirgeme bağıntıları Düzgün ve Üstel dağılımlar için elde edilmiştir. Böylece elde edilen sonuçlar bazı özel dağılım modellerinde kullanılarak bir çeşit uygulamaya gidilmiştir.

FGM dağılımları ve sıra istatistiklerinin eşlenikleri konusunda; Johnson ve Kotz (1975), (1977), David (1981), Bhattacharya (1984), Huang ve Kotz (1984), (1999), Balasubramanian ve Beg (1997), (1998), Bairamov ve Bekçi (1999) ile Bairamov, Kotz ve Bekçi (2001) yapılan bazı çalışmalar olarak yer almaktadır.

## 2. FARLIE-GUMBEL-MORGENSTERN DAĞILIMLARI

Bağımlı rasgele değişkenlerin olasılık dağılımlarının modellenmesinde kullanılan çok değişkenli dağılımlardan birisi olan Farlie-Gumbel-Morgenstern (FGM) dağılımının  $n$  boyutlu halde dağılım fonksiyonu aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$x_1, x_2, \dots, x_n \in \mathbb{R}$  olmak üzere

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n F_i(x_i) \left\{ 1 + \sum_{1 \leq j < k \leq n} \alpha_n(j, k) \bar{F}_j(x_j) \bar{F}_k(x_k) \right\} \quad (1)$$

olup burada  $\bar{F}(x) = 1 - F(x)$  ve  $\alpha_n(j, k)$ 'lar  $F(x_1, x_2, \dots, x_n)$ ,  $n$  boyutlu dağılım fonksiyonu olacak şekilde seçilen uygun parametrelerdir.

$F(x_1, x_2, \dots, x_n)$  ortak dağılım fonksiyonu için marjinallerin mutlak sürekli olması durumunda bu dağılıma karşılık gelen ortak olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$f(x_1, x_2, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n f_i(x_i) \left\{ 1 + \sum_{1 \leq j < k \leq n} \alpha_n(j, k) [1 - 2F_j(x_j)] [1 - 2F_k(x_k)] \right\} \quad (2)$$

olarak bulunur.

$X_1, X_2, \dots, X_n$  rasgele değişkenlerinin ortak dağılım fonksiyonu (1) eşitliğinde  $\alpha_n(j, k) = \alpha_n$  olarak alınması durumunda



$$F(x_1, x_2, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n F_i(x_i) \left\{ 1 + \alpha_n \sum_{1 \leq j < k \leq n} \bar{F}_j(x_j) \bar{F}_k(x_k) \right\} \quad (3)$$

olur.

**Teorem 1.**  $X_1, X_2, \dots, X_n$  rasgele değişkenleri (3) eşitliği ile verilen ortak dağılım fonksiyonuna sahip olması durumunda  $\alpha_n, n > 1$  birliktelik parametresi için kabul edilebilir sınırlar

$$-\frac{1}{\binom{n}{2}} \leq \alpha_n \leq \frac{1}{\left\lfloor \frac{n}{2} \right\rfloor}$$

şeklinde. Burada  $\lfloor x \rfloor$ ,  $x$ 'in tam kısmını göstermektedir.

(Bairamov ve Eryılmaz, 2003)

### 2.1 İki Değişkenli Farlie-Gumbel-Morgenstern Dağılımları

$X$  ve  $Y$  rasgele değişkenlerinin marjinal dağılımları sırasıyla  $F(x)$  ve  $F(y)$  olmak üzere,

$$F(x, y) = F(x)F(y)\{1 + \alpha A[F(x)]B[F(y)]\} \quad (4)$$

şeklinde verilen ortak dağılıma iki değişkenli FGM dağılımı denir.

Burada  $A(x)$  ve  $B(y)$ ,  $x, y \in (0,1)$  için  $\lim_{x \rightarrow 1} A(x) = 0$ ,  $\lim_{y \rightarrow 1} B(y) = 0$  koşullarını sağlayan diferensiyellenebilir fonksiyonlardır.

(4) eşitliğinde  $A(x) = 1 - x$  ve  $B(y) = 1 - y$  olarak alınırsa,

$$F(x, y) = F(x)F(y)\{1 + \alpha[1 - F(x)][1 - F(y)]\}, \quad -1 \leq \alpha \leq 1 \quad (5)$$

olarak elde edilir. Eğer  $F(x)$  ve  $F(y)$  marjinal dağılımları mutlak sürekli ve bunlara karşılık gelen olasılık yoğunluk fonksiyonları sırası ile  $f(x)$  ve  $f(y)$  ise, o zaman  $X$  ve  $Y$  rasgele değişkenlerinin ortak olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$f(x, y) = f(x)f(y)\{1 + \alpha[1 - 2F(x)][1 - 2F(y)]\}, \quad -1 \leq \alpha \leq 1 \quad (6)$$

olarak elde edilir. Burada  $-1 \leq \alpha \leq 1$  olup  $[-1,1]$  aralığı  $\alpha$  birliktelik parametresi için kabul edilebilir aralık olarak adlandırılır.

$X$  ve  $Y$  rasgele değişkenleri arasındaki korelasyon ise,  $F(x)$  ve  $F(y)$  marjinallerinin seçimine göre değişmekte ve  $\alpha$  birliktelik parametresinin bir fonksiyonu olmaktadır. Marjinallerin  $(0,1)$  aralığında düzgün dağılım olarak alınması durumunda  $\rho = \alpha/3$  olup  $-1/3 \leq \rho \leq 1/3$  olmaktadır. Marjinaler standart normal

dağılımı olarak alınırsa  $X$  ve  $Y$  rasgele değişkenleri arasındaki korelasyon  $\rho = \alpha/\pi$  olup  $\alpha \in [-1,1]$  olduğundan  $-0,318 \leq \rho \leq 0,318$ 'dir. Marjinalerin üstel dağılım olarak alınması durumunda ise  $\rho_{\max} = 1/4$  olmaktadır (Schucany vd., 1978). Eğer birliktelik parametresi  $\alpha = 0$  ise bağımsızlık durumu elde edilmektedir.

$(X, Y)$  iki değişkenli rasgele vektörü için marjinaler  $(0,1)$  aralığında düzgün dağılım olarak alınması durumunda ortak dağılım fonksiyonu

$$F(x, y) = xy\{1 + \alpha(1-x)(1-y)\}, \quad 0 < x, y < 1, \quad -1 \leq \alpha \leq 1 \quad (7)$$

olur. (7) eşitliği ile verilen dağılıma iki değişkenli FGM tip düzgün dağılım adı verilir. Bu dağılım üzerinde Morgenstern (1956), Gumbel (1960) ve Farlie (1960) çalışmıştır.  $X$  ve  $Y$  rasgele değişkenleri arasındaki korelasyon ise  $1/3$  değerini geçmemektedir.

Çok değişkenli halde, Johnson ve Kotz (1975), (1977) çalışmışlardır. Değişkenlere ait ortak dağılımın FGM tip dağılım olarak modellenmesi ve korelasyonu artıracak şekilde Huang ve Kotz (1984), (1999), Balasubramanian ve Beg (1997), (1998), Bairamov ve Bekçi (1999) ile Bairamov, Kotz ve Bekçi (2001) bu konu üzerinde çalışmalar yapmışlardır.

Eğer  $X$  ve  $Y$  rasgele değişkenleri için

$$P\{X \leq x, Y \leq y\} \geq P\{X \leq x\}P\{Y \leq y\}, \quad \forall x, y \text{ için} \quad (8)$$

ise  $X$  ve  $Y$  rasgele değişkenleri pozitif kadran bağımlılık (PQD) özelliği gösterir (Lehmann, 1966). O zaman (7) eşitliği ile verilen dağılım  $0 \leq \alpha \leq 1$  için PQD'dir.

**Teorem 2.**  $X$  ve  $Y$  rasgele değişkenlerinin ortak dağılımı

$$F(x, y) = xy\left\{1 + \alpha(1-x^{p_1})^{q_1}(1-y^{p_2})^{q_2}\right\}, \quad 0 < x, y < 1, \quad p_1, p_2 \geq 1, \quad q_1, q_2 > 1 \quad (9)$$

olması durumunda  $\alpha$  birliktelik parametresi için kabul edilebilir sınırlar

$$\alpha_L \leq \alpha \leq \alpha_U \quad (10)$$

dır. Burada,

$$\alpha_L = -\min\left\{1, \frac{1}{p_1 p_2} \left(\frac{1+p_1 q_1}{p_1(q_1-1)}\right)^{q_1-1} \left(\frac{1+p_2 q_2}{p_2(q_2-1)}\right)^{q_2-1}\right\} \quad (11)$$

ve

$$\alpha_U = \min\left\{\frac{1}{p_1} \left(\frac{1+p_1 q_1}{p_1(q_1-1)}\right)^{q_1-1}, \frac{1}{p_2} \left(\frac{1+p_2 q_2}{p_2(q_2-1)}\right)^{q_2-1}\right\} \quad (12)$$



ifadelerini göstermektedir. Eğer

$$0 \leq \alpha \leq \alpha_U \quad (13)$$

ise  $X$  ve  $Y$  rasgele değişkenleri PQD'dir denir.  $X$  ve  $Y$  rasgele değişkenleri arasındaki korelasyon katsayısı  $\rho$  için sınırlar

$$12t(q_1, p_1)t(q_2, p_2)\alpha_L \leq \rho \leq 12t(q_1, p_1)t(q_2, p_2)\alpha_U \quad (14)$$

dır. Burada  $t(a, b) = \frac{B(a+1, 2/b)}{b}$ ,  $B(a, b) = \int_0^1 x^{a-1}(1-x)^{b-1} dx$  fonksiyonlarını

göstermektedir. Eğer  $\alpha = 0$  ise  $X$  ve  $Y$  rasgele değişkenleri bağımsızdır. (Bairamov, Kotz ve Bekçi, 2001)

### 3. SIRA İSTATİSTİKLERİNİN EŞLENİKLERİ

$(X_1, Y_1), (X_2, Y_2), \dots, (X_n, Y_n)$  rasgele vektörü bağımsız ve aynı  $F(x, y)$  dağılımına sahip  $n$  birimlik bir örneklem olsun.  $X_{1:n} \leq X_{2:n} \leq \dots \leq X_{n:n}$  örneklemin ilk koordinatı olan  $X$ 'in sıra istatistikleri olmak üzere,  $1 \leq r \leq n$  için  $X_{r:n}$  ile  $r$ -inci sıra istatistiği gösterilsin. Eğer

$$Y_{[r:n]} = Y_j \ni X_{r:n} = X_j, \quad j = 1, 2, \dots, n \quad (15)$$

ise  $Y_{[r:n]}$ 'ye  $r$ -inci sıra istatistiğinin eşleniği denir.

**Teorem 3.**  $(X_1, Y_1), (X_2, Y_2), \dots, (X_n, Y_n)$  rasgele vektörü bağımsız ve aynı  $F(x, y)$  sürekli dağılımına sahip  $n$  birimlik bir örneklem olmak üzere  $r$ -inci sıra istatistiğinin eşleniği olan  $Y_{[r:n]}$ 'nin dağılım fonksiyonu

$$G_{[r:n]}(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} F(y/x) f_{r:n}(x) dx \quad (16)$$

ve olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$g_{[r:n]}(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(y/x) f_{r:n}(x) dx \quad (17)$$

dir (Bhattacharya, 1984). Burada  $f_{r:n}(x)$ ,  $r$ -inci sıra istatistiğinin olasılık yoğunluk fonksiyonudur, yani

$$f_{r:n}(x) = \frac{n!}{(r-1)!(n-r)!} [F(x)]^{r-1} [1-F(x)]^{n-r} f(x) \quad (18)$$

dir (David, 1981).

**Teorem 4.**  $(X_1, Y_1), (X_2, Y_2), \dots, (X_n, Y_n)$  rasgele vektörü bağımsız ve aynı  $F(x, y)$  sürekli dağılımına sahip  $n$  birimlik bir örneklem olmak üzere,  $1 \leq r < s \leq n$  için  $r$ -inci ve  $s$ -inci sıra istatistiklerinin eşlenikleri olan  $Y_{[r:n]}$  ve  $Y_{[s:n]}$ 'nin ortak dağılım fonksiyonu

$$G_{[r,s:n]}(y_1, y_2) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} F(y_1/x_1)F(y_2/x_2)f_{r,s:n}(x_1, x_2)dx_1dx_2 \quad (19)$$

ve olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$g_{[r,s:n]}(y_1, y_2) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(y_1/x_1)f(y_2/x_2)f_{r,s:n}(x_1, x_2)dx_1dx_2 \quad (20)$$

dir (Bhattacharya, 1984). Burada  $f_{r,s:n}(x_1, x_2)$ ,  $r$ -inci ve  $s$ -inci sıra istatistiklerinin eşleniklerinin ortak olasılık yoğunluk fonksiyonudur, yani

$$f_{r,s:n}(x_1, x_2) = \frac{n!}{(r-1)!(s-r-1)!(n-r)!} \times \\ \times [F(x_1)]^{r-1} [F(x_2) - F(x_1)]^{s-r-1} [1 - F(x_2)]^{n-r} f(x_1)f(x_2), \quad x_1 < x_2 \quad (21)$$

dir.

### 3.1 İki Değişkenli FGM Tip Düzgün Dağılımların Eşlenikleri, Momentleri, Moment Çıkaran Fonksiyonları ve İndirgeme Bağlıları

$X$  ve  $Y$  rasgele değişkenlerinin marjinal dağılımları  $(0,1)$  aralığında düzgün dağılım olarak alınırsa, FGM tip ortak dağılım fonksiyonu

$$F(x, y) = xy\{1 + \alpha(1-x)(1-y)\}, \quad 0 \leq x, y \leq 1, \quad -1 \leq \alpha \leq 1 \quad (22)$$

ve ortak olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$f(x, y) = 1 + \alpha(1-2x)(1-2y), \quad 0 \leq x, y \leq 1, \quad -1 \leq \alpha \leq 1 \quad (23)$$

olarak yazılır. O zaman,  $r$ -inci sıra istatistiğinin eşleniğinin dağılım fonksiyonu

$$G_{[r:n]}(y) = y \left\{ 1 + \alpha \left[ 1 - 2 \frac{r}{n+1} \right] (1-y) \right\} \quad (24)$$

ve olasılık yoğunluk fonksiyonu



$$g_{[r:n]}(y) = 1 + \alpha \left[ 1 - 2 \frac{r}{n+1} \right] (1-2y) \quad (25)$$

olarak elde edilir.  $Y_{[r:n]}$ 'nin  $k$ -ıncı momenti

$$\mu_{r:n}^{(k)} = E(Y_{[r:n]}^k) = \frac{1}{k+1} \left\{ 1 - \alpha \left[ 1 - 2 \frac{r}{n+1} \right] \left( \frac{k}{k+2} \right) \right\}, \quad k = 1, 2, 3, \dots \quad (26)$$

dir.  $Y_{[r:n]}$ 'nin beklenen değeri ve varyansı ise,

$$E(Y_{[r:n]}) = \frac{1}{2} \left\{ 1 - \frac{\alpha}{3} \left[ 1 - 2 \frac{r}{n+1} \right] \right\} \quad (27)$$

ve

$$Var(Y_{[r:n]}) = \frac{1}{12} \left\{ 1 - \frac{\alpha^2}{3} \left[ 1 - 4 \frac{r}{n+1} \left( 1 - \frac{r}{n+1} \right) \right] \right\} \quad (28)$$

olarak bulunur.  $\alpha = 0$  için bilinen sonuçlar elde edilir.

$Y_{[r:n]}$ 'nin moment çıkarıcı fonksiyonu

$$M_{[r:n]}(t) = E(e^{tY_{[r:n]}}) = \frac{e^t - 1}{t} \left\{ 1 + \alpha \left[ 1 - 2 \frac{r}{n+1} \right] \left[ 1 + 2 \left( \frac{1}{t} - \frac{e^t}{e^t - 1} \right) \right] \right\} \quad (29)$$

dir (Bairamov ve Bekçi, 1999).

$1 \leq i_1 < i_2 \leq n-r$  ve  $1 \leq j_1 < j_2 \leq r-1$  için;

Sıra istatistiklerinin eşleniklerinin olasılık yoğunluk fonksiyonları arasında,

$$g_{[r-j_1:n-i_1]}(y) - g_{[r-j_2:n-i_2]}(y) = 2\alpha \left[ \frac{r-j_2}{n-i_2+1} - \frac{r-j_1}{n-i_1+1} \right] (1-2y) \quad (30)$$

indirgeme bağıntısı vardır. Momentleri arasında,

$$\mu_{[r-j_1:n-i_1]}^{(k)} - \mu_{[r-j_2:n-i_2]}^{(k)} = 2\alpha \left[ \frac{r-j_1}{n-i_1+1} - \frac{r-j_2}{n-i_2+1} \right] \frac{k}{(k+1)(k+2)} \quad (31)$$

ve moment çıkarıcı fonksiyonları arasında,

$$M_{[r-j_1:n-i_1]} - M_{[r-j_2:n-i_2]} = 2\alpha \left[ \frac{r-j_2}{n-i_2+1} - \frac{r-j_1}{n-i_1+1} \right] \frac{e^t-1}{t} \left[ 1 + 2 \left( \frac{1}{t} - \frac{e^t}{e^t-1} \right) \right] \quad (32)$$

indirgeme bağıntıları vardır.

### 3.2 İki Değişkenli FGM Tip Üstel Dağılımların Eşlenikleri, Momentleri, Moment Çıkaran Fonksiyonları ve İndirgeme Bağıntıları

$X$  ve  $Y$  rasgele değişkenlerinin marjinal dağılımları üstel dağılım olarak alınırsa, FGM tip ortak dağılım fonksiyonu

$$F(x, y) = (1 - e^{-x})(1 - e^{-y}) \{1 + \alpha e^{-x-y}\}, \quad x, y \geq 0, \quad -1 \leq \alpha \leq 1 \quad (33)$$

ve ortak olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$f(x, y) = e^{-x-y} \{1 + \alpha [2e^{-x} - 1][2e^{-y} - 1]\}, \quad x, y \geq 0, \quad -1 \leq \alpha \leq 1 \quad (34)$$

olarak yazılır. O zaman,  $r$ -inci sıra istatistiğinin eşleniğinin dağılım fonksiyonu

$$G_{[r:n]}(y) = 1 - \left[ 1 - \alpha \left( 1 - 2 \frac{r}{n+1} \right) \right] e^{-y} - \alpha \left( 1 - 2 \frac{r}{n+1} \right) e^{-2y}, \quad y \geq 0 \quad (35)$$

ve olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$g_{[r:n]}(y) = \left[ 1 - \alpha \left( 1 - 2 \frac{r}{n+1} \right) \right] e^{-y} + 2\alpha \left( 1 - 2 \frac{r}{n+1} \right) e^{-2y}, \quad y \geq 0 \quad (36)$$

olarak elde edilir.  $Y_{[r:n]}$ 'nin  $k$ -inci momenti

$$\mu_{r:n}^{(k)} = E(Y_{[r:n]}^k) = k! \left[ 1 - \alpha \left( 1 - 2 \frac{r}{n+1} \right) \left( 1 - \frac{1}{2^k} \right) \right], \quad k = 1, 2, 3, \dots \quad (37)$$

dır.  $Y_{[r:n]}$ 'nin beklenen değeri ve varyansı ise,

$$E(Y_{[r:n]}) = 1 - \frac{\alpha}{2} \left( 1 - 2 \frac{r}{n+1} \right) \quad (38)$$

ve

$$Var(Y_{[r:n]}) = 1 - \alpha \left( 1 - 2 \frac{r}{n+1} \right) \left[ 1 + \frac{\alpha}{4} \left( 1 - 2 \frac{r}{n+1} \right) \right] \quad (39)$$



olarak bulunur.  $\alpha = 0$  için bilinen sonuçlar elde edilir.

$Y_{[r:n]}$ 'nin moment çıkarıcı fonksiyonu

$$M_{[r:n]}(t) = E(e^{tY_{[r:n]}}) = (1-t)^{-1} - \alpha \left(1 - 2\frac{r}{n+1}\right) \frac{t}{(1-t)(2-t)}, \quad t < 1 \quad (40)$$

dir.

$1 \leq i_1 < i_2 \leq n-r$  ve  $1 \leq j_1 < j_2 \leq r-1$  için;

Sıra istatistiklerinin eşleniklerinin olasılık yoğunluk fonksiyonları arasında,

$$g_{[r-j_1:n-i_1]}(y) - g_{[r-j_2:n-i_2]}(y) = 2\alpha \left[ \frac{r-j_1}{n-i_1+1} - \frac{r-j_2}{n-i_2+1} \right] e^{-y} (1-2e^{-y}) \quad (41)$$

indirgeme bağıntısı vardır. Momentleri arasında,

$$\mu_{[r-j_1:n-i_1]}^{(k)} - \mu_{[r-j_2:n-i_2]}^{(k)} = 2\alpha \left[ \frac{r-j_2}{n-i_2+1} - \frac{r-j_1}{n-i_1+1} \right] k! \left(1 - \frac{1}{2^k}\right) \quad (42)$$

ve moment çıkarıcı fonksiyonları arasında,

$$M_{[r-j_1:n-i_1]} - M_{[r-j_2:n-i_2]} = 2\alpha \left[ \frac{r-j_1}{n-i_1+1} - \frac{r-j_2}{n-i_2+1} \right] \frac{t}{(1-t)(2-t)}, \quad t < 1 \quad (43)$$

indirgeme bağıntıları vardır.

## KAYNAKLAR

- BAIRAMOV, I. G. and BEKÇİ, M. (1999), *Concomitant of Order Statistics in FGM Type Bivariate Uniform Distributions*, İstatistik, Journal of the Turkish Statistical Association, 2 (2); 135-144.
- BAIRAMOV, I., KOTZ, S. and BEKÇİ, M. (2001), *New Generalized Farlie-Gumbel-Morgenstern Distributions and Concomitants of Order Statistics*, J. Appl. Stat., 28 (5); 521-536.
- BAIRAMOV, I. and ERYILMAZ, S. (2003), *Characterization of Symmetry and Exceedance Multivariate FGM Distributions*, Journal of Applied Statistical Science (to appear).
- BALASUBRAMANIAN, K. and BEG, M. I. (1997), *Concomitant of Order Statistics in Morgenstern Type Bivariate Exponential Distributions*, Journal of Applied Statistical Science, 5 (4); 233-245.

- BALASUBRAMANIAN, K. and BEG, M. I. (1998), *Concomitant of Order Statistics in Gumbel's Bivariate Exponential Distributions*, Sankhya, The Indian Journal of Statistics, 60, Series B, Pt. 3; 399-406.
- BHATTACHARYA, P. K. (1984), *Induced Order Statistics: Theory and Applications*, Handbook of Statistics (P. R. Krishnaiah and P. K. Sen eds), 4; 383-403.
- DAVID, H. A. (1981), *Order Statistics*, 2 nd edn., John Wiley, New York.
- FARLIE, D. J. G. (1960), *The Performance of Some Correlation Coefficients for General Bivariate Distribution*, Biometrika, 47; 307-323.
- GUMBEL, E. J. (1960), *Bivariate Exponential Distributions*, Journal of American Statistical Association, 55; 698-707.
- HUANG, J. S. and KOTZ, S. (1984), *Correlation Structure in Iterated Farlie-Gumbel-Morgenstern Distributions*, Biometrika, 71, 633-636.
- HUANG, J. S. and KOTZ, S. (1999), *Modifications of the Farlie-Gumbel-Morgenstern Distributions. A Tough Hill to Climb*, Metrika, 49; 135-145.
- JOHNSON, N. L. and KOTZ, S. (1975), *On Some Generalized Farlie-Gumbel-Morgenstern Distributions*, Communications in Statistics, Theor. Meth., 4; 415-427.
- JOHNSON, N. L. and KOTZ, S. (1977), *On Some Generalized Farlie-Gumbel-Morgenstern Distributions-II: Regression, Correlation and Further Generalizations*, Communications in Statistics, Theor. Meth., 6; 485-496.
- LEHMANN, E. L. (1966), *Some Concepts of Dependence*, Annals of Mathematical Statistics, 37; 1137-1153.
- MORGENSTERN, D. (1956), *Einfache Beispiele Zweidimensionaler Verteilungen*, Mitteilungsblatt für Mathematische Statistik, 8; 234-235.
- SCHUCANY, W. R., PARR, W. C. and BOYER, J. E. (1978), *Correlation, Structure in Farlie-Gumbel-Morgenstern Distributions*, Biometrika, 65 (3); 650-653.



## THE DISTRIBUTIONS AND THE MOMENTS OF CONCOMITANTS OF ORDER STATISTICS FOR BIVARIATE FARLIE-GUMBEL-MORGENSTERN DISTRIBUTIONS

### ABSTRACT

*In this paper, the distributions and the moments of concomitants of order statistics for bivariate Farlie-Gumbel-Morgenstern (FGM) distributions are studied. Firstly, FGM distributions and their admissible range of additional parameter are given. It is shown that positive quadrant dependence property is proved for bivariate FGM distributions, and the distributions of concomitants of order statistics are presented. The distributions, the moments and the moment generating functions of concomitants of order statistics are found for uniform and exponential bivariate FGM distributions. The recurrence relations are obtained for the moments and the moment generating functions of concomitants of order statistics.*

**Key Words :** *Admissible Range, Concomitants Of Order Statistics, FGM Distributions, Moment, Moment Generating Function, Positive Quadrant Dependence, Recurrence Relation, Order Statistics.*

## REGRESYON ANALİZİNDE GİRDİLERİN BULANIK OLMASI DURUMUNDA UYARLAMALI AĞ YAKLAŞIMI İLE PARAMETRE TAHMİNİ

Türkan ERBAY DALKILIÇ \*

Ayşen APAYDIN\*\*

### ÖZET

*Regresyon analizinde, bağımsız değişkene ait gözlem değerlerinin tek bir sınıftan gelmemesi ve bazı gözlemlerin hangi sınıfa ait olduğunun kesin olmaması başka bir değişle bulanık olması durumlarına aynı anda rastlanabilir. Böyle bir durumda bilinmeyen parametrelerinin tahmininde karmaşık problemlerin çözümünde etkin olan uyarlamalı ağlardan yararlanılabilir. Bu çalışmada, girdilerin bulanık olması durumunda regresyon modelinin bilinmeyen parametrelerinin tahmini için uyarlamalı ağı içeren bir algoritma önerilmiştir.*

*Anahtar Kelimeler : Bulanık Regresyon, Parametre Tahmini, Uyarlamalı Ağ.*

### 1.GİRİŞ

Regresyon analizinde, bir veri kümesi için gözlemlerin tek bir sınıftan geldiği düşünülür ve bağımlı değişken ile bağımsız değişkenler arasındaki basit fonksiyonel ilişki  $Y = f(X) + \varepsilon$  şeklindeki genel model ile ifade edilebilir. Veri kümesi birbirinden farklı dağılımlara sahip birden fazla sınıftan elde edilen gözlemlerin bir araya getirilmesiyle meydana gelmiş olabilir.  $c$  sınıf sayısını göstermek üzere, her sınıf bir  $f_i$  fonksiyonuyla ifade edildiğinde oluşturulacak regresyon modeli, switching regresyon modeli olarak da adlandırılmakta ve;

$$Y_i = f_i(X) + \varepsilon_i \quad 1 \leq i \leq c \quad (1)$$

biçiminde ifade edilmektedir (Lung. 1984, Michel. 2001, Richard. 1972).

Bu çalışmada verilerin birden fazla sınıftan gelmesi ve her bir verinin sınıflara ait olma durumlarının kesin olmaması, bir başka değişle bulanık olması durumunda veri kümesi için oluşturulan ve (1) eşitliği ile ifade edilen modellerin bir araya getirilerek

\* Ankara Üniversitesi, Fen Fakültesi, İstatistik Bölümü, Ankara, Türkiye, terbay@science.ankara.edu.tr

\*\*Ankara Üniversitesi, Fen Fakültesi, İstatistik Bölümü, Ankara, Türkiye, apaydin@science.ankara.edu.tr



farklı sınıflardan gelen verilere ait tek bir modelin oluşturulması aşamasında uyarlamalı ağlardan faydalanılacaktır.

## 2. BULANIK ÇIKARSAMA SİSTEMİ VE BULANIK UYARLAMALI AĞ

Bulanık çıkarsama sistemi, bulanık küme teorisi, bulanık Eğer-İse kuralları ve bulanık muhakemeye dayalı kullanışlı bir hesaplama yapısı oluşturur. Regresyon modelinin bilinmeyen parametrelerinin tahmininde kullanılabilen bulanık uyarlamalı ağlar, bulanık Eğer-İse kuralları ve bulanık çıkarsama sistemine dayanır. Problem, farklı dağılımlardan gelen bulanık girdilere bir regresyon doğrusu tahmin etmek olduğunda, Sugeno Bulanık Çıkarsama Sistemi çözüm için kullanılabilir uygun sistemlerden biridir ve bu durumda önerilen bulanık kural,

$$R^i = \text{Eğer}; (x_1 = F_1^i \text{ ise ve } x_2 = F_2^i \text{ ise ve } \dots x_p = F_p^i \text{ ise})$$

$$Y = Y^i = c_0^i + c_1^i x_1 + \dots + c_p^i x_p$$

biçiminde ifade edilir. Burada;  $F_i^i$  bulanık kümeyi ve  $Y^i$  de  $R^i$  kuralına göre sistem çıktısını ifade etmektedir.

Bulanık kurallara göre elde edilen modellerin ağırlıklandırılmış ortalaması, Sugeno Bulanık Çıkarsama Sisteminin çıktısıdır ve farklı sınıflardan gelen veriler için ortak regresyon modeli bu ağırlıklandırılmış ortalama ile ifade edilir.

Bulanık regresyon analizi için, bulanık çıkarsama sisteminin işleyişine imkan veren sinir ağları uyarlamalı ağ olarak bilinmektedir. Regresyon fonksiyonuna iyi bir yaklaşım elde etmek için kullanılan, sınırlardan ve bağlantılardan meydana gelen uyarlamalı ağ beş tabakadan meydana gelmektedir (Hisao. 1992- 2001, Horia.1996).

Ağı meydana getiren sınırlara ait fonksiyonlar, parametre fonksiyonları ile karakterize edilir. Beş tabakadan oluşan uyarlamalı ağın işleyişi aşağıda verilmiştir. Burada her biri, iki farklı sınıftan elde edilen verilerden oluşan iki bağımsız değişken ve bir bağımlı değişken vardır. Uyarlamalı ağın işleyişinde bu değişkenler arasındaki fonksiyonel bağlantı modellenir:

**Tabaka 1:** Sistem iki düzeyli iki değişkenden meydana geldiği için dört bulanık kurala sahiptir. Bu kurallara ilişkin bulanık kümeler  $F_1, F_2, F_3$  ve  $F_4$  ile gösterildiğinde tabakadaki h. sinirin çıktısı,

$$f_{1,h} = \mu_{F_h}(x_1) \quad h=1,2 \text{ için}$$

$$f_{1,h} = \mu_{F_h}(x_2) \quad h=3,4 \text{ için}$$

biçiminde tanımlanır. Burada  $\mu_{F_h}$ ,  $F_h$ 'a ilişkin üyelik fonksiyonudur.  $F_h$  için farklı üyelik fonksiyonları tanımlanabilir. Burada verilerin, parametre kümesi  $\{v_h, \sigma_h\}$  olan Normal Dağılım' dan geldiği düşünüldüğünde, üyelik fonksiyonları,

$$\mu_{F_h}(x_1) = \exp\left[-\left(\frac{x_1 - v_h}{\sigma_h}\right)^2\right] \quad h=1,2 \text{ için,}$$

$$\mu_{F_h}(x_2) = \exp\left[-\left(\frac{x_2 - v_h}{\sigma_h}\right)^2\right] \quad h=3,4 \text{ için}$$

biçiminde tanımlanır. Bu tabakadaki  $\{v_h, \sigma_h\}$  parametre kümesi *önsel parametreleri* gösterir.

**Tabaka 2:** Bu tabakadaki her sinir sabitlenmiş sinirdir ve  $\Lambda_l$  ile etiketlenmiştir ( $l=1, \dots, 4$ ). Birinci tabakadan gelen sinyaller bu tabakanın girdi sinyalleridir ve  $\Lambda_l$ ; bu girdi sinyallerinin çarpımı şeklinde tanımlanır. Bu tabakaya ilişkin sinir fonksiyonları,

$$f_{2,1} = w^1 = \mu_{F_1}(x_1) \cdot \mu_{F_3}(x_2)$$

$$f_{2,2} = w^2 = \mu_{F_1}(x_1) \cdot \mu_{F_4}(x_2)$$

$$f_{2,3} = w^3 = \mu_{F_2}(x_1) \cdot \mu_{F_3}(x_2)$$

$$f_{2,4} = w^4 = \mu_{F_2}(x_1) \cdot \mu_{F_4}(x_2)$$

ile ifade edilir.

**Tabaka 3:** Bu tabakadaki sinirler  $N_l$  ile etiketlenmiş ve ikinci tabakada olduğu gibi sabit sinirlerdir. Bu tabakanın çıktısı ikinci tabakanın çıktılarının bir normalizasyonudur ve sinir fonksiyonu;

$$f_{3,l} = \bar{w}^l = \frac{w^l}{\sum_{t=1}^m w^t} \quad l=1, \dots, 4 \quad (2)$$

olarak tanımlanır.

**Tabaka 4:** Bu tabakanın çıktı sinyalleri de bir fonksiyona bağlıdır ve bu fonksiyon;

$$f_{4,l} = \bar{w}^l Y^l \quad l=1, \dots, 4$$

ile ifade edilir. Burada  $Y^l$ , bulanık Eğer-İse kuralının sonuç kısmıdır ve

$$Y^l = c_0^l + c_1^l x_1 + c_2^l x_2$$

ile verilir.  $c_i^l$  ise bulanık sayılardır ve *sonsal parametreleri* gösterirler.



**Tabaka 5:** Bu tabakadaki tek sinir sabitlenmiş sinirdir ve gelen sinyallerin tümünün toplamı olarak,

$$f_{5,1} = \hat{Y} = \sum_{l=1}^4 \bar{w}^l Y^l$$

biçiminde hesaplanır (Chi-Bin. 1999, Chi-Bin 2001, Hisao.1993).

Verilen girdi-çıkı veri çiftleri arasındaki ilişkinin modelini elde etmeyi amaçlayan uyarlamalı ağın eğitimi hata ölçüsüne dayanmaktadır. Ağdan elde edilen tahmin ile hedeflenen çıktı arasındaki fark hata olarak tanımlandığında, ağ bu hata ölçüsünü en küçük yapacak şekilde model oluşturabilmek üzere eğitilmelidir. Eğitim, hata ölçütü önceden belirlenen bir değerden küçük olduğunda sona erer.

### 3. UYARLAMALI AĞ İLE PARAMETRE TAHMİNİ İÇİN BİR ALGORİTMA

Uyarlamalı ağ ile parametre tahmini, hata ölçütünün en küçüklenmesi prensibine dayanır. Chi-Bin C. (1999) tarafından, farklı sınıflardan gelen verilere ilişkin regresyon modellerinin oluşturulması ve bu regresyon modellerine dayanan ortak bir tahminin elde edilmesi süreci için bir algoritma önerilmiştir. Tahmin sürecinin iki önemli adımı, verilerin geldiği sınıfı karakterize eden önsel parametre setinin belirlenmesi ve bu parametrelerin süreç içinde güncellenmesidir. Chi-Bin tarafından önerilen algoritmada sonsal parametreler  $c_i^l = (a_i^l, b_i^l)$ , Tanaka tarafından önerilen ve

$$\begin{aligned} \min \sum_{k=1}^N \sum_{l=1}^m \sum_{i=0}^p \bar{w}^l b_i^l x_{ik} \quad (&= \min \sum_{k=1}^N \hat{e}_k) \\ b_i^l &\geq 0 \quad i = 1, \dots, p \quad l = 1, \dots, m \\ \sum_{l=1}^m \sum_{i=0}^p \bar{w}^l a_i^l x_{ik} + (1-\alpha) \sum_{l=1}^m \sum_{i=0}^p \bar{w}^l b_i^l x_{ik} &\geq y_k + (1-\alpha)e_k \\ - \sum_{l=1}^m \sum_{i=0}^p \bar{w}^l a_i^l x_{ik} + (1-\alpha) \sum_{l=1}^m \sum_{i=0}^p \bar{w}^l b_i^l x_{ik} &\geq -y_k + (1-\alpha)e_k \end{aligned} \quad (3)$$

biçiminde modellenen, doğrusal programlama probleminin çözülmesiyle elde edilir. (James. 2000, Jyh-Shing. 1993).

Elde edilen parametre setinin süreç içerisinde güncellenmesi ise,

$$\epsilon_{5,1} = \frac{\partial \mathcal{E}_k^2}{\partial y_k}, \quad \epsilon_{r,l} = \sum_{h=1}^{M_{r+1}} \epsilon_{r+1,h} \frac{\partial F_{r+1,h}}{\partial f_{r,l}}$$

biçiminde tanımlanan geri yayılım hatalarına bağlıdır ve

$$\Delta\rho = -\eta \frac{\partial(y_k - \hat{y}_k)^2}{\partial\rho} \quad (4)$$

eşitliğinden elde edilir. Burada  $\rho$  önsel parametreler ve  $\eta$ , öğrenme oranıdır. (0 1] aralığında değer alan öğrenme oranı karar verici tarafından belirlenir.

Regresyon modellerini oluşturacak katsayıların belirlenmesi için verilen bu algoritmada, hatası en küçük olan tahmine ulaşılmaya çalışılmaktadır. Hatası en küçük olan tahmine ulaşmak, önsel parametrelerin doğru belirlenmesine ve güncellenmesine ve ayrıca sonsal parametrelere bağlıdır. Chi-Bin (1999) tarafından önerilen algoritmada sonsal parametreler (3) eşitliği ile verilen Tanaka modelinin çözümü ile elde edilir. Ancak çözüm aşamasında bu doğrusal programlama modeli bazı durumlarda kullanıcıyı çözümsüzlüğe taşıyabilmektedir ve her problem için etkin çözüm verememektedir. Önsel parametrelerin güncellenmesi de geri yayılım hatalarına bağlı olduğu için bir dizi karmaşık işlemi beraberinde getirmektedir. Tüm bu sakıncaları gidermek için önsel parametrelerin farklı belirlendiği ve güncellendiği bir algoritma önerildi. Burada merkezler ve yayılımlardan oluşan önsel parametre setinde oldukça önemli olan merkez parametrelerinin belirlenmesi amaçlandı. Önerilen algoritma adımları aşağıdaki gibi tanımlandı.

**Adım 1:** Önsel parametreler belirlenir: Yayılımlar, girdi değişkenlerinin değer aldığı aralığa ve değişkenlerin düzey sayılarına göre sezgisel olarak belirlenir. Bu parametredeki değişim tahmini çok fazla etkilememektedir. Merkez parametreleri de değişkenlerin değer aldığı aralığa ve düzey sayısına bağlıdır. Örneğin iki düzeyli  $X_i$  değişkeni için merkeze ilişkin ilk önsel parametre değerleri,

$$V_1 = \text{Enk} ( X_i ) , \quad V_2 = \text{Enb} ( X_i )$$

biçiminde belirlenir.

**Adım 2:** Bağımsız değişkenlerin bulanık, bağımlı değişkenin kesin sayılardan oluştuğu durumda, sonsal parametreleri ifade eden  $C_i^l$  de kesin sayılar olarak elde edilir. Bu durumda sonsal parametrelerin saptanması için,

$$Z = (B^T B)^{-1} B^T Y$$

eşitliği kullanılır (Chi-Bin. 2001). Burada,

$$B = \begin{bmatrix} \bar{w}_1^1, \Lambda, \bar{w}_1^m, \bar{w}_1^1 x_{11}, \Lambda, \bar{w}_1^m x_{11}, \Lambda, \bar{w}_1^1 x_{p1}, \Lambda, \bar{w}_1^m x_{p1} \\ M \\ \bar{w}_n^1, \Lambda, \bar{w}_n^m, \bar{w}_n^1 x_{1n}, \Lambda, \bar{w}_n^m x_{1n}, \Lambda, \bar{w}_n^1 x_{pn}, \Lambda, \bar{w}_n^m x_{pn} \\ \bar{w}_k^l x_{jk} \\ M \end{bmatrix},$$



$$Y = [y_1, y_2, \dots, y_n]^T \text{ ve}$$

$$Z = [a_0^1, \dots, a_0^m, a_1^1, \dots, a_1^m, a_p^1, \dots, a_p^m]^T$$

biçiminde tanımlanır. B matrisinin oluşturulmasında kullanılan  $\overline{w}_i'$ , (2) eşitliğinde de tanımlandığı gibi, uyarlamalı ağırlık üçüncü tabakasındaki sinirlerin çıktısıdır. Bu yöntem bağımlı değişken bulanık olduğu durumda da kullanılabilen bir yöntemdir.

**Adım 3:** Hedeflenen sonuç ile elde edilen çıktı arasındaki fark olarak tanımlanan hata

$$\varepsilon_k = Y_k \{-\} \hat{Y}_k$$

biçiminde hesaplanır. Burada  $\{-\}$  bağımlı değişkenin de bulanık olması durumunda fark operatörüdür.

Eğer hata ölçüsü, önceden belirlenmiş kabul edilebilir bir değerden küçükse durulur. Bu durumda Adım 2'de sonucun bulanık ya da kesin olması durumuna bağlı olarak izlenen yöntem sonucunda ulaşılan sonsal parametre, kurulacak olan regresyon modellerinin parametreleri olarak elde edilmiştir, sürece son verilir.

Eğer hata ölçüsü yeterince küçük değilse adım 4'e geçilir ve sürece devam edilir.

**Adım 4:**  $\text{Enk}(X_i)$  ve  $\text{Enb}(X_i)$  olarak belirlenen merkezi önsel parametreler, en küçük değerden en büyük değere doğru artacak, en büyük değerden en küçük değere doğru azalacak şekilde,

$$V_1' = \text{Enk}(X_i) + t, \quad V_2' = \text{Enb}(X_i) - t$$

ile yenilenir. Burada t bağımsız değişkenlerin aldığı değerlere bağlı olacak şekilde belirlenir. Değişim ile elde edilen her önsel parametre için tahminler ve bu tahminlere ilişkin hata ölçütleri hesaplanır.

**Adım 5:** Hesaplanan hata ölçütlerinden en küçük olanı belirlenir. Belirlenen en küçük hatayı veren önsel parametreler ve bu parametrelere ilişkin modellerden elde edilen tahmin çıktı olarak alınır.

Önerilen algoritma MATLAB'da yazılan bir program ile işletildi. Bu adımsal işletim aşamasında farklı veri setleri ele alındı ve daha önce sonuçlanmış model yapıları ile karşılaştırıldı. Yapılan karşılaştırmalardan, uyarlamalı ağırlık üçüncü tabakasındaki sinirlerin en küçük hataya ulaştıkları görüldü. Çalışmanın son kesiminde, önerilen algoritmanın işlerliği bir uygulama ile gösterildi.

#### 4. UYGULAMA

Bağımsız değişkenlerin normal dağılımdan gelmesi durumunda önerilen yöntemi irdeleyebilmek ve klasik yöntemler ile karşılaştırabilmek için, simülasyon ile bir veri seti türetildi. Daha sonra MATLAB da hazırlanan program kullanılarak çözümlenmeler yapıldı.

Üç bağımsız değişken ve bir bağımlı değişkenin yer aldığı veri setine için uyarlamalı ağ'dan elde edilen tahmin değerleri ( $\hat{y}_{A\tilde{g}}$ ) ve bu tahminlere ilişkin hatalar ( $e_{(A\tilde{g})i}$  ( $i=1, \dots, n$ )) ve en küçük kareler yöntemi ile elde edilen tahminler ( $\hat{y}_{EKK}$ ) ve bu tahminlere ilişkin hatalar ( $e_{(EKK)i}$  ( $i=1, \dots, n$ )) Tablo 1'de verildi.

**Tablo 1.** Normal dağılımdan gelen üç bağımsız değişkene ilişkin veri setine ait tahminler ve hatalar

$X_1$	$X_2$	$X_3$	Y	$\hat{y}_{A\tilde{g}}$	$e_{(A\tilde{g})i}$	$\hat{y}_{EKK}$	$e_{(EKK)i}$
20.8841	17.3119	28.2459	17.4275	18.3357	0.9082	13.6840	3.7434
25.9724	20.4055	27.5454	14.9750	16.1843	1.2093	14.0011	0.9739
19.9736	19.5829	30.2403	13.6189	15.0042	1.3853	14.1848	-0.5659
23.6113	16.5098	26.3084	21.3823	22.0432	0.6609	13.3614	8.0209
21.2345	23.5512	22.3080	24.3170	23.5137	-0.8033	15.9467	8.3703
20.3018	19.9537	24.4027	12.3872	12.0337	-0.3535	14.8677	-2.4805
20.9154	21.6087	15.2039	15.5171	12.4232	-3.0939	16.2194	-0.7023
23.3933	17.8507	26.8931	10.9618	11.7609	0.7991	13.6833	-2.7216
25.6947	18.0333	25.4678	18.4022	19.0136	0.6114	13.6189	4.7833
24.5355	20.9431	22.6356	3.1771	2.8065	-0.3705	14.8331	-11.6561
29.2565	20.3204	22.3812	19.9506	20.1203	0.1698	14.1497	5.8008
24.0185	25.5446	20.6774	16.0945	15.1277	-0.9668	16.3335	-0.2390
18.9298	19.1747	24.8091	16.3083	15.9394	-0.3690	14.7738	1.5345
25.0389	26.6377	26.5174	21.0672	21.7754	0.7082	15.8870	5.1802
25.2855	24.5256	23.6786	13.6267	13.6220	-0.0046	15.5952	-1.9685
26.2661	14.1648	23.0004	14.3343	14.4642	0.1299	12.7797	1.5546
26.9993	14.9584	24.8561	8.6475	9.4438	0.7963	12.7103	-4.0628
30.1123	18.2794	24.3010	6.6820	7.6003	0.9183	13.3002	-6.6182
22.8087	19.4426	21.1709	11.4822	10.3834	-1.0988	14.7861	-3.3039
26.0432	20.0268	30.1702	16.4044	18.2827	1.8782	13.6121	2.7923
24.9473	22.5108	26.7636	12.2940	13.0556	0.7616	14.7662	-2.4722
22.6789	17.8332	30.1238	8.3323	9.9482	1.6159	13.4170	-5.0847
33.5452	17.8355	23.0091	20.3634	21.5100	1.1466	12.9234	7.4400
23.9695	19.3965	20.5251	11.4396	10.3599	-1.0797	14.7088	-3.2692
19.3619	19.9386	28.2306	14.9436	15.6531	0.7096	14.5645	0.3791
32.0804	20.8367	25.1648	14.9959	16.2294	1.2335	13.6664	1.3295
26.3022	23.1749	21.9752	13.7528	13.3411	-0.4117	15.2977	-1.5448
20.5238	21.8650	24.6435	16.9829	16.7977	-0.1852	15.3284	1.6545
27.4814	14.7482	16.9646	13.6799	12.1240	-1.5560	13.4384	0.2415
30.0791	22.0920	29.3357	6.6799	8.6132	1.9333	13.7891	-7.1092



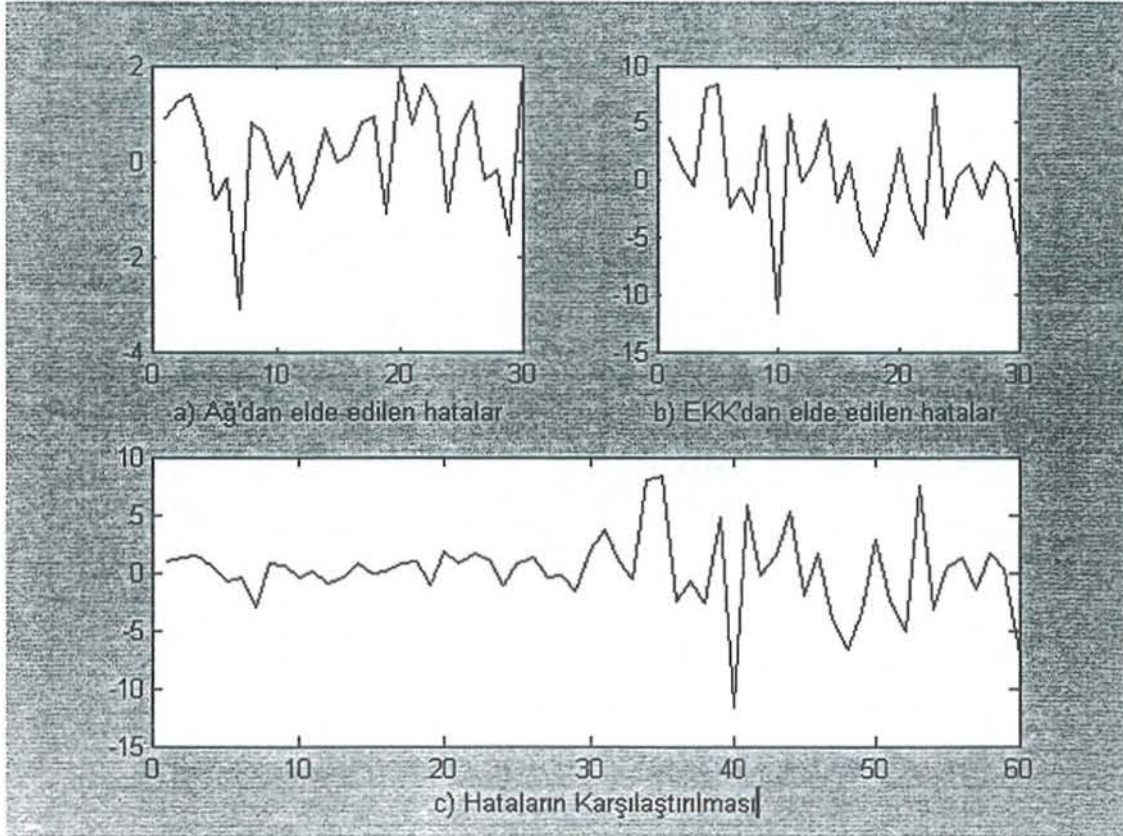
Ağ'dan elde edilen tahminler için hata

$$\varepsilon_{Ağ} = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{n} = 1.2675$$

olarak ve En Küçük Kareler yönteminden elde edilen tahminler için hata ise,

$$\varepsilon_{EKK} = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{n} = 20.8775$$

olarak elde edildi. Tahminlere ilişkin hataların grafikleri ise Şekil 1'de yer almaktadır.



Şekil 1. Tablo 1'de yer alan veri setine ilişkin hataların grafikleri



## **KAYNAKLAR**

- CHI-BIN C., LEE E. S. (2001), *Switching Regression Analysis by Fuzzy Adaptive Network*, European Journal of Operational Research, 128. 647-663.
- CHI-BIN C., LEE E. S. (1999), *Applying Fuzzy Adaptive Network to Fuzzy Regression Analysis*, An International Journal Computers & Mathematics With Applications. 38. 123-140.
- HISAO I., HIDEO T. (1993) *An Architecture of Neural Networks with Interval Weights and Its Application to Fuzzy Regression Analysis*, Fuzzy Sets and Systems. 57. 27-39.
- HISAO I., MANABU N. (2001), *Fuzzy Regression Usin Asymmetric Fuzzy Coefficients and Fuzzied Neural Networks*, Fuzzy Sets and Systems. 119. 273-290.
- HISAO I., TANAKA H. (1992), *Fuzzy Regression Analaysis Using Neural Networks*, Fuzzy Sets and Systems. 50. 257-265.
- HORIA F., COSTEL S. (1996), *A New Fuzzy Regression Algorithm*, Anal. Chem. 68. 771-778.
- JAMES P.D., DONALT W. (2000), *Fuzzy Regression by Fuzzy Number Neural Networks*, Fuzzy Sets and Systems. 112. 371-380.
- JYH-SHING ROGER JANG (1993), *ANFIS: Adaptive-Network-Based Fuzzy Inference System*, IEEE Transaction on Systems, Man and Cybernetics. 23. No:3. 665-685.
- LUNG-FEI L., ROBERT H.P. (1984), *Switching Regression Models With Imperfect Sample Separation Information-With an Application on Cartel Stability*, Econometrica. 52. 391-418.
- MICHEL M. (2001), *Fuzzy Clustering and Switching Regression Models Using Ambiguity and Distance Rejects*, Fuzzy Sets and Systems. 122. 363-399.
- RICHARD E.Q. (1972), *A New Approach to Estimating Switching Regressions*, Journal of the American Statistical Association. 67. No:338. 306-310.

## **ADAPTIVE NETWORK APPROACH TO PARAMETER ESTIMATION IN FUZZY REGRESSION FOR FUZZY INPUT**

### **ABSTRACT**

*In regression analysis, the condition that the observations do not come from one single class for a data set and some observations belong to which present classes are not clear can be seen at the same time. In this work, an algorithm is proposed for estimation of the unknown parameters in regression model by adaptive network when the input is fuzzy.*

**Key Words :** *Adaptive Network, Fuzzy Regression, Parameter Estimation.*

## İKİLİ LOJİSTİK REGRESYON ANALİZİ VE BİR UYGULAMA

Özgül VUPA \*

Serdar KURT \*\*

### ÖZET

*Regresyon yanıt değişkeni ile bir ya da birden fazla açıklayıcı değişkenler arasındaki ilişkiyi bulan veri analiz yöntemlerinden biridir. Lojistik Regresyon analizi ikili yanıt değişkeni ile hem sürekli hem de kesikli değişkenlerden oluşan bağımsız değişkenler kümesi arasındaki ilişkiyi tanımlar. Doğrusal regresyonda hata teriminin bütün gözlemler için sabit varyansla normal dağılır. Fakat yanıt değişkeni ikili olduğu zaman kullanılan lojistik regresyonda ise hata teriminin sabit varyansla dağılmadığı bazı özel durumlar ortaya çıkabilir. Bu lojistik regresyon modeli için genel kestirim yöntemi en çok olabilirliktir. En çok olabilirlik yöntemi gözlenen veri kümesini elde etmenin olasılığını maksimum yapan bilinmeyen parametrelerin değerlerini verir. Bu yöntem için ilk önce en çok olabilirlik fonksiyonunun bulunması gerekmektedir. Modeldeki herhangi bir bağımsız değişkenin önemine karar vermek için model denkleminde o bağımsız değişkenin bulunduğu ve bulunmadığı durumlardaki sapma (Deviance) değerleri karşılaştırılır. Sapma içindeki bu değişim G istatistiği olarak adlandırılır. Farklılıkların oranı (Odds Ratio,  $\Omega$ ) katsayılarının yorumlanması için kullanılır. İnsanlarda akciğer kanseri olmayı etkileyen birçok faktör vardır. Lojistik regresyon analizi kanser olmanın oranını azaltmak için modelde yer alan değişkenleri seçmek amacıyla kullanılmıştır. Bu uygulamada bunun sonucunun elde edilmesi için uygulanan lojistik regresyon analizinin adımları SPSS paket programı ile yapılmıştır ve hemen arkasından sonuçlar yorumlanmıştır.*

**Anahtar Kelimeler:** *En Çok Olabilirlik, Farklılıkların Oranı ( $\Omega$ )  
İkili Lojistik Regresyon, Olabilirlik Oran Testi,*

### 1. GİRİŞ

Lojistik regresyonun kullanım amacı diğer model oluşturma teknikleri ile aynıdır. Mümkün olan en az sayıda değişkeni kullanarak sonuç değişkeni ile bağımsız değişken(ler) arasındaki ilişkiyi doğru bir şekilde tanımlayan, en iyi uyuma sahip ve aynı zamanda da biyolojik olarak anlamlı bir model oluşturmaktır.

\* Dokuz Eylül Üniversitesi Fen Edebiyat Fakültesi, İstatistik Bölümü, Tınaztepe Kampüsü 35160 Buca/İzmir, Türkiye, e-mail:ozgul.vupa@deu.edu.tr



Lojistik regresyon bağımlı değişkenin durumundan dolayı normal dağılıma sahip olmama ve ortak kovaryansa sahip olmama gibi çeşitli varsayımların bozulmalarına karşı literatürde çok sık kullanılan ayrımsama analizi (discriminant analysis) ve çapraz tablolara (contingency table) alternatif olarak kullanılan bir analizdir. Ayrıca bağımlı değişkenin ikili veya daha fazla düzeyini içeren durumlarda normallik varsayımının bozulması nedeni ile doğrusal regresyon analizine de alternatif olur. Lojistik regresyonda hataların binom dağılıma sahip olduğu varsayılır.

Bağımlı değişkenin binom dağılıma uyduğu durumda, lojistik regresyon modelinin kullanımı özellikle biyolojik alanlarda yaygın hale gelmiştir. Biyolojik alanda özellikle akciğer kanseri olmayı etkileyen faktörleri bulmak için yapılmış bazı çalışmalar vardır.

Lee ve arkadaşları (2000) 713 Tayvanlı kadın üzerinde yaptıkları araştırmaya göre 20 yıldan veya 40 yıldan fazla sigara içmenin 1.8 ve 2.2 odds oranları ile akciğer kanseri olma riski taşıdığını bulmuşlardır. Ayrıca bu çalışmayla Tayvan kadınlarının eşi sigara içiyorsa, bu içen kadınların içmeyenlere göre 3.3 kat daha fazla akciğer kanseri olma risklerinin olduğunu da belirtmişlerdir.

Schneider ve arkadaşları (2004) 1068 hastada yaptıkları çalışmaya göre, insanda varolan GSTM1 enziminin bozukluğu ile birlikte sigara içilmesinin insanda akciğer kanseri yapma riskini artırdığı yönünde bir çalışma elde etmişlerdir. Bu çalışmaya göre gende GSTM1 enzimini çalıştıran parçanın bozulması, insanın akciğer kanseri olmasını sigara içmeyenlere göre 158.49 kat daha fazla artırdığını belirtmişlerdir.

Darby ve arkadaşları (2004) radyoaktif bölünmenin akciğer kanseri yaptığına ilişkin bir çalışma yapmışlardır. Bu çalışmaya göre 13 Avrupa ülkesindeki 5 ile 34 yaşları arasındaki 21,356 kişide bu radyoaktif bölünmenin akciğer kanser olma riskini % 8.4 kat artırdığı yönündedir.

Vineis ve arkadaşları (2005) yaptıkları kohort çalışmasına göre 10 yıldan fazla sigara içenlerin, içmeyenlere ya da ilk 10 yılda bırakanlara göre akciğer kanseri olma risklerini daha fazla bulmuşlardır.

## 2. LOJİSTİK REGRESYON MODELİ

Regresyon modellerinde verilen bir bağımsız değişken değerine bağlı olarak bağımlı değişkeninin ortalama değeri  $E(Y|x)$  ile gösterilir ve koşullu ortalama olarak adlandırılır. Doğrusal regresyon analizinde, koşullu ortalamanın  $x$ 'in doğrusal bir denklemi olduğu varsayılır ve  $E(Y|x) = \beta_0 + \beta_1 x$  ile ifade edilir. Burada  $x$ 'in aralığının  $-\infty$  ve  $\infty$  arasında değişmesinden dolayı  $E(Y|x)$ 'in olası her değeri alabileceği görülür. Bağımlı değişken ikili olduğu zaman koşullu ortalama, 0 ile 1 arasında değişir ve gösterimi  $0 \leq E(Y|x) \leq 1$  şeklindedir. Lojistik regresyon analizinde,  $E(Y|x) = \beta_0 + \beta_1 x$ 'in sol tarafı 0-1 arasında sınırlı olasılık değerleri alırken eşitliğin sağ tarafı sonsuz değerler alabilen bağımsız değişkenden oluşur. Bu sorunun üstesinden gelmek için olasılık değerlerinin çeşitli dönüşümlerle  $-\infty$  ve  $\infty$  arasında tanımlı hale getirilir.



$(\tilde{x}_i, y_i)$  gösterimli  $n$  tane birbirinden bağımsız gözlem eşinin olduğu varsayılır.  $(i = 1, 2, K, n)$   $\tilde{x}_i = (x_1, x_2, K, x_p)$  vektörü ile gösterilen  $p$  tane bağımsız değişken içersindekilerin bazıları kategorik bazıları da sürekli olabilir. Kesikli ve nominal ölçekli bağımsız değişkenleri modele dahil etmek için dizayn değişkenlerinin kullanımı gereklidir. Modeldeki bağımsız değişkenler ile bağımlı değişken arasındaki doğrusal ilişkiyi veren fonksiyona link fonksiyon adı verilir. Doğrusal regresyonda link fonksiyon birim matrisi (Identity Matrix = I) iken, lojistik regresyonda lojit ya da probit dönüşümdür (Logit or Probit Transformation). Buna göre  $\beta_p$  katsayısı  $x_p$ 'deki bir birim artışın lojit içersinde sağlayacağı değişim demektir. Çoklu lojistik regresyon modelinin ve buradaki  $\pi(\tilde{x})$ 'in lojit dönüşümün gösterimleri sırasıyla denklem (1) ve (2)'de verilir.

$$\pi(\tilde{x}) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \Lambda + \beta_p x_p)}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \Lambda + \beta_p x_p)} = \frac{\exp(g(\tilde{x}))}{1 + \exp(g(\tilde{x}))} \quad (1)$$

$$g(\tilde{x}) = \ln \left[ \frac{\pi(\tilde{x})}{1 - \pi(\tilde{x})} \right] = \ln \left\{ \frac{\frac{\exp(\beta_0 + \beta_p x_p)}{(1 + \exp(\beta_0 + \beta_p x_p))}}{1} \right\} = \ln(e^{\beta_0 + \beta_p x_p}) = \beta_0 + \beta_p x_p \quad (2)$$

Lojistik regresyonda katsayıların yorumlanması için farklılıklardan (odds) ve farklılıkların oranı'ndan (odds ratio) yararlanır. Farklılıklar, lojit'in doğal logaritması alınmamış halidir.  $x = 1$  ve  $x = 0$  için farklılıkların değerleri denklem (3)'de verilir.

$$\frac{\pi(x=1)}{(1-\pi(x=1))}, \quad \frac{\pi(x=0)}{(1-\pi(x=0))} \quad (3)$$

Farklılıkların oranı ise  $x = 1$  için hesaplanan farklılıkların değerinin  $x = 0$  için hesaplanan farklılıkların değerine oranı şeklindedir. Farklılıkların oranının doğal logaritması log odds oranı veya log odds şeklinde ifade edilir ve bu da lojit farka eşittir. Buna göre lojistik regresyonda bağımsız değişkenin ikili olması yani 0 ile 1 şeklinde kodlanması durumunda farklılıkların oranı  $\Omega = \exp(\beta_p)$  şeklinde ifade edilir. Farklılıkların oranının tahmini,  $\hat{\Omega}$ , eğik bir dağılıma sahiptir. Örnek genişliği yeteri kadar büyük olduğu zaman  $\hat{\Omega}$ 'nın dağılımı normal olur. Farklılıkların oranı, lojit fark ve farklılıkların oranı için  $\%100(1-\alpha)$  güven aralığının tahmini sırasıyla denklem (4), (5) ve (6)'da verilir.

$$\hat{\Omega} = \frac{\frac{\pi(1)}{(1-\pi(1))}}{\frac{\pi(0)}{(1-\pi(0))}} = \exp(\hat{\beta}_p) \quad (4)$$

$$\ln(\hat{\Omega}) = \hat{\beta}_p \quad (5)$$

$$\exp\left[\hat{\beta}_p \pm Z_{1-\alpha/2} SE(\hat{\beta}_p)\right] \quad (6)$$

Modelde ikiden fazla sınıflı bağımsız değişkenin olduğu durumda farklılıkların oranının hesaplanması aynı iki sınıflı bağımsız değişkendir gibi lojit fark ile yapılır. Modelin sürekli bağımsız değişken içermesi durumunda tahmin edilen katsayıların nasıl yorumlanacağı değişkenin modele nasıl gireceğine bağlıdır. Bunun için kartil bölünme ya da  $x(\log(x))$  değişkenini modele ekleme yöntemleri kullanılır. Kartil bölünme yönteminde kartiller kullanarak bağımsız değişken dört gruba ayrılır ve bu gruplar küçükten büyüğe ya da büyükten küçüğe doğru sıralanır. Bunlar modele dizayn değişkeni şeklinde girer. Grupların farklılıkların oranları arasında doğrusal bir artış veya azalış varsa, incelenen sürekli bağımsız değişken lojitle doğrusal olduğu varsayılır ve modele sürekli değişkenmiş gibi girer.

Bağımsız değişkenler sayısal olarak sınıflandırıldığı zaman çeşitli dizayn değişkenlerinin kategorik olan bu değişkenleri temsil etmesi için kullanılması gerekir. Nominal değişken  $k$  kategoriye sahipse, o zaman  $k-1$  dizayn değişkeni kullanılır. Eğer  $j$ 'inci bağımsız değişken olarak ifade edilen  $x_j$ ,  $k_j$  kategoriye sahipse  $k_j-1$  dizayn değişkeni  $D_{ju}$  ve katsayıları da  $u=1,2,K,k_j-1$  olarak belirtilir.  $j$ 'inci bağımsız değişkeni kesikli olan  $p$  değişkenli model için lojit biraz daha farklı olur ve gösterimi denklem (7)'deki gibidir.

$$g(\tilde{x}) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + K + \sum_{m=1}^{k_j-1} \beta_{jm} D_{jm} + \beta_p x_p \quad (7)$$

(1)'deki lojistik regresyon modelindeki bilinmeyen parametrelerin tahmin edilmesi en çok olabilirlik yöntemi ile (Maximum Likelihood Method) yapılır. Bu yöntem gözlenen veri kümesini elde etme olasılığını maksimum yapan bilinmeyen parametrelerin değerlerini verir. Bunun için en çok olabilirlik fonksiyonunun (Maximum Likelihood Function) oluşturulması gerekir. Sonuç değişkeninin 1'e eşit olduğu zaman olabilirlik fonksiyonuna katkısı  $\pi(\tilde{x})$ , 0'a eşit olduğu zamanki katkısı ise  $1-\pi(\tilde{x})$ 'dir.  $(\tilde{x}_i, y_i)$  çiftindeki birbirinden bağımsız olabilirlik fonksiyonunun gözlem eşleri çarpımla ifade edilir ve gösterimi aşağıdaki gibidir.

$$L(\beta_0, \beta_p) = \prod_{i=1}^n \pi(\tilde{x}_i)^{y_i} (1-\pi(\tilde{x}_i))^{1-y_i} \quad (8)$$

En çok olabilirlik yöntemindeki amaç  $\tilde{\beta}$  kestiriminin (8)'deki denklemi maksimum yapmasıdır. (8)'deki denklemin logaritmasıyla çalışmak matematiksel



olarak daha kolay olacağından log olabilirlik fonksiyonu denklem (9)'daki gibi elde edilir.

$$\ln L(\beta_0, \beta_1, K, \beta_p) = \ln L(\tilde{\beta}) = \sum_{i=1}^n \{y_i(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + K + \beta_p x_{pi}) - \ln(1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + K + \beta_p x_{pi}))\} \quad (9)$$

Yukarıdaki denklemi maksimum yapan  $\tilde{\beta}$  değerlerinin bulabilmek için  $\ln L(\tilde{\beta})$ 'nin  $\tilde{\beta}$ 'lara göre başka bir deyişle  $p+1$  katsayıya göre türevi alınarak bu  $p+1$  tane olabilirlik eşitlikleri 0'a eşitlenir. Sonuçta elde edilen eşitliklere olabilirlik eşitlikleri denir ve denklem (10) ile ifade edilirler.

$$\sum_{i=1}^n [y_i - \pi(x_i)] = 0, \quad \sum_{i=1}^n x_{ij} [y_i - \pi(x_{ij})] = 0 \quad j = 1, 2, K, p \quad (10)$$

Bu denklemlerden elde edilen  $\tilde{\beta}$  değerleri, en çok olabilirlik kestirimi olarak adlandırılırlar ve  $\hat{\beta}$  ile gösterilir.  $\pi(\tilde{x}_i)$ 'nin en çok olabilirlik kestirimi  $\hat{\pi}(\tilde{x}_i)$  ile gösterilir ve bu değer  $x$ 'in  $x_i$  gibi değere eşit olarak verildiği zaman,  $Y$ 'nin 1'e eşit olma koşullu olasılığının kestirimini verir. Burada kestirilen katsayıların varyans ve kovaryanslarının kestirim yöntemi log olabilirlik fonksiyonlarının ikinci derecede kısmi türevlerinden oluşan matristen elde edilir. Ama bunun elde edilmesi uzun ve karışık işlemler gerektirdiğinden paket programlardan yararlanır. (SPSS, Minitab, SAS)

### 3. LOJİSTİK REGRESYON KATSAYILARININ ÖNEM TESTİ

Katsayıların kestiriminden sonra modeldeki değişkenlerin önemliliğine bakılır. Katsayıların önemlilik testleri en iyi modeli mümkün olan en az değişkenle oluşturmada yardımcıdır.

Katsayıların önemi olabilirlik oran testi (Likelihood Ratio Test), Wald testi ve score testi olmak üzere üç farklı yöntemle yapılabilir. Buradaki asıl sorun incelenecek olan değişkeni kapsayan modelin (Full Model) sonuç değişkeni hakkında o değişkeni kapsamayan modelden (Saturated Model) daha çok bilgi içerip içermediğidir. Bu sorun sonuç değişkeninin gözlenen değerlerini, her iki modelden elde edilen kestirilen değerlerle karşılaştırılarak cevaplanır. Eğer değişkenli modelin kestirilen değerleri değişkeni içermeyen modelden daha iyi ise o zamam incelediğimiz değişkenin önemli olduğu sonucuna varırız. Bu karşılaştırma işlemi log olabilirlik fonksiyonu ile yapılır ve gösterimi denklem (11)'deki gibidir.

$$D = -2 \ln \left[ \frac{\text{şu andaki modelin olabilirliği}}{\text{doymuş modelin olabilirliği}} \right] \quad (11)$$



Burada parantez içindeki ifade olabirlik oranı olarak ifade edilirken doğal logaritmanın  $(-2)$  katının alınması ile de dağılımı bilinen bir değer elde edilir ve bu da hipotez testinde kullanılır. Bu eşitlik log olabirlik cinsinden yazılacak olursa denklem (12) elde edilir.

$$D = -2 \sum_{i=1}^n \left[ y_i \ln \left( \frac{\hat{\pi}(\tilde{x}_i)}{y_i} \right) + (1 - y_i) \ln \left( \frac{1 - \hat{\pi}(\tilde{x}_i)}{1 - y_i} \right) \right] \quad (12)$$

Sapma (Deviance) olarak adlandırılan  $D$  istatistiği doğrusal regresyondaki hata kareler toplamı ile aynı rolü üstlenmesinin yanında uyum iyiliğine karar verilirken de kullanılır. Bağımsız bir değişkenin önemine karar vermede, model denkleminde bu değişkenin olduğu ve olmadığı  $D$  değerleri karşılaştırılır.  $D$ 'deki bu değişim, doğrusal regresyonda kullanılan  $F$  testindeki pay kısmı ile aynı rolü üstlenen  $G$  istatistiği olarak adlandırılır ve gösterimi denklem (13)'deki gibidir.

$$G = -2 \ln \left[ \frac{\text{değişkenli modelin olabirliği}}{\text{değişkenli modelin olabirliği}} \right] \quad (13)$$

Modelde tek bağımsız değişken varsa, değişkenin modelde olmadığı zamanki  $\beta_0$ 'ın maksimum olabirlik tahmini ve  $G$  istatistiği sırasıyla denklem (14), (15) ve (16)'da verilir.

$$\hat{\beta}_0 = \ln \frac{n_1}{n_0}, \quad n_1 = \sum_{i=1}^n y_i, \quad n_0 = \sum_{i=1}^n (1 - y_i), \quad (14)$$

$$G = -2 \ln \left[ \frac{\left( \frac{n_1}{n} \right)^{n_1} \left( \frac{n_0}{n} \right)^{n_0}}{\prod_{i=1}^n \hat{\pi}_i^{y_i} (1 - \hat{\pi}_i)^{(1-y_i)}} \right] \quad (15)$$

$$G = 2 \left\{ \sum_{i=1}^n [y_i \ln(\hat{\pi}_i) + (1 - y_i) \ln(1 - \hat{\pi}_i)] - [n_1 \ln(n_1) + n_0 \ln(n_0) - n \ln(n)] \right\} \quad (16)$$

$H_0 : \beta_1 = 0$ ,  $H_1 : \beta_1 \neq 0$  hipotezi altında,  $G$  istatistiği 1 serbestlik dereceli ki-kare dağılımına sahiptir. Eğer hesaplanan  $G$  değeri, ki-kare değerinden büyükse hipotezi reddederiz. Başka bir yol olarak incelenen değişkeni içeren ve içermeyen modelin log olabirlik değerine bakılır. İncelenen değişkenin modele eklenmesi log olabirlik

değerinde artışa neden olur. Log olabilirlik oran testi her iki modelin log olabilirlik değerleri arasındaki farkın  $(-2)$  katına eşittir. Çoklu lojistik regresyon modelinde birlikte değişenler için  $p$  tane eğim katsayısının sıfıra eşit olması hipotezi altında  $G$  istatistiği  $(v_2 - v_1)$  serbestlik derecesiyle ki-kare dağılımı gösterir ( $v_2 =$  tüm modeldeki değişken sayısından 1 fazla,  $v_1 =$  indirgenmiş modeldeki değişken sayısından 1 fazla).  $(v_2 - v_1)$  serbestlik derecesinde bulunan yanılma olasılığı 0.05'den büyük olursa, indirgenmiş model tüm model kadar iyidir. Burada dikkat edilmesi gereken nokta kategorik olarak ölçeklendirilmiş bağımsız değişken modele girdiği ya da modelden çıktığı zaman onun bütün dizayn değişkenlerinin eklenmesi ya da çıkartılmasıdır.

Wald testi eğim parametresinin en çok olabilirlik kestirimiyle onun standart hatasının kestiriminin karşılaştırılması ile elde edilir. Elde edilen oran ( $W$ ),  $H_0 : \beta_1 = 0$  hipotezi altında standart normal dağılım gösterir. Wald testinin çok değişkenli olduğu durumdaki karşılığı vektör-matris hesaplamalarından elde edilir.  $p+1$  katsayının her birinin sıfıra eşit olması hipotezi altında  $W$  istatistiği  $p+1$  serbestlik derecesiyle ki-kare dağılır ve gösterimleri sırasıyla denklem (17) ve (18)'deki gibidir.

$$W = \frac{\hat{\beta}}{SE(\hat{\beta})} \quad (17)$$

$$W = \hat{\beta}' \left[ \sum \hat{\beta} \right]^{-1} \hat{\beta} \quad (18)$$

Score testi ise log olabilirliğin türevlerinin dağılım teorisine bağlıdır. Yani  $\hat{\beta}$ 'ya göre  $L(\hat{\beta})$ 'nin  $p$  tane türevinin koşullu dağılımı üzerine kurulmuştur. Score testi aslında matris hesapları gerektiren çok değişkenli bir test olup standart normal dağılım gösterir ve hesaplanışı denklem (19)'daki gibidir.

$$ST = \frac{\sum_{i=1}^n x_i (y_i - \bar{y})}{\sqrt{\bar{y}(1-\bar{y}) \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}} \quad (19)$$

#### 4. LOJİSTİK REGRESYON ANALİZİNDE DEĞİŞKEN SEÇİMİ

Bağımsız değişken sayısı az olduğunda model oluşturulması kolay olmaktadır. Ancak değişken sayısı arttıkça modele girecek değişkenlerin seçilmesi ve oluşturulması zorlaşır. Modele ne kadar çok değişken girerse tahmin edilen standart hata artar ve gözlenen veri kümesine daha çok bağımlı hale gelir. Lojistik regresyonda değişken



seçimimde uygulanan bazı yöntemler vardır. Bunlar basit lojistik regresyonla katsayıların tek tek testi (Univariate Analysis), adımsal lojistik regresyon (Stepwise Logistic Regresyon) ve en iyi alt küme (Best Subsets) olmak üzere üç tanedir.

Değişken seçme işlemine her bir değişken için ayrı ayrı tek değişkenli basit lojistik regresyon analizi yapılır. Olabilirlik oran ki-kare testi  $k-1$  serbestlik derecesiyle, tek bağımsız değişkeni kapsayan lojistik regresyon modelindeki  $k-1$  dizayn değişkeninin katsayılarının önemi için olabilirlik oran testinin değeriyle tamamen birbirine eşittir Orta derecede ilişki gösteren değişkenler için düzeylerden birini referans grup olarak kullanarak bireysel farklılıkların oranlarını güven aralıklarıyla birlikte kestirim de yapılabilir. Eğer gözlenen frekanslar içinde sıfırlı hücre ya da hücreler varsa onlara dikkat edilmelidir. Bu durum farklılıkların oranlarının biri için tek değişkenli nokta tahminini sıfır ya da sonsuz yapar. Bunu önlemek için bağımsız değişkenin kategorileri birleştirilir, iptal edilir ya da eğer değişken sıralı ölçekliyse sürekliymiş gibi modele alınır. Sürekli değişkenler için tek değişkenli lojistik uyuma karar verilmesi için lojit ile doğrusallığına bakılır. Tek değişkenli analizlerin tamamlanmasından sonra çok değişkenli analiz için değişkenler seçilir. Olasılık değeri 0.25'den küçük olan değişkenler çok değişkenli model için aday değişkenlerdir. Değişkenler tamamlandıktan sonra, bu kriterle seçilen değişkenlerin tümünü içeren model oluşturulur. Şüpheli değişkenlerin modele dahil edilmesinin mümkün olabilmesi için önemlilik düzeyi yeterince büyük seçilir. Çok değişkenli modelin kurulmasıyla, modele dahil edilen her bir değişkenin önemi doğrulanır. Bu Wald testi ve olabilirlik oran testi ile yapılır. Bu kriterlere göre modele katkıda bulunmayan değişkenler model dışı bırakılarak kalan değişkenlerle yeni bir model kurulur. Yeni model olabilirlik oran testi kullanarak eski modelle karşılaştırılır. Özellikle katsayıları önemli derecede değişen değişkenler üzerinde durulur. Bu durum model dışı kalan değişkenler açısından önem taşır. En son aşamada modele giren sürekli değişkenlerin doğru ölçekle girip girmedicine bakılır.

Eğer değişken sayısı fazla ise adımsal lojistik regresyon analizine başvurulabilir. Bu analiz ileriye doğru seçim (Forward Selection) ve geriye doğru eleme (Backward Elimination) yöntemleri olmak üzere iki tanedir.

## **5. UYGULAMA**

Bu çalışmada bağımlı değişken kanser olma (Ca) ya da olmama (Co) durumudur. İnsanlarda kanser olmayı etkileyen bir çok faktör vardır. Lojistik regresyon analizi için yarısı kanserli (Ca) yarısı da kontrol grubundan (Co) oluşan 1200 hastalık veri seti, İzmir ilindeki Ege Üniv. Tıp Fakültesi Göğüs Hastalıkları Anabilim Dalından elde edilmiştir. Bu veriler içinde kanser olmayı etkileyen 7 tane bağımsız değişken vardır. Bunlardan yaş (YAS) değişkeni sürekli iken cinsiyet (C), eğitim (EGT), sigara içilen yıl (SIY), sigaraya başlama yaşı (SBY), bir yılda içilen paket sayısı (YIPS) ve sigarayı bıraktığı süre (SBS) kategorik değişkenlerdir. Aşağıdaki tabloda kategorik olan değişkenlerin kodlaması verilir.



**Tablo 1 . Kategorik değişkenlerin kodlanması**

EGT	Okur yazar değil	1	YIPS	İçmemiş	Referans (0)
	İlkokul	2		1 ile 10 paket arasında	1
	Ortaokul	3		11 ile 20 paket arasında	2
	Lise ya da Üniversite	Referans (0)		21 ile 30 paket arasında	3
SIY	İçmemiş	Referans (0)		30 paketten fazla	4
	20 yıldan az	1	SBS	İçiyor	1
	21 ile 30 yıl arasında	2		1 ile 5 yıl arasında	2
	31 ile 40 yıl arasında	3		6 ile 11 yıl arasında	3
	40 yıldan fazla	4		11 yıldan fazla	4
SBY	Başlamamış	Referans (0)		İçmiyor	Referans (0)
	10 yıldan az	1	C	Erkek	Referans (0)
	11 ile 15 yıl arasında	2		Kadın	1
	16 ile 19 yıl arasında	3			
	20 yıldan fazla	4			

İlk olarak çok değişkenli lojistik regresyon modeline girecek olan değişkenleri belirlemek amacıyla, aday değişkenlerin her biri için tek tek yapılan tek değişkenli basit lojistik regresyon analizi Tablo 2’de verilir.

**Tablo 2. Değişkenlerin tekli lojistik regresyon analizi**

Değişken	$\hat{\beta}$	StdHatta	Wald	sd	p-değeri	Exp ( $\hat{\beta}$ )	Güven Aralığı	G	p-değeri
C (1)	-0.334	0.275	1.480	1	0.224 *	0.716	0.418-1.227	1.498	0.221
EGT			37.420	3	0.000 *	8.958		53.819	0.000
1	2.193	0.391	31.477	1	0.000	8.127	4.165-19.270		
2	2.095	0.384	29.746	1	0.001	4.448	3.828-17.256		
3	1.492	0.444	11.302	1	0.000	1.050	1.863-10.617		
YAS	0.049	0.006	59.434	1	0.000 *	1.050	1.037-1.063	65.135	0.000
SIY			196.073	4	0.000 *			273.580	0.000
1	0.789	0.357	4.879	1	0.027	2.201	1.093-4.432		
2	1.876	0.261	51.600	1	0.000	6.527	3.912-10.888		
3	2.657	0.250	112.588	1	0.000	14.258	8.727-23.293		
4	3.001	0.247	147.959	1	0.000	20.110	12.399-32.616		
SBY			134.226	4	0.000 *			202.272	0.000
1	3.043	0.300	103.108	1	0.000	20.978	11.658-37.748		
2	2.666	0.248	115.263	1	0.000	14.375	8.831-23.385		
3	2.405	0.267	81.264	1	0.000	11.081	6.568-18.693		
4	2.167	0.245	78.261	1	0.000	8.731	5.402-14.111		
YIPS			231.148	4	0.000 *			312.626	0.000
1	0.914	0.408	5.016	1	0.025	2.495	1.121-5.552		
2	0.890	0.347	6.588	1	0.010	2.436	1.234-4.808		
3	1.780	0.266	44.721	1	0.000	5.928	3.519-9.987		
4	2.989	0.236	160.060	1	0.000	19.861	12.500-31.556		
SBS			138.993	4	0.000 *			206.137	0.000
1	2.635	0.234	126.814	1	0.000	13.943	8.814-22.056		
2	2.499	0.286	76.389	1	0.000	12.176	6.951-21.326		
3	1.951	0.346	31.895	1	0.000	7.038	3.576-13.853		
4	1.689	0.300	92.992	1	0.000	5.414	3.009-9.740		

Olabilirlik oran testi sonucunda p değeri 0.25'den küçük olan değişkenler çok değişkenli modele girecek olan aday değişkenlerdir. Buna göre bütün değişkenler çoklu lojistik regresyon analizi için aday değişkenlerdir. Sadece cinsiyet değişkeninin önem düzeyi 0.25'e yakındır. Zaten bu değişkenin Wald istatistik değerinin küçük olmasından da rahatlıkla görülebilir. Tüm değişkenlerin modele girdiği çoklu lojistik regresyon analizi Tablo 3'de kurulur. Tablo 3'deki analize göre SBY değişkeni ile SBS değişkeninin p değerleri 0.10 değerinden büyük olmasından dolayı istatistiksel olarak bir öneme sahip olmadığı sonucuna varılır ve incelenmesi için o değişkenleri içeren ve içermeyen modeller olabilirlik oran test istatistiği ile karşılaştırılır. Bunun sonucunda bu iki değişken model içinde kalır ya da model dışı bırakılır. Bunların gösterimi sırasıyla tablo 4 ve tablo 5'de gösterilir.

**Tablo 3. Çoklu lojistik regresyon analizi**

Değişken	$\hat{\beta}$	StdHata	Wald	sd	p-değeri	Exp ( $\hat{\beta}$ )	Güven Aralığı	G	p-değeri
<b>C(1)</b>	1.892	0.407	<b>21.568</b>	1	<b>0.000</b>	6.631	2.984-14.735	411.411	<b>0.000 *</b>
<b>EGT</b>			<b>15.255</b>	3	<b>0.002</b>				
<b>1</b>	1.557	0.439	12.566	1	0.000	4.747	2.006-11.230		
<b>2</b>	1.660	0.426	15.194	1	0.000	5.258	2.282-12.112		
<b>3</b>	1.576	0.500	9.926	1	0.000	4.834	1.814-12.882		
<b>YAS</b>	0.060	0.11	<b>29.223</b>	1	0.000	1.062	1.039-1.086		
<b>SIY</b>				4	<b>0.000</b>				
<b>1</b>	2.605	0.567	21.071	1	0.000	13.527	4.448-41.132		
<b>2</b>	3.054	0.471	41.979	1	0.000	21.203	8.417-53.413		
<b>3</b>	2.237	0.421	28.232	1	0.000	9.367	4.104-21.378		
<b>4</b>	1.857	0.465	15.918	1	0.000	6.402	2.572-15.939		
<b>SBY</b>			<b>8.755</b>	3	<b>0.033</b>				
<b>1</b>	0.711	0.272	6.864	1	0.009	2.037	1.196-3.469		
<b>2</b>	0.437	0.187	5.464	1	0.019	1.549	1.073-2.235		
<b>3</b>	0.289	0.214	<b>1.822 **</b>	1	<b>0.177 **</b>	1.335	<b>0.877-2.032</b>		
<b>YIPS</b>			<b>39.350</b>	3	<b>0.000</b>				
<b>1</b>	-1.907	0.492	15.028	1	0.000	0.149	0.057-0.390		
<b>2</b>	-1.805	0.366	24.382	1	0.000	0.164	0.080-0.337		
<b>3</b>	-1.524	0.301	25.609	1	0.000	0.218	0.121-0.393		
<b>SBS</b>			<b>29.468</b>	3	<b>0.000</b>				
<b>1</b>	1.374	0.293	21.918	1	0.000	3.949	2.222-7.019		
<b>2</b>	1.059	0.331	10.273	1	0.000	2.884	1.509-5.513		
<b>3</b>	0.246	0.386	<b>0.406 **</b>	1	<b>0.524 **</b>	1.279	<b>0.600-2.723</b>		
<b>Sabit</b>	-7.960	0.853	<b>87.070</b>	1	<b>0.000</b>	0.000			
-2LL=1252.142									



Tablo 4 . SBY Değişkenini içermeyen çoklu lojistik regresyon analizi

Değişken	$\hat{\beta}$	StdHata	Wald	sd	p-değeri	Exp ( $\hat{\beta}$ )	Güven Aralığı	G	p-değeri
C(1)	1.866	0.406	21.104	1	0.000	6.463	2.915-14.330	402.575	0.000 *
EGT			15.080	3	0.002				
1	1.568	0.437	12.842	1	0.000	4.796	2.035-11.306		
2	1.651	0.425	15.069	1	0.000	5.210	2.264-11.990		
3	1.559	0.500	9.718	1	0.002	4.754	1.784-12.669		
YAS	0.051	0.010	23.622	1	0.000	1.052	1.031-1.074		
SIY			53.404	4	0.000				
1	2.736	0.563	23.635	1	0.000	15.430	5.120-46.503		
2	3.261	0.462	49.835	1	0.000	26.065	10.542-64.449		
3	2.546	0.404	39.614	1	0.000	12.751	5.771-28.171		
4	2.369	0.430	30.394	1	0.000	10.691	4.605-24.821		
YIPS			40.473	3	0.000				
1	-1.967	0.490	16.090	1	0.000	0.140	0.054-0.366		
2	-1.854	0.366	25.653	1	0.000	0.157	0.076-0.321		
3	-1.520	0.300	25.654	1	0.000	0.219	0.121-0.394		
SBS			26.347	3	0.000				
1	1.248	0.285	19.162	1	0.000	3.483	1.992-6.091		
2	0.925	0.325	8.117	1	0.004	2.523	1.335-4.768		
3	0.186	0.384	0.236 **	1	0.627	1.205	0.568-2.556		
Sabit	-7.342	0.806	82.947	1	0.000	0.001			
-2LL=1260.978									

SBY değişkenini içeren ve içermeyen modelleri karşılaştıran olabilirlik oran test istatistiği ve serbestlik derecesi sırasıyla  $G = [1260.978 - 1252.142] = 8.836$  ve  $(v_{\text{tüm}} - v_{\text{indirgenmiş}}) = 19 - 16 = 3$  şeklinde hesaplanır. Hesaplanan bu G istatistiği 3 serbestlik dereceli ki-kare dağılımından büyük olduğu için  $(\chi_{3,0.95}^2 = 7.81)$ , SBY değişkeninin modelde kalmasında bir sakınca yoktur.

**Tablo 5 . SBS Değişkenini içermeyen çoklu lojistik regresyon analizi**

Değişken	$\hat{\beta}$	StdHata	Wald	sd	p-değeri	Exp ( $\hat{\beta}$ )	Güven Aralığı	G	p-değeri
C(1)	1.848	0.401	<b>21.218</b>	1	<b>0.000</b>	6.348	2.891-13.937	381.068	<b>0.000 *</b>
EGT			<b>17.120</b>	3	<b>0.001</b>				
1	1.605	0.433	13.761	1	0.000	4.979	2.132-11.627		
2	1.729	0.420	16.986	1	0.000	5.635	2.476-12.822		
3	1.615	0.494	10.704	1	0.001	5.026	1.910-13.221		
YAS	0.033	0.009	<b>12.375</b>	1	<b>0.000</b>	1.034	1.015-1.053		
SIY			<b>101.927</b>	4	<b>0.000</b>				
1	3.010	0.540	31.104	1	0.000	20.294	7.046-58.456		
2	3.739	0.433	74.479	1	0.000	42.073	17.996-98.456		
3	3.273	0.341	92.320	1	0.000	26.391	13.536-51.453		
4	3.208	-0.353	82.451	1	0.000	24.730	12.374-49.426		
SBY			<b>5.329</b>	3	<b>0.149</b>				
1	0.553	0.264	4.377	1	0.036	1.738	1.036-2.916		
2	0.294	0.182	2.623	1	0.105	1.342	0.940-1.915		
3	0.285	0.211	1.824	1	0.177	1.330	0.879-2.012		
YIPS			<b>34.079</b>	3	<b>0.000</b>	0.164	0.063-0.426		
1	-1.809	0.488	13.756	1	0.000	0.187	0.093-0.377		
2	-1.676	0.358	21.983	1	0.000	0.260	0.146-0.466		
3	-1.346	0.297	20.579	1	0.000	1.034	1.015-1.053		
Sabit	-6.315	0.746	<b>71.584</b>	1	<b>0.000</b>	0.002			
<b>-2LL=1282.485</b>									

Tablo 5’de SBS değişkenini içeren ve içermeyen modelleri karşılaştıran olabilirlik oran test istatistiği ve serbestlik derecesi sırasıyla  $G = [1282.485 - 1252.142] = 30.343$  ve  $(v_{\text{tüm}} - v_{\text{indirgenmiş}}) = 19 - 16 = 3$  şeklinde hesaplanır. Hesaplanan bu G istatistiği 3 serbestlik dereceli ki-kare dağılımından büyük olduğu için  $(\chi^2_{3,0.95} = 7.81)$ , SBS değişkeninin de modelde kalmasında bir sakınca yoktur.

Sorunlu olan bu iki bağımsız değişkenin modelde kalmasında sakınca bulunmadıktan sonra modelde bulunan sürekli değişkenin lojit ile doğrusal bir ilişki içinde olup olmadığını ve bu arada modele doğru ölçükle girip girmediğine bakılması gerekir. Bunun için kartil bölünme yöntemi kullanılır. Buna göre elde edilen yeni modelin analizi Tablo 6’da verilir.



**Tablo 6** : Sürekli olan YAS değişkeni için çoklu lojistik regresyon analizi

Değişken	$\hat{\beta}$	StdHatta	Wald	sd	p-değeri	Exp ( $\hat{\beta}$ )	Güven Aralığı	G	p-değeri
<b>C (1)</b>	1.740	0.408	<b>18.198</b>	1	<b>0.000</b>	5.697	2.561-12.670	418.023	<b>0.000 *</b>
<b>EGT</b>			<b>17.003</b>	3	<b>0.001</b>				
1	1.763	0.442	15.936	1	0.000	5.830	2.453-13.854		
2	1.754	0.429	16.714	1	0.000	5.776	2.492-13.390		
3	1.620	0.505	10.307	1	0.001	5.054	1.880-13.590		
<b>YAS</b>			<b>36.168</b>	3	<b>0.000</b>				
1	1.120	0.221	25.651	1	0.000	<b>3.063</b>	1.986-4.724		
2	1.449	0.256	31.99	1	0.000	<b>4.259</b>	2.576-7.041		
3	1.331	0.284	21.999	1	0.000	<b>3.786</b>	2.171-6.603		
<b>SIY</b>			<b>47.106</b>	4	<b>0.000</b>				
1	2.537	0.566	20.089	1	0.000	12.640	4.168-38.327		
2	3.097	0.468	43.726	1	0.000	22.130	8.837-55.415		
3	2.224	0.420	28.009	1	0.000	9.243	4.056-21.063		
4	1.976	0.467	17.921	1	0.000	7.217	2.890-18.019		
<b>SBY</b>			<b>8.726</b>	3	<b>0.033</b>				
1	0.716	0.269	7.080	1	0.008	2.047	1.208-3.470		
2	0.420	0.186	5.072	1	0.024	1.521	1.056-2.192		
3	0.303	0.217	1.948	1	0.163	1.354	0.885-2.071		
<b>YIPS</b>			<b>36.454</b>	3	<b>0.000</b>				
1	-1.909	0.492	15.031	1	0.000	0.148	0.056-0.389		
2	-1.711	0.367	21.748	1	0.000	0.181	0.088-0.371		
3	-1.444	0.299	23.263	1	0.000	0.236	0.131-0.424		
<b>SBS</b>			<b>25.453</b>	3	<b>0.000</b>				
1	1.213	0.284	18.268	1	0.000	3.364	1.929-5.867		
2	0.920	0.324	8.062	1	0.005	2.509	1.330-4.735		
3	0.135	0.382	0.125	1	0.723	1.145	0.542-2.420		
<b>Sabit</b>	-5.428	0.556	<b>95.449</b>	1	<b>0.000</b>	0.004			
<b>-2LL=1245.530</b>									

Eğer lojit, YAS değişkeni ile doğrusal ise, bu durumda kategorik olarak sınıflandırılmış YAS değişkeninin farklılıkların oranının değerlerinde doğrusal artan ya da azalan bir eğilim olması beklenir. Burada böyle bir ilişki görülmediğinden YAS değişkeninin modele sürekli olarak girmesinde sakınca bulunmaz. (3.063, 4.259, 3.786)

## 6. SONUÇ

Sonuç olarak bu model tüm bağımsız değişkenleri içerir. Son modelimiz Tablo 3'deki gibidir. Değişkenlerin yorumu farklılıkların oranlarına bakılarak yapılır. Cinsiyeti kadın olanların erkeklere göre kanser olma riski 6.631 kat daha fazladır. EGT değişkenine bakıldığında sırasıyla okur-yazar olmayanların, ilkokul ve ortaokul mezunu olanların, lise ve üniversite mezunlarına göre kanser olma riski 4.747, 5.258 ve 4.834 kat daha fazladır. YAS değişkeni için de yaştaki 10 birimlik artış kanser olma riskini %0.06 oranında artırır. Sigara içme yılındaki artışın kanser olmayı artırdığı SIY değişkeninin farklılıkların oranlarına bakılarak anlaşılır. Sigara içme yılına bakıldığında sırasıyla 21 yıldan daha az sigara içenlerin, 21 ile 30 yıl arasında sigara içenlerin, 31 ile 40 yıl arasında sigara içenlerin ve 40 yıldan daha fazla sigara içenlerin sigara içmeyenlere göre kanser olma riski 13.527, 21.203, 9.367 ve 6.402 kat daha fazladır. Sigaraya başlama yaşı ne kadar küçük olursa kanser olma riski o kadar artar. Bu SBY değişkenindeki farklılıkların oranı değerlerinin 1.335'den 2.037'e çıkmasıyla da görülür. Yıl içersinde harcanan paket sayısının artması kanser olmayı artıran bir etken olduğu kolaylıkla tespit edilebilir.

Değişken seçiminde göz önüne alınan birçok kriter vardır. Bunların teker teker incelenmesi değişken seçimi açısından önemlidir. Bu çalışmada model yapılandırma değişken seçim prosedürlerine yer verildi ve modele giren yedi bağımsız değişkeninde önemli olduğu sonucuna varıldı. Ayrıca daha önce akciğer kanseri olmayı etkileyen faktörler başka araştırmacılar tarafından da ele alınmıştır. Bu araştırmacıardan Lee ve arkadaşları 713 Tayvanlı kadın üzerinde yaptıkları araştırmada sigara içmenin akciğer kanseri olmada etkili olduklarını bulmuşlardır. Bizim araştırmamızda da bunu destekleyen sonuçlar elde edilmiştir. Lee odds değerlerini 1.8 ve 2.2 olarak bulurken bu çalışmada yaklaşık olarak 6.4 ve 21.2 olarak bulunmuştur. Schneider ve arkadaşları ise GSTM1 enziminin gendeki bozukluğunun sigara içme ile etkileşim oluşturduğunu ve bunun da akciğer kanseri olmada etkili olduğunu bulmuşlardır. Bizim uygulamamızda ise genlerle ilgili bir çalışma yer almamaktadır. Vineis ve arkadaşlarının yaptıkları çalışmaya göre 10 yıldan fazla sigara içenlerin sigara içmeyenlere ya da 10 yıldan az sigara içenlere göre akciğer kanseri olma risklerinin daha fazla olduğunu bulmuşlardır. Bizim çalışmamızda da bu verilenleri desteklemektedir.

## KAYNAKLAR

- DARBY S., HILL D., AUVINEN A., DIOS J., BAYSSON H. and so on (2004), *Radon in Homes and Risk of Lung Cancer : Collaborative Analysis of Individual Data from 13 European Case Control Studies*, BMJ.
- ELHAN A., (1997), *Lojistik Regresyon Analizinin İncelenmesi ve Tıpta Bir Uygulaması*, Ankara Üniversitesi Sağlık Bilimleri Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi.
- GROUVEN U. & BENDER R., (1998), *Using Binary Logistic Regression Models for Ordinary Data with Non-proportional Odds*. J. Clin. Epidemiol, 51,809-816.
- HARRELL F., (2001), *Regression Modeling Strategies*. Springer- Verlag ,New York.



- HOSMER D. & LEMESHOW S., (1989), *Applied Logistic Regression*. John Wiley & Sons.
- KLEINBAUM D., (1994), *Logistic Regression A Self-Learning Text*. Springer- Verlag New York.
- LEE C., KO Y., GOGGINS W., HUANG J. And so on (2000), *Lifetime Environmental Exposure to Tobacco Smoke and Primary Lung Cancer of Non-Smoking Taiwanese Women*, International Journal of Epidemiology, 29,224-231.
- MENDENHALL W. & SINCIEH, T., (1996), *A Second Course in Statistics*. (5<sup>th</sup> ed.). Prentice Hall.
- NETER J., KUTNER M.H., NACHSHEİM C.J. and WASSERMAN W., (1996), *Applied Linear Regression Methods*. (4<sup>th</sup> ed.). The McGraw-Hill Irwin.
- SCNEIDER J., BERNGES U., PHILIPP M. AND WOITOWITZ H., (2004), *GSTM1, GSTT1 and GSTP1 Polymorphism and Lung Cancer Risk in Relation to Tobacco Smoking*, Cancer Letters, 208, 65-74.
- TATLIDİL H., (1996), *Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistiksel Analiz*, Cem Ofset.
- VINEIS P., AIROLDI L., VEGLIA, F., OLGİATI, L., PASTORELLI, R. and so on (2005), *Environmental Tobacco Smoke and Risk of Respiratory Cancer and Chronic Obstructive Pulmonary Disease in Former Smokers and never Smokers in the EPIC Prospective Study*, BMJ.

## BINARY LOGISTIC REGRESSION AND AN APPLICATION

### ABSTRACT

*Regression methods are one of any data analysis concerned with describing the relationship between a response variable and one or more explanatory variables. The logistic regression analysis defines the relation between dichotomous outcome variable and the set of independent variables that contains both continuous and discrete variables. There are some special problems when the response variable is dichotomous. In linear regression model, the error terms are assumed to have a normal distribution with a constant variance for all observations. But in logistic regression model, the error terms are not normal nor a constant variance when the response variable is dichotomous. The general method of estimation for logistic regression model is maximum likelihood. The method of maximum likelihood yields values for the unknown parameters which maximize the probability of obtaining the observed set of data. In order to apply this method, it is necessary to construct the likelihood function firstly. In order to determine whether the parameter is significant to the model or not, Deviance of the model containing the independent*

*variable must be compared with Deviance of the model without the independent variable. This change in D is called G statistic. Odds ratio ( $\Omega$ ) is used to construe the coefficients. There are many factors for patients with lung cancer. The logistic regression method is used for reducing the ratio of cancerous patients and selecting the variables in the model. In order to obtain a solution in this study, univariate analysis of each variable is applied to cancer data. The SPSS software package is used and results are evaluated.*

**Key Words:** *Binary Logistic Regression, Likelihood Ratio Test, Maximum Likelihood, Odds Ratio ( $\Omega$ )*



## DOĞRUSAL KANONİK KORELASYON ANALİZİ VE TÜRKİYE'YE İLİŞKİN BİR UYGULAMA

Zeynep FİLİZ\*

Aydan AYDIN\*

### ÖZET

*Herhangi bir araştırmada ele alınan olayı çok sayıda faktör etkiler ve birbirleriyle ilişkili birçok değişken sözkonusudur. Böyle durumlarda Tek Değişkenli İstatistiksel Analiz Teknikleri yetersiz kalır. Bunun yerine n sayıda bireye veya nesneye ait olan p sayıda değişkenin özelliklerinin ölçümlerinden oluşan veri kümelerinin istatistiksel analiziyle ilgilenen Çok Değişkenli İstatistiksel Analiz Teknikleri kullanılır. Kanonik Korelasyon Analizinin amacı iki değişken seti arasındaki ilişkileri analiz etmektir. Bu analiz çok değişkenli tekniklerin en genel halinden birisidir. Bu çalışmada Türkiye 'deki 81 il merkezinden elde edilen verilerle, illerin sosyal ve ekonomik yapısı Kanonik Korelasyon Analizi yardımıyla araştırılmıştır. Çözümleme aşamasında STATISTICA ve SAS programlarından yararlanılmıştır.*

*Anahtar Kelimeler : Kanonik Korelasyon Analizi, Sosyal ve Ekonomik Değişkenler.*

### 1. GİRİŞ

Çoklu regresyon ve korelasyon çözümlemesinde bir bağımlı değişken ile birden fazla bağımsız değişken arasındaki ilişki araştırılır. Ancak bazı durumlarda çok sayıda bağımsız değişken ile birden çok bağımlı değişkenin her birinin ayrı ayrı regresyon modelleri tahmin edilebilir. Bu tür bir çözümleme, verilerdeki değişimi tam olarak belirleyemez (Işığışık, 1999). Bu nedenle birden çok bağımlı değişken ile birden çok bağımsız değişken arasındaki ilişki yapısını belirlemeyi amaçlayan çok değişkenli istatistiksel çözümleme tekniği olan Kanonik Korelasyon Analizinden yararlanır.

Kanonik Korelasyon Analizi, çok değişkenli bir istatistiksel analiz tekniği olup, iki veya daha fazla değişken kümesi arasındaki en güçlü ilişkiyi araştırmaya çalışır.

### 2. KANONİK KORELASYON ANALİZİNE MATEMATİKSEL YAKLAŞIM

Gelişmiş ve karmaşık bir ilişki analizi olan Kanonik Korelasyon Analizinde, değişken kümeleri arasındaki ilişki araştırılır. Ve bunun için de maksimum ilişkiyi veren doğrusal bileşenler (kanonik değişken çiftleri) oluşturulur. Ayrıca, kanonik değişken çiftine ve kanonik korelasyona en çok katkıda bulunan orijinal değişkenler belirlenir (Başaran, 1998).

\* Osmangazi Üniversitesi Fen Edebiyat Fakültesi İstatistik Bölümü, Eskişehir, Türkiye.

## 2.1 Kanonik Korelasyonların Elde Edilmesi

$n$  sayıda birimden iki ayrı oluşumu açıklamaya yarayan  $p$  ve  $q$  değişkene ilişkin verilerin elde edilmiş olması durumunda bu veri kümelerinde yer alan değişkenler ikiden fazla olduğu için kümelere (değişken gruplarına) basit ya da çoklu korelasyon analizleri uygulamak mümkün değildir. Bu kümelerin her birinde yer alan değişkenleri doğrusal bileşenler yardımı ile tek bir kanonik değişkene indirgemek ve böylece iki kümenin kanonik değişkenleri arasındaki korelasyonu hesaplayarak iki küme arasındaki korelasyonu analiz etmek gerekir (Tatlidil ve Çemrek, 2002).

Kanonik korelasyon analizinde değişken kümelerine ait doğrusal bileşenler oluşturulur ve bu doğrusal bileşenler yardımıyla değişken kümeleri arasındaki ilişkiler araştırılır. Oluşturulan bu doğrusal bileşenlere “kanonik değişkenler” ve kanonik değişkenlerin benzer çiftleri arasındaki ilişkiler de “kanonik korelasyonlar” olarak adlandırılır.

Kanonik Korelasyon Analizinde kullanılan  $p+q$  tane değişkenin ölçü birimleri genellikle birbirinden farklıdır. Ölçü birimlerindeki farklılığın ortadan kaldırılması amacıyla verilerin standartlaştırılması ve ölçü biriminden arındırılması yoluna gidilir. Standartlaştırılan değişkenler 0 ortalama ve 1 varyans ile standart normal dağılıma sahip olur. Böylece standartlaştırma işlemi sonucunda kanonik değişkenler ile orijinal değişkenlerin kanonik değişken çiftlerine yaptıkları katkının belirlenmesi sağlanır. Buradaki standardizasyon işlemi kanonik korelasyonları değiştirmez (Işığışık, 1999).

$X \sim N(\mu_X, \Sigma_{XX})$  ve  $Y \sim N(\mu_Y, \Sigma_{YY})$  şeklinde çok değişkenli normal dağılıma sahiptir.

Anakütle kovaryans matrisi, bölüntülenmiş matris formunda

$$\Sigma_{(p+q) \times (p+q)} = \begin{bmatrix} E(X - \mu_X)(X - \mu_X)' & M E(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)' \\ \Lambda & M \Lambda \\ E(Y - \mu_Y)(X - \mu_X)' & M E(Y - \mu_Y)(Y - \mu_Y)' \end{bmatrix}$$

$$\Sigma_{(p+q) \times (p+q)} = \begin{bmatrix} \Sigma_{XX} & M \Sigma_{XY} \\ \Lambda & M \Lambda \\ \Sigma_{YX} & M \Sigma_{YY} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Sigma_{11} & M \Sigma_{12} \\ \Lambda & M \Lambda \\ \Sigma_{21} & M \Sigma_{22} \end{bmatrix}$$

şeklinde yazılabilir.

Uygulamada  $\mu$  ve  $\Sigma$  anakütle parametreleri bilinmediğinden örneklemden elde edilen kestirimler kullanılır.



Örneklem kovaryans matrisi,

$$S_{(p+q) \times (p+q)} = \begin{bmatrix} S_{XX} & M & S_{XY} \\ \Lambda & \Lambda & \Lambda \\ S_{YX} & M & S_{YY} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} S_{11} & M & S_{12} \\ \Lambda & \Lambda & \Lambda \\ S_{21} & M & S_{22} \end{bmatrix}$$

şeklinde yazılabilir.

Kanonik Korelasyon Analizinin temel amacı,  $\sum_{XY}$ 'deki  $p \times q$  tane korelasyon katsayısı yerine dikkatli bir şekilde seçilmiş daha az kovaryansa (veya korelasyona) sahip X ve Y kümeleri arasındaki ilişkiyi özetlemektir. Hesaplamalar kovaryans terimlerine göre yapılabileceği gibi korelasyon katsayılarına dayanılarak da yapılabilir (Işığışık, 1999).

X ve Y alt rassal değişken vektörlerinin keyfi doğrusal bileşimleri sırasıyla U ve V olmak üzere;

$$\text{Min}(p,q)=p$$

$$U = a'x$$

$$\begin{bmatrix} U_1 \\ U_2 \\ M \\ U_p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 & a_2 & \Lambda & a_p \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ M \\ x_p \end{bmatrix}$$

ve

$$V = b'y$$

$$\begin{bmatrix} V_1 \\ V_2 \\ M \\ V_p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_1 & b_2 & \Lambda & b_q \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ M \\ y_q \end{bmatrix}$$

şeklinde p tane kanonik değişken çifti elde edilir. Ayrıca

$$E(U) = E(a'X) = a'E(X) = 0$$

$$E(V) = E(b'Y) = b'E(Y) = 0$$

(1)

$$\text{Var}(U) = a'S_{XX}a = a'S_{11}a = 1$$

$$\text{Var}(V) = b'S_{YY}b = b'S_{22}b = 1$$

$$\text{Kov}(U, V) = a'S_{XY}b = a'S_{12}b$$

dönüşümleri yazılabilir (Tatlidil, 1996).

U ve V değişkenleri arasındaki korelasyonun maksimum olması için  $r_{(u,v)}$ 'yi a ve b'nin bir fonksiyonu olarak tanımlamak gerekir. U ve V değişkenleri arasındaki ilişkiyi veren katsayı, Pearson korelasyon katsayısıdır ve

$$r_{(u,v)} = \frac{a'S_{XY}b}{\sqrt{a'S_{XX}ab'S_{YY}b}} = \frac{a'S_{12}b}{\sqrt{a'S_{11}ab'S_{22}b}}$$

şeklinde gösterilir.

(1) denkleminde yapılan dönüşümler dikkate alındığında

$$r_{(u,v)} = \frac{a'S_{XY}b}{\sqrt{1.1}} = \frac{a'S_{12}b}{\sqrt{1.1}} = a'S_{XY}b = a'S_{12}b$$

şekline dönüşür.

Bundan sonra yapılması gereken  $a'S_{12}b$ 'nin maksimum yapılmasıdır. Problemi  $\lambda_1$  ve  $\lambda_2$  Lagrange çarpanları olmak üzere, Lagrange fonksiyonu biçiminde aşağıdaki gibi yazabiliriz;

$$L(a, b, \lambda_1, \lambda_2) = a'S_{12}b - \frac{1}{2}\lambda_1(a'S_{11}a - 1) - \frac{1}{2}\lambda_2(b'S_{22}b - 1)$$

$L(a, b, \lambda_1, \lambda_2)$  fonksiyonunun a ve b'ye göre kısmi türevlerini alıp, sıfıra eşitlersek ve ilk ifadeyi soldan  $a'$  ve ikinci ifadeyi sağdan b ile çarparsak aşağıdaki homojen eşitlikler elde edilir;

$$a'S_{12}b - \lambda_1 a'S_{11}a = 0$$

(2)

$$a'S_{12}b - \lambda_2 b'S_{22}b = 0$$

Denklem (1)'deki dönüşümleri dikkate aldığımızda,

$$\lambda_1 = \lambda_2 = a'S_{12}b$$

sonucuna ulaşırız.

Denklem (2)'nin sıfırdan farklı bir çözümü olması için,



$$|S_{12}S_{22}^{-1}S_{21} - \lambda_1^2 S_{11}| = 0$$

$$|S_{11}^{-1}S_{12}S_{22}^{-1}S_{21} - \lambda_1^2 I| = 0$$

olmalıdır (Başaran,1998; Mırtağhızadeh, 1990).

$\lambda_p^2$  ifadesinin karekökünü aldığımızda,  $\lambda_p$  kanonik korelasyon katsayılarına ulaşmış oluruz. Bu açıklamalardan da anlaşılacağı gibi p tane kanonik korelasyon elde edilir.

## 2.2 Kanonik Korelasyonların Anlamlılık Testi

Kanonik korelasyon katsayılarının belirli bir anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olmadığı test edilmesi mümkündür.

Bu testte, min (p,q) tane elde edilen kanonik korelasyon çiftlerinin kaç tanesi arasındaki ilişkinin anlamlı olup olmadığı araştırılır. Öncelikle hipotezlerimiz oluşturulur.

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0 \quad (\text{Bütün korelasyon katsayıları sıfıra eşittir.})$$

$$H_1 : \text{En az bir } \rho_i \neq 0 \quad (\text{En az bir korelasyon katsayısı sıfırdan farklıdır.})$$

Kanonik korelasyonların anlamlılık testi, Wilks tarafından önerilen Wilks 'in Lamdası ( $\Lambda$ ) katsayısı kullanılarak yapılmaktadır (Johnson and Wichern, 1992);

$$\Lambda = \prod_{i=1}^p (1 - \lambda_i^2)$$

Burada

$\lambda_i^2$  : i. kanonik korelasyon katsayısının karesini (i. özdeğer) ifade eder.

Bu katsayıyı ( $\Lambda$ ) kullanarak  $\chi^2$  test istatistiğinin hesaplanan değerini,

$$\chi_{hes}^2 = -[(n-1) - (p+q+1)/2] \ln(\Lambda)$$

şeklinde yazabiliriz.

Burada;

n : gözlem sayısı,örneklem hacmi

p : birinci kümedeki değişken sayısı

q : ikinci kümedeki değişken sayısıdır.

$\chi^2$  test istatistiğinin hesaplanan değeri ile,  $\chi_{tab(pq;\alpha)}^2$  değeri karşılaştırılır. Eğer  $\chi_{hes}^2 > \chi_{tab(pq;\alpha)}^2$  ise  $H_0$  hipotezi red edilir. Yani ilk birinci en büyük kanonik korelasyonun anlamlı (sıfırdan farklı) olduğu söylenir. Bu durumda ilk kanonik korelasyon dışarıda bırakılarak kalan p-1 tane kanonik korelasyon için

$$\Lambda^* = \prod_{i=2}^p (1 - \lambda_i^2)$$

ve

$$\chi_{hes}^2 = -[(n-1) - (p+q+1)/2] \ln(\Lambda^*)$$

değeri bulunur.

Aynı şekilde  $\chi_{hes}^2 > \chi_{tab[(p-1)(q-1); \alpha]}^2$  ise  $H_0$  hipotezi yine reddedilir. O zaman kalan  $p-2$  tane kanonik korelasyon için aynı işlemler Wilks 'in Lamdası ile belli bir anlamlılık düzeyinde  $H_0$  hipotezi reddedilemeyinceye kadar devam edilir (Başaran, 1998).

### 3. UYGULAMA

Bu çalışmadaki amaç Türkiye 'deki 81 il merkezinden elde edilen verilerle, illerin sosyal ve ekonomik yapısı arasındaki ilişki derecesinin, çok değişkenli istatistiksel analiz yöntemlerinden biri olan Kanonik Korelasyon Analizi yardımıyla belirlenmesidir. Analiz iki değişken kümesi üzerine kurulmuştur. Birinci değişken kümesi sosyal değişkenler kümesi olup  $p=8$  tane değişken içermektedir. İkinci değişken kümesi ise ekonomik değişkenler kümesi olup  $q=8$  tane değişken içermektedir. Gözlem sayısı ise Türkiye'deki il merkezi sayısı olup,  $n=81$  'dir. Orijinal veri matrisimiz  $[(p+q) \times n]$  boyutunda olup 1296 tane veri içermektedir. Çözümleme aşamasında STATISTICA ve SAS programlarından yararlanılmıştır. Analizde kullanılan tüm veriler T.C. Başbakanlık Devlet İstatistik Enstitüsü Başkanlığının yayınlarından alınmış olup 2000 yılına ait verilerdir.

#### 3.1 Uygulamada Kullanılan Değişkenler Ve Korelasyon Matrisi

##### Sosyal Değişkenler :

- $X_1$  : Kamu ve Özel Hastane Sayısı
- $X_2$  : Kamu ve Özel Hastane Yatak Sayısı
- $X_3$  : Sağlık Personeli Sayısı
- $X_4$  : Toplam İl ve İlçelere Göre Şehir ve Köy Nüfuslarının Yoğunluğu
- $X_5$  : Toplam Bina , Konut ve Belediye Sayısı
- $X_6$  : Okur-Yazar Sayısı
- $X_7$  : Yıllık Nüfus Artış Hızı (%)
- $X_8$  : Uzman Hekim Başına Düşen Nüfus Sayısı

##### Ekonomik Değişkenler :

- $Y_1$  : Ekilen Arazi Miktarı
- $Y_2$  : Kişi Başına Düşen Traktör Sayısı
- $Y_3$  : Kişi Başına Düşen Motorlu Kara Taşıt Sayısı



- $Y_4$  : Çalışan Nüfus Sayısı  
 $Y_5$  : Türkiye İş Kurumu'na Yapılan Başvuru Sayısı  
 $Y_6$  : Toplam Elektrik Tüketim Miktarı  
 $Y_7$  : İllerin Gayri Safi Yurtiçi Hasıla İçindeki Payı (%)  
 $Y_8$  : Kişi Başına Gayri Safi Yurtiçi Hasıla

**Tablo 1.** Sosyal değişkenler kümesi ile ekonomik değişkenler kümesi arasındaki ilişkiyi gösteren korelasyon matrisi

	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	Y1	Y2	Y3	Y4	Y5	Y6	Y7	Y8
X1	1,00	,98	,92	,91	,97	,97	,28	-,30	,16	-,12	,34	,97	,73	,91	,97	,29
X2	,98	1,00	,96	,90	,97	,98	,28	-,30	,16	-,18	,34	,96	,79	,91	,97	,29
X3	,92	,96	1,00	,79	,95	,96	,32	-,34	,24	-,19	,43	,95	,84	,90	,95	,33
X4	,91	,90	,79	1,00	,90	,90	,27	-,21	-,07	-,22	,18	,88	,60	,88	,92	,29
X5	,97	,97	,95	,90	1,00	,99	,36	-,33	,19	-,18	,39	,99	,80	,96	,99	,35
X6	,97	,98	,96	,90	,99	1,00	,37	-,31	,22	-,20	,36	,99	,80	,95	,98	,31
X7	,28	,28	,32	,27	,36	,37	1,00	-,00	,28	-,26	,13	,39	,32	,36	,33	,12
X8	-,30	-,30	-,34	-,21	-,33	-,31	-,00	1,00	-,16	-,27	-,63	-,33	-,39	-,33	-,31	-,60
Y1	,16	,16	,24	-,07	,19	,22	,28	-,16	1,00	,14	,18	,25	,36	,12	,13	,00
Y2	-,12	-,18	-,19	-,22	-,18	-,20	-,26	-,27	,14	1,00	,38	-,19	-,18	-,19	-,17	,26
Y3	,34	,34	,43	,18	,39	,36	,13	-,63	,18	,38	1,00	,39	,46	,39	,38	,64
Y4	,97	,96	,95	,88	,99	,99	,39	-,33	,25	-,19	,39	1,00	,79	,94	,98	,32
Y5	,73	,79	,84	,60	,80	,80	,32	-,39	,36	-,18	,46	,79	1,00	,76	,78	,37
Y6	,91	,91	,90	,88	,96	,95	,36	-,33	,12	-,19	,39	,94	,76	1,00	,97	,45
Y7	,97	,97	,95	,92	,99	,98	,33	-,31	,13	-,17	,38	,98	,78	,97	1,00	,40
Y8	,29	,29	,33	,29	,35	,31	,12	-,60	,00	,26	,64	,32	,37	,45	,40	1,00

Hesaplamalar sonucu bulunan özdeğerler ise aşağıdaki Tablo 2 'de gösterilmiştir

**Tablo 2.** Özdeğerler

$\lambda_1$	$\lambda_2$	$\lambda_3$	$\lambda_4$	$\lambda_5$	$\lambda_6$	$\lambda_7$	$\lambda_8$
,997110	,758350	,595037	,430120	,368522	,202063	,071597	,000420

### 3.2 Kanonik Korelasyonların Anlamlılık Sınamaları

Kanonik korelasyon katsayılarını ve kanonik değişken çiftlerini incelemeden önce kanonik korelasyonların anlamlılık sınamalarının yapılması gerekir.

Tablo 3. Ki-Kare test sonuçları

	Kanonik Korelasyon Katsayısı	Kanonik Korelasyon Katsayısının Karesi	Ki-Kare	Serbestlik Derecesi	p	Lamda
0	,998554	,997110	678,7690	64	0,000000	,000075
1	,870833	,758350	260,7374	49	,000000	,026078
2	,771386	,595037	159,1886	36	,000000	,107915
3	,655835	,430120	94,5556	25	,000000	,266480
4	,607060	,368522	54,3491	16	,000005	,467607
5	,449514	,202063	21,4811	9	,010696	,740496
6	,267576	,071597	5,3417	4	,254026	,928014
7	,020484	,000420	,0300	1	,862474	,999580

Tablo 3 'deki sonuçlara göre;

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \rho_4 = \rho_5 = \rho_6 = \rho_7 = \rho_8 = 0$$

(Bütün korelasyon katsayıları sıfıra eşittir)

$H_1$  : En az bir  $\rho_i \neq 0$  'dır.

$$\chi_h^2 = 678,7690 \quad p = 0,000000$$

% 5 anlamlılık düzeyinde  $H_0$  hipotezi reddedilir. Birinci kanonik korelasyon katsayısının anlamlı olduğuna 0,95 güvenilirlikle karar verilir.

$$H_0 : \rho_2 = \rho_3 = \rho_4 = \rho_5 = \rho_6 = \rho_7 = \rho_8 = 0$$

(Bütün korelasyon katsayıları sıfıra eşittir)

$H_1$  : En az bir  $\rho_i \neq 0$  'dır.

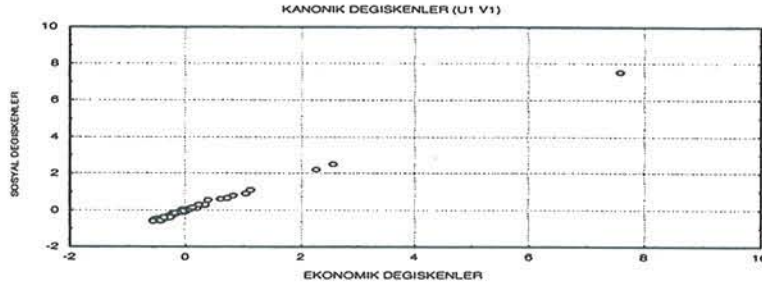
$$\chi_h^2 = 260,7374 \quad p = 0,000000$$

% 5 anlamlılık düzeyinde  $H_0$  hipotezi reddedilir. İkinci kanonik korelasyon katsayısının anlamlı olduğuna 0,95 güvenilirlikle karar verilir.

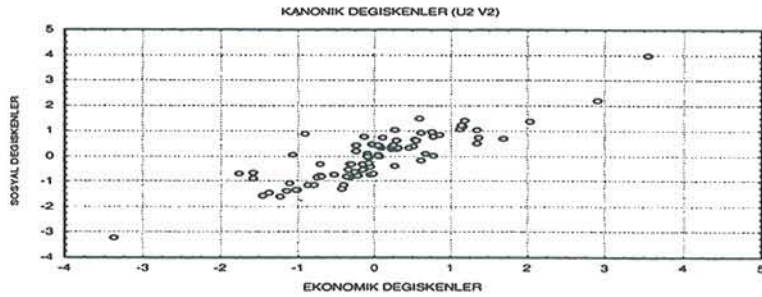
Burada örnek olması için sadece birinci ve ikinci kanonik korelasyon katsayılarının anlamlılık sınaması yapılmıştır. Tablo sonuçlarına göre yedinci ve sekizinci kanonik korelasyon katsayılarının 0,95 güvenilirlikle anlamsız olduğuna diğer kanonik korelasyon katsayılarının ise 0,95 güvenilirlikle anlamlı olduğuna karar verilir.

Örnek olarak Birinci kanonik korelasyon katsayısı ile İkinci kanonik korelasyon katsayıları için elde ettiğimiz bu sonucu aşağıdaki grafik üzerinde de görebiliriz.





**Grafik 1.** Sosyal değişkenler kümesine ait 1. kanonik değişken ile ekonomik değişkenler kümesine ait 1. kanonik değişken arasındaki ilişki katsayıları



**Grafik 2.** Sosyal değişkenler kümesine ait 2. kanonik değişken ile ekonomik değişkenler kümesine ait 2. kanonik değişken arasındaki ilişki katsayıları

### 3.3 Kanonik Değişkenlerin Belirlenmesi

**Tablo 4.** Sosyal değişkenler grubuna ilişkin kanonik ağırlıklar

	U1	U2	U3	U4	U5	U6	U7	U8
X1	,181195	1,00483	-,40832	-,480684	-,322253	-,103248	3,65551	-,52539
X2	-,263199	-,239756	3,22081	5,64874	,00276	-,197702	-,549909	6,17344
X3	,158329	-,38408	-,246666	-,118241	-,213872	2,47993	5,39191	-,341183
X4	,049608	-,145050	-,213127	-,107657	-,06671	2,16623	1,16223	-,102271
X5	,219539	-,22185	-,437974	3,93906	2,99573	-,674135	,26514	2,84723
X6	,668780	3,02759	6,01422	-,264889	2,51254	5,06619	-,468786	-,462836
X7	,002421	,18226	,02359	-,05242	-,02454	,37610	,54360	1,03708
X8	,010620	-,52950	,42854	-,02828	,46382	-,46226	,56119	-,19803

**Tablo 5.** Ekonomik değişkenler grubuna ilişkin kanonik ağırlıklar

	V1	V2	V3	V4	V5	V6	V7	V8
Y1	,006380	,24592	,52426	,26775	,15239	-,17788	,61694	-,110864
Y2	,003085	,01584	-,09151	-,34770	-,27839	-,65914	-,105265	-,04864
Y3	-,000349	,27024	-,23831	,57995	-,34788	-,66163	1,26601	,33440
Y4	,610659	2,91296	,13923	-,382301	-,09103	2,15851	-,202416	3,28722
Y5	,016934	,12262	,24718	1,06194	-,07966	,26606	-,145883	,70376
Y6	-,017699	,76654	-,146655	,61031	3,31879	-,196452	-,80091	,02359
Y7	,411542	-,406647	1,18951	2,22272	-,293039	-,76218	3,31436	-,367101
Y8	-,039009	,42181	-,48211	-,45763	-,22184	1,29722	-,40726	-,40593

Tablo 3’de hesaplanan  $\chi^2$  test sonuçlarına göre, sosyal değişkenlerden ve ekonomik değişkenlerden oluşturulan kanonik değişkenlerden ilk 6 tane kanonik korelasyonun  $\alpha = 0,05$  düzeyinde anlamlı olduğu belirlenmişti.

Yukarıdaki Tablo 4 ve Tablo 5’deki katsayıları kullanarak U ve V doğrusal bileşenlerini (kanonik değişken çiftlerini) oluşturabiliriz. Örnek olarak  $U_1 V_1$ ;  $U_2 V_2$  kanonik değişken çiftleri aşağıda verilmiştir.

$$U_1 = 0,181X_{1i} - 0,263X_{2i} + 0,158X_{3i} + 0,049X_{4i} + 0,219X_{5i} + 0,668X_{6i} + 0,002X_{7i} + 0,010X_{8i}$$

$$V_1 = 0,006Y_{1i} + 0,003Y_{2i} - 0,0003Y_{3i} + 0,610Y_{4i} + 0,016Y_{5i} - 0,017Y_{6i} + 0,411Y_{7i} - 0,039Y_{8i}$$

$$U_2 = 1,004X_{1i} - 2,397X_{2i} - 0,384X_{3i} - 1,450X_{4i} - 0,221X_{5i} + 3,027X_{6i} + 0,182X_{7i} - 0,529X_{8i}$$

$$V_2 = 0,245Y_{1i} + 0,015Y_{2i} + 0,270Y_{3i} + 2,912Y_{4i} + 0,122Y_{5i} + 0,766Y_{6i} - 4,066Y_{7i} + 0,421Y_{8i}$$

$U_1$  ve  $V_1$  kanonik değişken çiftinin katsayılarını incelediğimizde;

Sosyal değişkenlerden Kamu ve Özel Hastane Sayısı, Sağlık Personeli Sayısı, Toplam İl ve İlçelere Göre Şehir ve Köy Nüfuslarının Yoğunluğu, Toplam Bina , Konut ve Belediye Sayısı, Okur-Yazar Sayısı, Yıllık Nüfus Artış Hızı, Uzman Hekim Başına Düşen Nüfus Sayısındaki artışlar ile, Ekonomik değişkenlerden Ekilen Arazi Miktarı, Kişi Başına Düşen Traktör Sayısı, Çalışan Nüfus Sayısı, Türkiye İş Kurumu’na Yapılan Başvuru Sayısı, İllerin Gayri Safi Yurtiçi Hasıla İçindeki Payında artışlara neden olmaktadır.

Sosyal değişkenlerden Kamu ve Özel Hastane Yatak Sayısındaki azalış ise Ekonomik değişkenlerden Kişi Başına Düşen Motorlu Kara Taşıt Sayısı, Toplam Elektrik Tüketim Miktarı ile, Kişi Başına Gayri Safi Yurtiçi Hasılda azalışlara neden olmaktadır.

$U_2$  ve  $V_2$  kanonik değişken çiftinin katsayılarını incelediğimizde;

Sosyal değişkenlerden Kamu ve Özel Hastane Sayısı, Okur-Yazar Sayısı, Yıllık Nüfus Artış Hızındaki artışlar, Ekonomik değişkenlerden Ekilen Arazi Miktarı, Kişi Başına Düşen Traktör Sayısı, Çalışan Nüfus Sayısı, Türkiye İş Kurumu’na Yapılan Başvuru Sayısı, Kişi Başına Düşen Motorlu Kara Taşıt Sayısı, Toplam Elektrik Tüketim Miktarı ile Kişi Başına Gayri Safi Yurtiçi Hasılda artışlara neden olmaktadır.

Sosyal değişkenlerden Kamu ve Özel Hastane Yatak Sayısı, Sağlık Personeli Sayısı, Toplam İl ve İlçelere Göre Şehir ve Köy Nüfuslarının Yoğunluğu, Toplam Bina , Konut ve Belediye Sayısı, Uzman Hekim Başına Düşen Nüfus Sayısındaki azalışlar ise Ekonomik değişkenlerden, İllerin Gayri Safi Yurtiçi Hasıla İçindeki Payında azalışa neden olmaktadır.



### 3.4 Kanonik Değişkenler İle Orijinal Değişkenler Arasındaki Korelasyonlar

Kanonik değişkenler ile orijinal değişkenler arasındaki korelasyonlar, hangi değişkenin hangi kanonik değişken üzerinde önemli rol oynadığını belirlemede kullanılır. Aşağıdaki yorumlarda birinci ve ikinci kanonik değişken çifti incelenmiştir.

**Tablo 6.** Sosyal değişkenler kümesindeki orijinal değişkenler ile sosyal kanonik değişkenler arasındaki korelasyonlar

	U1	U2	U3	U4	U5	U6	U7	U8
X1	0,9762	-0,0746	-0,0139	-0,1240	-0,1285	-0,0756	-0,0364	-0,0478
X2	0,9775	-0,1254	-0,0418	0,0603	-0,1446	0,0066	-0,0339	-0,0356
X3	0,9555	0,0106	-0,0365	0,2048	-0,1597	0,0480	0,1087	0,0629
X4	0,8984	-0,3095	0,1613	-0,1842	0,0659	0,0857	-0,1379	-0,0799
X5	0,9964	0,0047	0,0578	0,0344	0,0091	-0,0451	-0,0096	-0,0201
X6	0,9990	-0,0030	-0,0272	0,0129	-0,0008	0,0220	-0,0231	-0,0018
X7	0,3699	0,3100	-0,0869	0,0100	0,3920	0,3401	0,3711	-0,5936
X8	-0,3057	-0,5347	-0,4621	-0,0966	0,4671	-0,1859	0,3790	0,0373

Yukarıdaki Tablo 6'ya göre; Birinci kanonik değişken ( $U_1$ ) ile aynı değişken kümesindeki orijinal değişken olan Okur-Yazar Sayısı ( $X_6$ ) değişkeni arasındaki korelasyon 0,9990 olup, pozitif yönlü kuvvetli bir ilişkidir; daha sonraki kuvvetli ilişki Toplam Bina , Konut ve Belediye Sayısı ( $X_5$ ) değişkeniyledir. Sırasıyla bunu Kamu ve Özel Hastane Yatak Sayısı ( $X_2$ ), Kamu ve Özel Hastane Sayısı ( $X_1$ ), Sağlık Personeli Sayısı ( $X_3$ ), Toplam İl ve İlçelere Göre Şehir ve Köy Nüfuslarının Yoğunluğu ( $X_4$ ) değişkenleri takip eder. Yıllık Nüfus Artış Hızı ( $X_7$ ) değişkeni ile pozitif yönlü çok kuvvetli olmayan bir ilişki vardır. Uzman Hekim Başına Düşen Nüfus Sayısı ( $X_8$ ) değişkeniyle ise negatif yönlü çok kuvvetli olmayan bir ilişki sözkonusudur.

İkinci kanonik değişken ( $U_2$ ) ile sırasıyla Yıllık Nüfus Artış Hızı ( $X_7$ ), Sağlık Personeli Sayısı ( $X_3$ ), Toplam Bina , Konut ve Belediye Sayısı ( $X_5$ ) değişkenleri arasında pozitif yönlü çok kuvvetli olmayan bir ilişki vardır. Uzman Hekim Başına Düşen Nüfus Sayısı ( $X_8$ ) değişkeni ile negatif yönlü kuvvetli bir ilişki vardır. Toplam İl ve İlçelere Göre Şehir ve Köy Nüfuslarının Yoğunluğu ( $X_4$ ), Kamu ve Özel Hastane Yatak Sayısı ( $X_2$ ), Kamu ve Özel Hastane Sayısı ( $X_1$ ), Okur-Yazar Sayısı ( $X_6$ ) değişkenleriyle ise negatif yönlü çok kuvvetli olmayan bir ilişki sözkonusudur.

**Tablo 7.** Ekonomik değişkenler kümesindeki orijinal değişkenler ile ekonomik kanonik değişkenler arasındaki korelasyonlar

	V1	V2	V3	V4	V5	V6	V7	V8
Y1	0,2132	0,6442	-0,5619	0,1258	0,0236	-0,0807	0,0109	0,4481
Y2	-0,1922	0,2717	0,2023	-0,2416	-0,5603	-0,5195	-0,3548	0,2833
Y3	0,3681	0,5370	0,4443	0,2513	-0,4720	-0,2002	0,2190	-0,0688
Y4	0,9970	0,0654	-0,0100	-0,0318	0,0109	0,0097	0,0057	-0,0193
Y5	0,7954	0,1775	-0,0912	0,4989	-0,1112	0,1216	-0,2192	-0,0587
Y6	0,9526	-0,0047	0,2292	0,0791	0,1604	-0,0405	-0,0356	0,0714
Y7	0,9876	-0,0887	0,1035	0,0421	-0,0252	0,0123	-0,0060	0,0590
Y8	0,3207	0,2908	0,7114	0,1226	-0,2571	0,2961	-0,0870	0,3606

Yukarıdaki Tablo 7'ye göre; Birinci kanonik değişken ( $V_1$ ) ile aynı değişken kümesindeki orijinal değişken olan Çalışan Nüfus Sayısı ( $Y_4$ ) değişkeni arasındaki korelasyon 0,9970 olup pozitif yönlü kuvvetli bir ilişkidir. Daha sonraki kuvvetli ilişki İllerin Gayri Safi Yurtiçi Hasıla İçindeki Payı ( $Y_7$ ) değişkeniyledir. Sırasıyla bunu Toplam Elektrik Tüketim Miktarı ( $Y_6$ ), Türkiye İş Kurumu'na Yapılan Başvuru Sayısı ( $Y_5$ ) değişkenleri takip eder. Kişi Başına Düşen Motorlu Kara Taşıt Sayısı ( $Y_3$ ), Kişi Başına Gayri Safi Yurtiçi Hasıla ( $Y_8$ ) ve Ekilen Arazi Miktarı ( $Y_1$ ) değişkenleri ile pozitif yönlü çok kuvvetli olmayan bir ilişki vardır. Kişi Başına Düşen Traktör Sayısı ( $Y_2$ ) değişkeniyle ise negatif yönlü çok kuvvetli olmayan bir ilişki söz konusudur.

İkinci kanonik değişken ( $V_2$ ) ile sırasıyla Ekilen Arazi Miktarı ( $Y_1$ ), Kişi Başına Düşen Motorlu Kara Taşıt Sayısı ( $Y_3$ ) değişkenleri arasında pozitif yönlü çok kuvvetli bir ilişki vardır. Kişi Başına Gayri Safi Yurtiçi Hasıla ( $Y_8$ ), Kişi Başına Düşen Traktör Sayısı ( $Y_2$ ), Türkiye İş Kurumu'na Yapılan Başvuru Sayısı ( $Y_5$ ), Çalışan Nüfus Sayısı ( $Y_4$ ) değişkenleri arasında ise pozitif yönlü çok kuvvetli olmayan bir ilişki vardır. İllerin Gayri Safi Yurtiçi Hasıla İçindeki Payı ( $Y_7$ ) ve Toplam Elektrik Tüketim Miktarı ( $Y_6$ ) değişkenleriyle ise negatif yönlü çok kuvvetli olmayan bir ilişki söz konusudur.

**Tablo 8.** Sosyal değişkenler kümesindeki orijinal değişkenler ile ekonomik kanonik değişkenler arasındaki korelasyonlar

	V1	V2	V3	V4	V5	V6	V7	V8
X1	0,9748	-0,0650	-0,0107	-0,0813	-0,0788	-0,0339	-0,0100	-0,0010
X2	0,9761	-0,1092	-0,0322	0,0396	-0,0887	0,0030	-0,0093	-0,0007
X3	0,9542	0,0092	-0,0281	0,1343	-0,0979	0,0215	0,0298	0,0013
X4	0,8971	-0,2696	0,1243	-0,1208	0,0404	0,0384	-0,0378	-0,0016
X5	0,9950	0,0041	0,0445	0,0226	0,0056	-0,0202	-0,0026	-0,0004
X6	0,9976	-0,0026	-0,0210	0,0084	-0,0005	0,0099	-0,0063	-0,0000
X7	0,3694	0,2700	-0,0670	0,0066	0,2402	0,1525	0,1019	-0,0119
X8	-0,3053	-0,4657	-0,3561	-0,0634	0,2863	-0,0833	0,1040	0,0007



Yukarıdaki Tablo 8'e göre Birinci ekonomik kanonik değişken ( $V_1$ ) ile sosyal değişken kümesindeki orijinal değişken olan Okur-Yazar Sayısı ( $X_6$ ) arasındaki korelasyon 0,9976 olup pozitif yönlü kuvvetli bir ilişkidir. Daha sonraki kuvvetli ilişki Toplam Bina , Konut ve Belediye Sayısı ( $X_5$ ) değişkenleriyedir. Sırasıyla bunu Kamu ve Özel Hastane Yatak Sayısı ( $X_2$ ), Kamu ve Özel Hastane Sayısı ( $X_1$ ), Sağlık Personeli Sayısı ( $X_3$ ), Toplam İl ve İlçelere Göre Şehir ve Köy Nüfuslarının Yoğunluğu ( $X_4$ ) değişkenleri takip eder. Yıllık Nüfus Artış Hızı ( $X_7$ ) değişkeni ile ekonomik kanonik değişkenin pozitif yönlü çok kuvvetli olmayan bir ilişkisi vardır; Uzman Hekim Başına Düşen Nüfus Sayısı ( $X_8$ ) değişkeniyle ise negatif yönlü çok kuvvetli olmayan bir ilişki söz konusudur.

İkinci ekonomik kanonik değişken ( $V_2$ ) ile sırasıyla Yıllık Nüfus Artış Hızı ( $X_7$ ), Sağlık Personeli Sayısı ( $X_3$ ), Toplam Bina , Konut ve Belediye Sayısı ( $X_5$ ) değişkenleri arasında pozitif yönlü çok kuvvetli olmayan bir ilişki vardır. Uzman Hekim Başına Düşen Nüfus Sayısı ( $X_8$ ), Toplam İl ve İlçelere Göre Şehir ve Köy Nüfuslarının Yoğunluğu ( $X_4$ ), Kamu ve Özel Hastane Yatak Sayısı ( $X_2$ ), Kamu ve Özel Hastane Sayısı ( $X_1$ ) ve Okur-Yazar Sayısı ( $X_6$ ) değişkenleriyle ise negatif yönlü çok kuvvetli olmayan bir ilişki sözkonusudur.

**Tablo 9.** Ekonomik değişkenler kümesindeki orijinal değişkenler ile sosyal kanonik değişkenler arasındaki korelasyonlar

	U1	U2	U3	U4	U5	U6	U7	U8
Y1	0,2129	0,5611	-0,4329	0,0825	0,0144	-0,0362	0,0030	0,0090
Y2	-0,1920	0,2367	0,1559	-0,1584	-0,3434	-0,2330	-0,0974	0,0057
Y3	0,3676	0,4677	0,3424	0,1648	-0,2893	-0,0898	0,0601	-0,0014
Y4	0,9956	0,0570	-0,0077	-0,0209	0,0067	0,0044	0,0016	-,0004
Y5	0,7942	0,1546	-0,0702	0,3271	-0,0681	0,0545	-0,0602	-0,0012
Y6	0,9512	-0,0041	0,1766	0,0519	0,0983	-0,0181	-0,0098	0,0014
Y7	0,9862	-0,0773	0,0798	0,0276	-0,0154	0,0055	-0,0016	0,0012
Y8	0,3202	0,2533	0,5482	0,0804	-0,1576	0,1328	-0,0239	0,0072

Yukarıdaki Tablo 9'a göre; birinci sosyal kanonik değişken ( $U_1$ ) ile ekonomik değişken kümesindeki orijinal değişken olan Çalışan Nüfus Sayısı ( $Y_4$ ) arasındaki korelasyon 0,9956 olup pozitif yönlü kuvvetli bir ilişkidir; daha sonraki kuvvetli ilişki İllerin Gayri Safi Yurtiçi Hasıla İçindeki Payı ( $Y_7$ ) değişkeniyedir. Sırasıyla bunu Toplam Elektrik Tüketimi ( $Y_6$ ) ve Türkiye İş Kurumu'na Yapılan Başvuru Sayısı ( $Y_5$ ) değişkenleri takip eder. Kişi Başına Düşen Motorlu Kara Taşıt Sayısı ( $Y_3$ ), Kişi Başına Gayri Safi Yurtiçi Hasıla ( $Y_8$ ), Ekilen Arazi Miktarı ( $Y_1$ ) değişkenleri ile  $U_1$ 'in pozitif yönlü çok kuvvetli olmayan bir ilişkisi vardır; Kişi Başına Düşen Traktör Sayısı ( $Y_2$ ) değişkeniyle ise negatif yönlü çok kuvvetli olmayan bir ilişki sözkonusudur.

İkinci sosyal kanonik değişken ( $U_2$ ) ile Ekilen Arazi Miktarı ( $Y_1$ ) değişkeni arasında pozitif yönlü kuvvetli bir ilişki vardır; Kişi Başına Düşen Motorlu Kara Taşıt Sayısı ( $Y_3$ ), Kişi Başına Gayri Safi Yurtiçi Hasıla ( $Y_8$ ), Kişi Başına Düşen Traktör Sayısı ( $Y_2$ ), Türkiye İş Kurumu'na Yapılan Başvuru Sayısı ( $Y_5$ ) ve Çalışan Nüfus Sayısı ( $Y_4$ ) değişkenleriyle pozitif yönlü çok kuvvetli olmayan bir ilişki vardır. İllerin Gayri Safi Yurtiçi Hasıla İçindeki Payı ( $Y_7$ ) ve Toplam Elektrik Tüketimi ( $Y_6$ ) değişkenleri ile  $U_2$  arasında ise negatif yönlü çok kuvvetli olmayan bir ilişki söz konusudur.

#### 4. SONUÇ VE ÖNERİLER

Doğrusal Kanonik Korelasyon Analizine başlarken değişkenlerin uygun olarak seçilmesi, örneklem hacminin yeteri kadar büyük olması, analiz sonuçlandığında ise, kanonik değişken çiftlerinin katsayılarının işaret ve büyüklükleri ile yorumlanmaları, kanonik korelasyona ve kanonik değişkenlere katkı yapan orijinal değişkenlerin belirlenmesi önemlidir.

Buna göre kanonik korelasyon analiz sonuçlarını özet olarak incelersek ;

Analizde, 8 tane kanonik korelasyon katsayısı ve kanonik değişken çifti belirlenmiştir. İstatistiksel test sonuçlarına göre sosyal değişkenler ve ekonomik değişkenlerden oluşturulan kanonik değişkenlerden ilk 6 tane kanonik korelasyon katsayısı  $\alpha = 0,05$  anlamlılık düzeyine göre anlamlı olduğu görülmektedir.

Buna göre ilk 6 kanonik değişken çifti ile ilişki yapısını ortaya koyup, bunlara ait kanonik korelasyon katsayılarını, incelemek, iki değişken kümesi arasındaki ilişkiyi ortaya koyacaktır. Ancak bu 6 tane anlamlı bulunan kanonik değişken çiftinin her birisinin değişkenlerine ait katsayılarını ayrı ayrı yorumlamak oldukça güçtür. Bu durum göz önüne alındığında en yüksek korelasyon katsayısına (0,998) sahip ( $U_1;V_1$ ) doğrusal bileşeni ile ilişki yapısı ortaya konulacaktır.

Varyansa en çok katkısı yapan ( $U_1;V_1$ ) kanonik değişken çiftine göre sosyal değişkenler kümesinde yer alan değişkenlerden Kamu ve Özel Hastane Sayısı ( $X_1$ ), Sağlık Personeli Sayısı ( $X_3$ ), Toplam İl ve İlçelere Göre Şehir ve Köy Nüfuslarının Yoğunluğu ( $X_4$ ), Toplam Bina , Konut ve Belediye Sayısı ( $X_5$ ), Okur-Yazar Sayısı ( $X_6$ ), Yıllık Nüfus Artış Hızı ( $X_7$ ), Uzman Hekim Başına Düşen Nüfus Sayısında ( $X_8$ ) olan artışlar, ekonomik değişkenler kümesinde yer alan değişkenlerden Ekilen Arazi Miktarı ( $Y_1$ ), Kişi Başına Düşen Traktör Sayısı ( $Y_2$ ), Çalışan Nüfus Sayısı ( $Y_4$ ), Türkiye İş Kurumu'na Yapılan Başvuru Sayısı ( $Y_5$ ), İllerin Gayri Safi Yurtiçi Hasıla İçindeki Payında ( $Y_7$ ) artışlara neden olmuştur.

Orijinal değişkenlerin kanonik değişken çiftlerine ve kanonik korelasyonlara olan katkı derecelerini incelediğimizde ise, sosyal değişkenler kümesindeki Okur-Yazar Sayısı (0,999) ve ekonomik değişkenler kümesindeki Çalışan Nüfus Sayısı (0,996)



değişkenlerinin  $U_1$  ve  $V_1$  kanonik değişken çiftine en çok katkı yapan değişkenler olduğu görülmektedir.

Bulduğumuz bu sonuçlara kanonik değişkenlerin orijinal değişkenlerle olan ilişkilerini incelediğimizde de ulaşabiliriz.

$$\text{Kor}(U_1, X) = (0,9762 \ 0,9775 \ 0,9555 \ 0,8984 \ 0,9964 \ 0,9990 \ 0,3699 \ -0,3057)$$

$$\text{Kor}(V_1, Y) = (0,2132 \ -0,1922 \ 0,3681 \ 0,9970 \ 0,7954 \ 0,9526 \ 0,9876 \ 0,3207)$$

Sosyal değişkenler kümesinde yer alan Okur-Yazar Sayısı ( $X_6$ ) değişkeni  $U_1$  kanonik değişkenine en büyük katkıda bulunan orijinal değişkendir. Ekonomik değişkenler kümesinde yer alan Çalışan Nüfus Sayısı ( $Y_4$ ) değişkeni de  $V_1$  kanonik değişkenine en büyük katkıda bulunan orijinal değişkendir.

$$\text{Kor}(U_1, Y) = (0,2129 \ -0,1920 \ 0,3676 \ 0,9956 \ 0,7942 \ 0,9512 \ 0,9862 \ 0,3202)$$

$$\text{Kor}(V_1, X) = (0,9748 \ 0,9761 \ 0,9542 \ 0,8971 \ 0,9950 \ 0,9976 \ 0,3694 \ -0,3053)$$

Çalışan Nüfus Sayısı ( $Y_4$ ) değişkeni, sosyal değişkenler kümesine en çok katkıda bulunurken, Okur-Yazar Sayısı ( $X_6$ ) değişkeni ise ekonomik değişkenler kümesine en çok katkıda bulunmaktadır.

Sonuç olarak Türkiye'deki illerin sosyal yapısını ortaya koyan değişken değerleri arttıkça ekonomik yapısını ortaya koyan değişken değerlerinde artışa sebep olmaktadır. Türkiye'deki illerin nüfus sayıları arttıkça, Türkiye İş Kurumu'na Yapılan Başvuru Sayısı da artacak, insanların besin ihtiyaçlarını karşılayabilmek için ekilen arazi miktarında ve traktör sayısında bir artış olacaktır. Aynı şekilde okur-yazar sayısındaki ve sağlık personeli sayısındaki artış da çalışan nüfusu etkileyecektir. Türkiye'deki illerin Sosyo-ekonomik yapılarında okur-yazar sayısının ve çalışan nüfus sayısının önemli olduğu belirlenmiştir. Sosyal ve ekonomik yapının birbirine bağlı olduğu, sosyal yapıdaki bir değişikliğin ekonomik yapıda da bir değişikliğe yol açtığı saptanmıştır.

## KAYNAKLAR

- BAŞARAN, E., (1998), *Kanonik Korelasyon Analizi ve Bir Uygulama*, Yüksek Lisans Tezi, Bursa.
- İŞİĞİÇOK, E., (1999), *Kanonik Korelasyon Çözümlemesi: BURSA 'daki 500 Büyük Firmanın Girdi ve Çıktı Değişkenleri Üzerine Bir Uygulama*, 4. Ulusal Ekonometri Ve İstatistik Sempozyumu Bildirileri, Antalya.
- JOHNSON, R.A., WICHERN, D.W. (1992), *Multivariate Data Analysis*, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, New Jersey.
- MIRTAGHIZADEH, H., (1990), *Kanonik Korelasyon Analizi Üzerine Bir Deneme*, Yüksek Lisans Tezi, Ankara.
- ÖZDAMAR, K., (1999), *Paket Programlar ile İstatistiksel Veri Analizi 2*, Kaan Kitabevi, Eskişehir.

- ÖZEL, M. H., (1984), *Ekonomik Kalkınma ve Eğitim Arasındaki İlişkinin Kanonik Korelasyon Yardımıyla İncelenmesi*, Yüksek Lisans Tezi, Ankara.
- SÜT, N., (2001), *Doğrusal Olmayan Kanonik Korelasyon Analizi ve Bir Uygulama*, Yüksek Lisans Tezi, Edirne.
- TACY, J., (1997), *Multivariate Analysis Techniques in Social Science Research*.
- TATLIDİL, H., (1996), *Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistiksel Analiz*, Ankara.
- TATLIDİL, H., ÇEMREK, F., (2002), *Ülkelerin Gelişmişlik Düzeylerinin Kanonik Korelasyon Analizi ile İncelenmesi*, 3.İstatistik Günleri, Hacettepe Üniversitesi, Ankara.
- TEKİN, M., (1993), *Kanonik Korelasyon Analizi ve Bir Uygulama*, Doktora Tezi, İstanbul.
- Türkiye İstatistik Yıllığı, 2001*; T.C. Başbakanlık D.İ.E. Ankara / Ağustos 2002.
- Sağlık Bakanlığı Sağlık İstatistikleri, (2001)*; T.C. Başbakanlık D.İ.E. Ankara/Kasım 2002.
- Bina Sayımı, (2000)*; T.C. Başbakanlık D.İ.E. Ankara / Eylül 2001.
- 2000 Genel Nüfus Sayımı*, T.C. Başbakanlık D.İ.E. Ankara.
- Tarımsal Yapı (Üretim, Fiyat, Değer)(2000)*; T.C. Başbakanlık D.İ.E. Ankara / Haziran 2002.
- Ulaştırma İstatistikleri Özeti (2000)*; T.C. Başbakanlık D.İ.E. Ankara / Ocak 2002.
- TEDAŞ Türkiye Elektrik Dağıtım ve Tüketim İstatistikleri (2000)*; APK Daire Başkanlığı Enerji Talepleri Değerlendirme ve İstatistik Müdürlüğü, Ankara / Eylül 2001.
- İllere Göre Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (2000)*; T.C. Başbakanlık D.İ.E. Ankara/Mayıs 2002.

## LINEAR CANONICAL CORRELATION ANALYSIS AND AN APPLICATION

### ABSTRACT

*In any research, lots of factors affect the event being investigated and there are many variables that are correlated with each other. In such cases, Univariate Statistical Techniques can not be used. For this reason, Multivariate Statistical Techniques are used as there are  $n$  number observations or objects and  $p$  number variables. The goal of Canonical Correlation Analysis is to analyze the relationship between two sets of variable. This analysis is one of the most general of the multivariate techniques. In this study, data gathered from 81 cities of Turkey and social and economic structures of the cities were analyzed by means of Canonical Correlation Analysis. In the solving phase, STATISTICA and SAS programmes were used.*

**Key Words :** *Canonical Correlation Analysis, Social and Economic Variables.*



## KAOS VE LYAPUNOV ÜSTELLERİNİN TAHMİN EDİLMESİ

Tarhan SERİN\*

### ÖZET

*Bu çalışma temel olarak Lyapunov üstellerinin tahminine dayanır. Kaos ve Lyapunov üstelleri arasındaki bağıntıya kısaca değinilmiştir. Diğer bir nokta ise simülasyon teknikleri ile tahmini yapılan üstellerin dağılım özelliklerinin incelenmesidir. Lojistik fonksiyon aracılığı ile üretilen veriler üzerinden bulunan Lyapunov üstellerinin tahminlerinin dağılımı, Normal dağılım veya Weibull dağılımı gibi görünmesine rağmen, yapılan uyum iyiliği testleri bunların normal dağıldığı düşüncesini desteklemediğini göstermiştir.*

**Anahtar Kelimeler :** Çekiciler; Lojistik Fonksiyonu, Parametre Dışı Tahmin, , En Yakın Komşu Metodu , R-adik Dönüşüm (Map), Dinamik Sistemler, Doğrusal Olmayan Dinamik Sistemler, Doğrusal Olmayan Salınımlar, Kaos, Lyapunov Üstelleri, Periyodik Olmayan ve Doğrusal Olmayan Davranışlar.

### 1.GİRİŞ

Bu çalışmanın kapsamı Lyapunov üstellerinin tahmini ve yorumu üzerinedir. Kaos ile Lyapunov üstelleri arasında sıkı bir bağımlılık bulunur. Gerçi kaos kavramına standart bir tanım getirilememiş ve kabul edilmiş genel bir görüş mevcut değildir. Lyapunov üstellerinin yorumu kaos konusu ile iç içe olduğundan ilk önce kaos kavramına değinilmelidir.

Özellikle 1970 li yıllardan sonra daha gelişmiş bilgisayarlar yardımıyla diferansiyel denklemlerin nümerik çözümlenmeleri olanaklı hale geldikçe kaotik olarak adlandırılan bir sistemin davranış özelliklerinin eskiden sanıldığı kadar belirsizlik ve karmaşa barındırmadığı görülmekle birlikte daha farklı ve anlaşılması zor kadastrofik özellikler fark edilmiştir. Bunlarla birlikte modeldeki özel bazı parametrelerin fonksiyonel özelliklerinin ortaya çıkması sonucu çatallanma (bifurcation) ile birlikte bu kavramlar yeni duyulmaya başlanmasına rağmen Poincare böylesi bir durumdan daha

\* Gazi Üniversitesi, Fen Edebiyat Fakültesi, İstatistik Bölümü, Ankara, Türkiye

önce bahsetmiştir. Elbette 1980'li yıllar ve sonrasında fizik ile birlikte biyolojik oluşumların, kimyasal olayların, birçok mühendislik problemlerinin arka planında kaos fenomeninin varolduğu görülmekle birlikte çok daha karışık konular olan ekonomi, sosyoloji, psikoloji ve politik konjonktürlerde kaosu varlığı konusunda büyük ölçüde fikir birliği bulunmaktadır. Bu yöndeki en büyük delil kuşkusuz bu fenomenlerin tümünün hemen hemen eğrisel dinamik yapıları barındırmaları ve bir şekilde kaosu gündeme getirmeleridir. Bir çok bilimsel verilerin davranış şekillerinde kaosu varlığı gözlenmektedir. Eğer bir oluşumun kaotik özellikler gösterdiği saptanabilirse oluşumun modellenmesi ve buradan da yakın gelecek tahminlerinin yapılabilmesi mümkündür.

Bir sistem de stokastik veya kaotik yapıdan hangisinin baskın olduğuna Lyapunov üstelleri aracılığı ile karar verilebilir. Dominant Lyapunov üsteli pozitif bir sayı ise sistemin kaotik olduğuna karar verilecektir.

## 2. LYAPUNOV ÜSTELLERİNİN TANIMI

Bir sistemin dinamik yapısını ortaya koyan diferansiyel denklem

$$\dot{x} = f(x) \rightarrow x = x(t) \quad (1)$$

ifadesi aynı zamanda dinamik model olarak anılır. Belirli başlangıç şartları ile ya da bir eğrinin geçtiği bir nokta yardımıyla özel bir çözüm bulunur. Buna bağlı olarak başlangıçta çok yakın iki noktadan başlayan iki ayrı yörünge zamana karşı üstel olarak birbirlerinden uzaklaşabilirler veya yakınlaşabilirler; en azından başlangıca yakın bir bölgede bir ortalamadan bahsedilebilir. Eğer uzaklaşma mevcutsa sistemin kaotik özellikler gösterdiği söylenebilir. Tabii ki bu durumda çizilen eğrisel yörüngeyi başlangıç şartları belirler, yani başlangıç şartlarına duyarlı bir bağımlılık söz konusudur. Daha sonra ifade edileceği gibi, pozitif Lyapunov üstelinin varlığı ile incelenen sistemin başlangıç şartlarına duyarlı bir bağımlılığına işaret eder (Jones and Kasap (1995), Kasap (1995)).

Vektör değişkenli dinamik bir model, "Eş. 1" tarzı bir gösterimde "x" vektör değişkeni sistemin tüm değişkenlerini açıklayan vektördür. Böylece diferansiyel denklemler sistemi söz konusudur. Başlangıç şartları ile  $x_0$  ve  $x_0 + \eta_0$  gibi iki ayrı başlangıç şartı olsun; ancak burada  $\eta_0$  çok küçük bir fark vektörüdür. Bu durumda eldeki diferansiyellerin integrali ile çizilen iki ayrı yörünge uzun bir süre boyunca hemen hemen aynı yoldan ilerleyecektir. Eğer "Eş. 1" sistemi kaotik bir yapıyı gösteriyorsa zaman ilerlerken gelecekte zaman ekseninde küçük olabilecek bir aralık içerisinde iki yörünge aniden birbirlerinden uzaklaşır. Şimdi "Eş. 1" ile izlenen yollardan biri, en azından başlangıç şartı  $x_0$  olan bir yol bilinir. Ancak diğer bir başlangıç şartı  $x_0 + \eta_0$  olan çok yakın diğer bir yörünge için şunlar yazılabilir:

$$\begin{aligned} \dot{x} &= f(x) \\ \dot{x} + \dot{\eta} &= f(x) + Df(x)\eta + O(\eta^2) \end{aligned}$$

Eğer  $\eta$  çok küçük ise  $O(\eta^2)$  güven içinde ihmal edilebilir. Böylece şu ifade özde toparlanabilir:

$$\dot{\eta} = Df(x)\eta \rightarrow \eta = \eta(t) \quad (2)$$



Bu şekilde  $x$  noktasına göre jakobyen matrisi  $Df(x)$  ile bu matrisin özdeğerleri Lyapunov üstellerinin bir yorumunu verir. Ancak bu ifade "Eş. 1" ifadesi ile birlikte düşünülmelidir. Böylece "Eş. 1" ile "Eş. 2" ifadeleri bir sistemi oluşturarak  $Df(x)$ ' in "Eş. 1" ile belirlenmesi sağlanabilir. Ancak formel olarak iki ayrı başlangıç koşulu üzerinden "Eş. 1" ifadesi integre edilerek iki ayrı yörünge bağımsız olarak hesaplanabilir, bu yol genel bir yaklaşım olabilir. Başlangıç şartları çok yakın olmakla birlikte zaman ilerledikçe yörüngelerde bir ayrılık belirlediği anda iki ayrı yörünge ayrı yollarda ilerleyeceğinden iki yörünge aralarında bir bağımlılığın var olduğunu düşünmemek gerekir. Eğer bu şekilde yörüngeler arasında bir uzaklaşma mevcutsa pozitif Lyapunov üsteli söz konusu olarak, sistemin kaotik olduğu ifade edilebilir. Eğer  $t=0$  anında  $\eta=\eta_0$  ise "Eş. 2" ifadesinin çözümü

$$\eta = \eta_0 e^{\lambda t}$$

olarak bulunacaktır. İfadedeki  $\eta$  vektörleri burada onların normu şeklinde düşünülmelidir, ayrıca bir varsayım gereği  $t$ 'nin fazla büyük olmayan bir değerden küçük kalması istenmelidir. Ayrıca bir kabul ile başlangıca yakın  $t$  zamanlarında  $Df(x)$  matrisi sabit gibi alınabilir, en azından iki komşu yörünge beraber yol aldığı süre boyunca sabit gibi değerlendirilebilir (Medio (1992)).

Bir çekici (yörüngeler topluluğu şeklinde düşünülebilir) üzerindeki bir yörünge, başlangıç şartlarına olan bağımlılığı oldukça duyarlıdır. Lyapunov üstelinin pozitif olduğu durumda, birbirine oldukça yakın noktalardan başlayan iki ayrı yörünge birbirinden hızla uzaklaşacaklar ve tamamıyla çok farklı geleceklere sahip olacaklardır. Bu durumda uzun dönem tahminlerini hesaplamak pratikte imkansız ve anlamsızdır. Buradaki açıklamalar kaos üzerinde yapılan tanımlamalarının temelini oluşturur (Delecroix, Guegan and Leorat (1997)).

### 2.1. Kaos Tanımı

Henüz evrensel anlamda kaos tanımı kabul edilmiş olmamakla birlikte, genel olarak başlangıç şartlarına duyarlı bağımlılık gösteren deterministik sistemlerde, uzun dönemli periyodik olmayan davranışlar mevcutsa, bu periyodik olmayan davranışlara kaos denir (Strogatz (1994)).

1. Uzun dönemli periyodik olmayan davranış ifadesinden söylenmek istenen yörüngelerin bir noktaya, periyodik bir yörüngeye ya da kısmen periyodik bir yörüngeye (quasiperiodic orbit) doğru yakınsamaması anlamındadır. Pratikte bu tür yörüngelere bazen sıkça rastlanabilir. Örneğin, periyodik olmayan bu tür yörüngelere neden olan bir başlangıç şartları kümesi mevcut olabilir, ya da rastgele olarak seçilen başlangıç şartlarına bağlı olarak bu tür yörüngeler oluşturulabilir.
2. Deterministik tanımından kastedilen sistemin içinde rastgele ya da gürültü şeklinde değişkenlerin ve parametrelerin bulunmamasıdır. Buradaki sistemin uyumsuzluğunun kaynağı gürültünün (white noise) neden olduğu etkilerin yokluğunun haricinde, daha çok sistemin eğriselliğindedir.

3. Başlangıç şartlarına duyarlı bağımlılık ifadesinden anlatılmak istenen çok yakın yörüngelerin birbirlerinden üstel bir hızla uzaklaşmalarıdır, yani sistemin pozitif Lyapunov üsteli vardır.
4. Ayrıca üç ya da daha fazla boyutlu dinamik sistemlerde kaos ortaya çıkabilmektedir.

## 2.2. Çekiciler

Çekici tanımını doğrudan ve bütün özelliklerini kapsayan yeterli bir tanımını vermek zor olmakla birlikte şöyle bir tanım literatürde uygun görülmektedir: "Zayıf bir ifade ile, bir küme (bir grup) komşu yörüngelerin yakınsayarak oluşturdukları nesneye çekici denir." Durağan sabit noktalar ve durağan limit çevrimler çekiciye birer örnektirler (Strogatz (1994)).

## 2.3. Fonksiyonel Dönüşümler

Fonksiyonel (map), sistemin eşit zaman aralıklarındaki konumunu veren bir fonksiyondur. Sistemin bir önceki konumu girdi olarak fonksiyonda kullanılırsa yani fonksiyon içinde değişken olarak bulunursa ve fonksiyonun çıktısı yani görüntüsü şu anki konumunu verir.

Tek boyutlu dönüşüm: sürekli bir fonksiyon  $\varphi$  olmak üzere reel eksen üzerinden yine kendisine bir dönüşüm yapmak üzere  $x_{n+1}=\varphi(x_n)$  şeklinde ifade edilir. Eğer bir  $x^*$  noktası  $x^*=\varphi(x^*)$  olacak şekilde varsa bu sabit noktadır, böylece yörünge ileri iterasyonlarda daima bu  $x^*$  noktasından geçecektir. Sabit nokta  $x^*$ 'in durağanlığının tespiti için çok küçük bir  $\delta$  değeri ile yakın bir yörünge  $x_n=x^*+\delta_n$  olsun. Böylece yakın yörüngelerin çekildiği ya da itildiği konusunda bir şeyler söylenebilir. Taylor açılımı (expansion) ile,

$$x_{n+1}=\varphi(x_n)$$

$$x_{n+1}=x^*+\delta_{n+1}=\varphi(x^*+\delta_n)=\varphi(x^*)+\varphi'(x^*)\delta_n+O(\delta^2)$$

$$\delta_{n+1}=\varphi'(x^*)\delta_n+O(\delta^2)$$

yazılabilir; böylece  $n$ 'in artışı ile  $\delta_n$  'nin artması ya da azalması hakkında bir şeyler söylenebilir. Eğer  $O(\delta^2)$  ihmal edilebiliyorsa doğrusallaştırılmış dönüşüm  $\delta_{n+1}=\varphi'(x^*)\delta_n$  özdeğeri ya da çarpanı  $\mu=\varphi'(x^*)$  ile elde edilir. Genel olarak artan  $n$  ile birlikte  $\delta_n=\mu^n\delta_0$  şeklinde alınabilir. Eğer  $|\mu|<1$  ise  $n\rightarrow\infty$  ile  $\delta_n\rightarrow 0$  olur, böylece sabit nokta  $x^*$  doğrusallaştırılmış durağandır. Yani yakın yörünge çekilir. Aksi halde  $|\mu|>1$  ise sabit nokta durağan değildir, yakın yörünge itilir. Buradaki yerel durağanlık hakkındaki söylenenler doğrusallaştırmaya dayanmakla birlikte orijinal eğrisel dönüşümü de içine alır. Fakat marjinal bir durum olan  $|\varphi'(x^*)|=1$  hakkında doğrusallaştırma ile pek bir şey söylenemez, bununla birlikte ihmal edilmiş terim olan  $O(\delta^2)$  yerel durağanlığı belirler (Strogatz (1994)).



## 2.4. Lyapunov Üsteli

Bir dönüşüm periyodik olmayan yörüngeler üretebilir, ve bu davranışın gerçek bir kaos olup olmadığından şüphe edilebilir. Kaotik bir sistemin başlangıç şartlarına hassas bir bağımlılığa sahiptirler ve komşu yörüngeler ortalamada üstel olarak birbirlerinden uzaklaşırlar. Bir başlangıç şartı  $x_0$  ve buna çok yakın olan  $x_0 + \delta_0$  noktası verilmiş olsun. Yapılan  $n$  iterasyondan sonra yörüngeler arasındaki fark  $\delta_n$  olsun. Eğer  $|\delta_n| \cong |\delta_0| e^{nL}$  ise burada,  $L$ , Lyapunov üsteli olarak adlandırılabilir. Arka arkaya yapılan  $n$  iterasyonu gösteren dönüşüm skalar değişkenli bir fonksiyonel olmak üzere  $x_n = \varphi^n(x_0)$  olarak gösterilebilir. Ayrıca

$$\delta_n = \varphi^n(x_0 + \delta_0) - \varphi^n(x_0)$$

ifadesi yardımıyla logaritmik olarak ve  $\delta_0 \rightarrow 0$  için,

$$L \approx \frac{1}{n} \ln \left| \frac{\delta_n}{\delta_0} \right| = \frac{1}{n} \ln \left| \frac{\varphi^n(x_0 + \delta_0) - \varphi^n(x_0)}{\delta_0} \right| = \frac{1}{n} \ln \left| (\varphi^n)'(x_0) \right|.$$

Buradan genelleştirilmiş hali ise,

$$L \approx \frac{1}{n} \ln \left| \prod_{i=0}^{n-1} \varphi'(x_i) \right| = \frac{1}{n} \sum_{i=0}^{n-1} \ln |\varphi'(x_i)|$$

sonucuna varılır. Son ifadede eğer  $n \rightarrow \infty$  limiti mevcut ise bu limit  $x_0$ 'dan başlayan yörüngenin Lyapunov üsteli olarak tanımlanır:

$$L = \lim_{n \rightarrow \infty} \left[ \frac{1}{n} \sum_{i=0}^{n-1} \ln |\varphi'(x_i)| \right].$$

Dikkat edilirse  $L$ ,  $x_0$  'a bağımlıdır. Böyle olmakla birlikte bir çekicinin çekim tabanındaki her  $x_0$  için bu değer ( $L$ ) aynıdır (Lorenz (1993), Medio (1992), Strogatz (1994)).

## 2.5. Sürekli ve Kesikli Fonksiyon Gösteriminde Lyapunov Üstelleri

Sürekli bir fonksiyonu ima eden "Eş. 1" gibi vektörel bir ifade varsa  $\dot{x} = f(x)$  ve başlangıçta çok küçük bir fark vektörü  $\eta_0$  mevcutsa ilerleyen yol boyunca bir  $t$  zamanı sonunda fark vektörü  $\eta$ 'ya ulaşır. Bu durumda Lyapunov üsteli tanımı

$$L = \frac{1}{t} \ln \frac{\|\eta\|}{\|\eta_0\|}$$

dır. Dikkat edilirse  $\|\eta\|/\|\eta_0\|$  oranı zamana bağlı olarak üstel değişim geçirme eğilimindedir. Kaotik bir sistem için üstel bir artış söz konusudur.

Kesikli gösterim  $x_k = \varphi(x_{k-1})$  şeklinde ifade edildiğinde küçük bir  $\delta_0$  vektörel farkı ile Lyapunov üsteli tahmini yapılabilir. Bu uzaklık artış oranlarının logaritmalarının zaman içindeki ortalamaları Lyapunov üstelidir. Lyapunov üsteli

$$L = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \ln \left\| \frac{\delta_n}{\delta_0} \right\|$$

ifadesi daha önceki tanımların bir devamıdır. Eğer  $\|\delta_n\|/\|\delta_0\|$  için  $\sup_n(L_n) = L$  dikkate alınırsa dominant Lyapunov üsteli elde edilir (Jones and Kasap (1995), Kasap (1995), Strogatz (1994)).

## 2.6. Düzeltme Teknikleri

Önerilen regresyon modelleri dahil verileri düzelten daha doğrusu genel yapıyı ortaya koymaya çalışan tüm teknikler düzeltme teknikleri çatısı altında toparlanabilir. Ancak parametre tahminlerinin uzun zaman alıcı olması ve bazen önerilen regresyon modelleri ile verilerin uyumlu olamaması nedeniyle parametre dışı düzeltme tekniklerinin kullanılmaları daha anlamlı olabilir. Özellikle türev tahminlerinin yapılabilmesi için verilerin düzgünleştirilmesi gerekir. Bu sayede Lyapunov üstelleri tahmin edilebilir (Serin (2003)).

## 3. SİMÜLASYON

İlk önce Lyapunov üsteli tahmini için map anlamında dönüşümün çıkarılmasına yönelik bir fikir verilmeye çalışılmıştır. Bu dönüşüm yardımıyla türev tahminleri hesaplanarak Lyapunov üsteli tahmini bulunacaktır (Delecroix, Guegan and Leorat (1997)).

### 3.1. Deterministik Dinamik Sistemlerde Lyapunov Üstellerinin Tahmini

Bu başlık altındaki konu Delecroix, Guegan ve Leorat(1997)'in bir çalışmasına dayanmaktadır. Dinamik sistemde gözlemlerin  $X_t \in \mathbb{R}^d$  olacak şekilde  $d$  boyutlu vektörel

$$X_t = \varphi(X_{t-1}) \quad (3)$$

gibi bir yapıdan geldikleri varsayılabilir. Burada  $D$ ,  $\varphi$ 'nin tanım bölgesi (Domain) olmak üzere  $D$ ' den  $D$ 'ye bazı dönüşümler  $\varphi$  ile gösterilmiştir. Map sonuçta bir dönüşümü gösteren bir fonksiyondur. Yapılan bir tanım ile başlangıç şartlarına ve ergodikliğe duyarlı olan dinamik sistemlere şimdilik kaos denecektir. Bu çalışmada, başlangıç şartlarının duyarlılığının belirlenmesi ile ilgilenilmiştir.  $d = 1$  durumunda, iyi bilinen bir kavram olarak sistemin Lyapunov üstelleri sayesinde şu şekilde bulunur,  $L$  reel bir sayı olmak üzere

$$L = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \ln \left| \frac{d}{dx} \varphi^n(x) \right| \quad (4)$$

olarak ifade edilmiştir. Burada  $\varphi^n$ ,  $\varphi$  fonksiyonunun  $n$ 'inci iterasyonunu ifade eder.



Temel olarak gözlemlerin aşağıdaki süreçlerden birinden geldiği varsayılır:

1. Gözlemler olan veri seti  $X_1, X_2, \dots, X_n$

$$X_t = \varphi(X_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (5)$$

den üretilmişlerdir, burada  $X_t$  ve  $\varepsilon_t$  rastgele değişkenlerdir.

2. Gözlemler veri seti  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  şu şekilde üretilmiştir:

$$Y_t = X_t + \varepsilon_t$$

burada

$$X_t = \varphi(X_{t-1}) \quad (6)$$

ve  $Y_t$  ile  $\varepsilon_t$  rastgele değişkenler olup  $X_t$  deterministiktir.

İlk durumda Lyapunov üstelinin tahmini problemi genelde  $\varepsilon_t$  değerinin üzerindeki varsayımlarla ilgili olarak  $X_t$  değişkenlerinin asimptotik bağımsızlığı varsayımları altında  $E[X_t|X_{t-1}]$  regresyon fonksiyonu tahminine indirgenir. İkinci durum ayrıştırma probleminin klasik bir halidir. Bu şekildeki görüş kaos çalışmaları için çok daha gerçekçi bir durumdur. Önceki tamamı ile rastgele modelde, fiziksel mantık içerisinde kaosu tam belirginliği ya da varlığı hakkında birşey söylenemez. Burada ikinci durum için ilk yaklaşım olarak, gürültüden arındırılmış olarak "Eş. 3" ifadesi ile belirlenmiş gerçek deterministik kaos  $X_t$  değerlerine bağlı olarak Lyapunov üsteli  $L$  hesaplanacaktır. Olağan  $k$ -en yakın komşulukların çekirdek (kernel) tahminlerine bağlı olarak  $\varphi$  tahminin standart orijinal tanımı yapılabilir.

Şimdi simülasyonlar için kullanılacak iki sistem verilmiştir:

1. Lojistik fonksiyonu şu şekilde tanımlanmıştır:

$$\varphi(x) = ax(1 - x), x \in [0, 1], a \in [0, 4], \quad (7)$$

2.  $r$ -adik fonksiyonu şöyle tanımlanmıştır:

$$\varphi(x) = rx \pmod{1}, x \in [0, 1], r > 1. \quad (8)$$

İlk sistemde  $\varphi$ 'nin sürekli olduğu not edilmelidir. Ayrıca bu dönüşümün dinamik özellikleri iyi bilinmektedir. Diğer bir dönüşüm olan  $r$ -adik dönüşümle ilgili olarak  $\varphi$ 'nin süreksizlik noktalarının varlığı bir ilgi alanıdır.

### 3.2. Kaotik Dönüşümün Tahmini

Bu bölümde "Eş. 3" ifadesi ile tanımlanan  $\varphi$  için iki ayrı tahmin önerilmiştir. Bunlar en yakın komşuluklar metoduna dayanır. Farklı tahminlerin temelde aynı prensiplere bağlı olduğu ve birbirlerini tamamladığı görülecektir. Önceki iki sisteme bağlı olarak birkaç simülasyon verilmiştir.

$i^n, i^l$  ve  $i^r$  indeksleri gözlem verisindeki üç elemanı ifade etsin. Bunlar  $x$ 'in en yakın komşulukları olan  $x$ 'in sol tarafındaki enyakın komşusu  $i^l$ ,  $x$ 'in sağ taraftaki en yakın komşusu  $i^r$ , ayrıca  $X_{(1)}, X_{(2)}, \dots, X_{(n)}$  sıralanmış örneklerdir. İlgilenilen iki tahmin şunlardır:

1. Birinci tahmin: en yakın komşu:

$\varphi$ 'nin tanım bölgesi  $D$ ' deki bir nokta  $x$  olsun ( $x \in D$ ), öyle ise  $\varphi$  için ilk tahmin

$$\hat{\varphi}_n^1(x) = X_{i^{n+1}}$$

olarak bulunur.  $X_{i^{n+1}}$ ,  $x$ 'in sol en yakınındaki  $x_{i'}$  noktasının görüntüsüdür:  $\varphi(x_{i'}) = X_{i^{n+1}}$ , elbette  $X_{i^{n+1}}$ ,  $\varphi$ 'nin görüntü kümesinde bulunur:  $X_{i^{n+1}} \in \text{Range}$ .

2. İkinci tahmin: iki tane en yakın komşu:

$D$ ' deki bir nokta  $x$  olsun.  $\varphi$  için  $\varphi_n^2$  tahmini

eğer  $X_{(1)} < x < X_{(n)}$  ise

$$\hat{\varphi}_n^2(x) = (x - X_{i'}) \frac{X_{i'^{+1}} - X_{i'^{-1}}}{X_{i'^{-1}} - X_{i'}} + X_{i'^{+1}}$$

değil ise  $\hat{\varphi}_n^2(x) = \hat{\varphi}_n^1(x)$

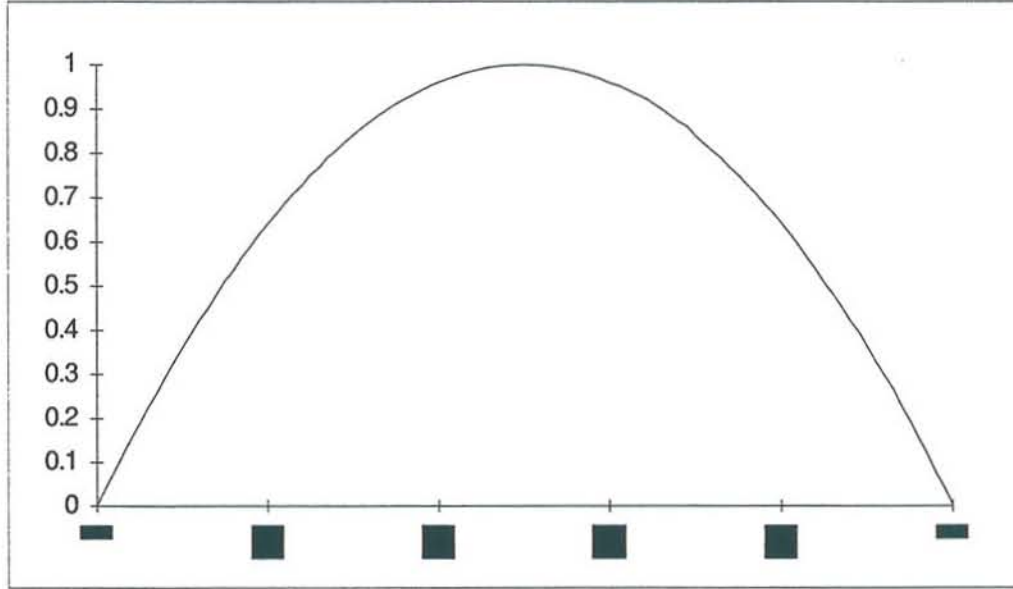
Aynı yol ile  $\varphi$ 'nin türevinin tahmini elde edilebilir.  $\varphi_n(x)$ 'nin türevi şöyle tanımlanabilir:

$$\hat{\varphi}_n'(x) = \frac{X_{i'^{+1}} - X_{i'^{-1}}}{X_{i'^{-1}} - X_{i'}}$$

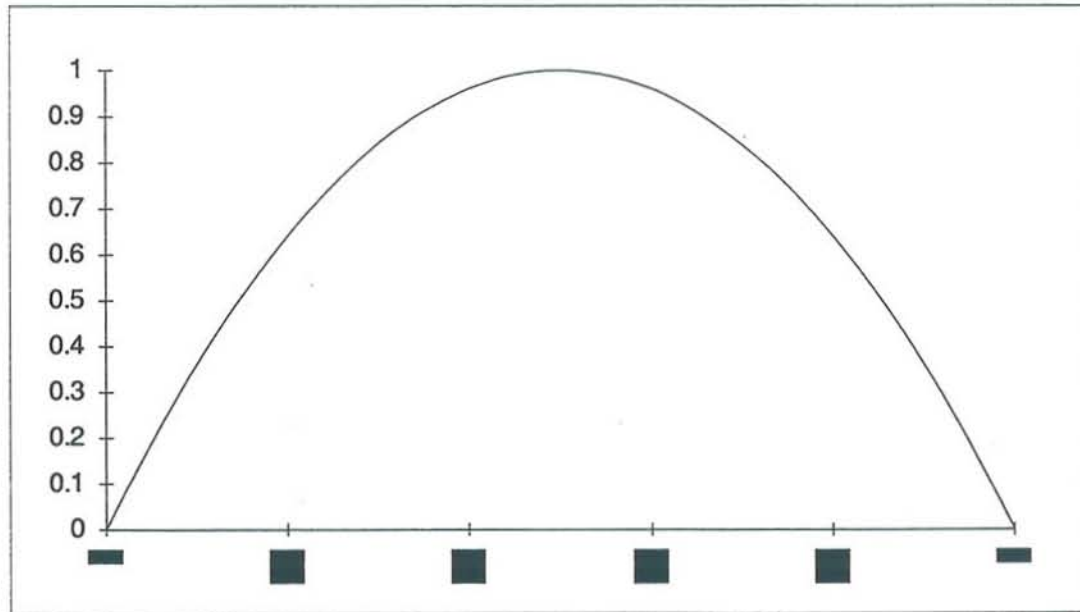
İki dinamik sistemle ilgili olarak bazı simülasyonlar verilmiştir. "Eş. 7" ile verilen lojistik dönüşüm ve "Eş. 8" ile verilen r-adik fonksiyon önceki sonuçların ışığında gösterilecektir.

Şekil 1'de  $a=4$ ,  $n=1000$  için  $\varphi$  fonksiyonunun tahmini  $\varphi_n^1$  oluşturuldu. Şekil 2'de aynı yol ile  $\varphi_n^2$  tahmini yapıldı. Tahminler tam çizgi ile gösterilmekle birlikte gerçek fonksiyonların düzgün birer parabol oldukları bilinir.



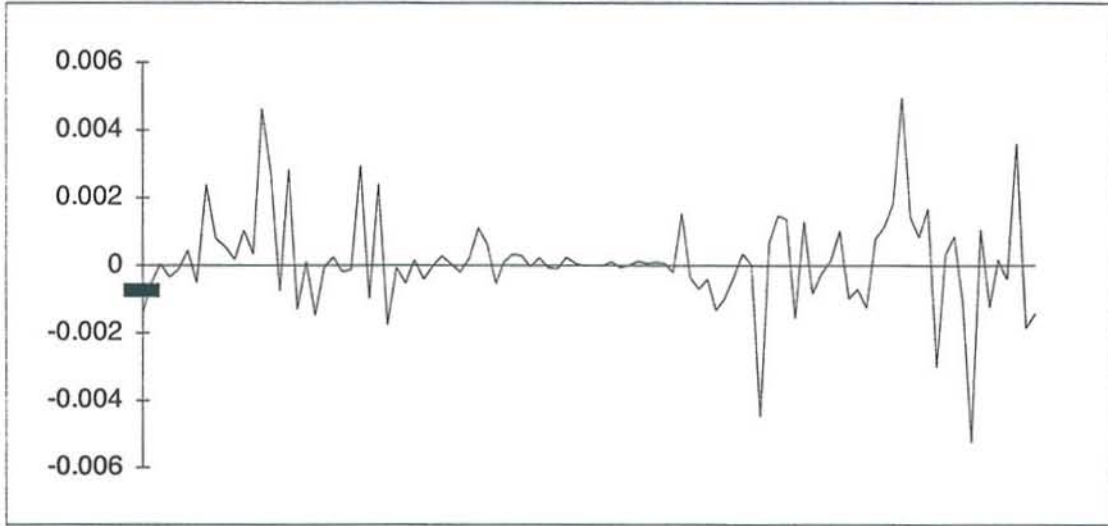


Şekil 1. En yakın komşuluk metoduna göre lojistik mapin oluşturulması, yatay eksen ve dikey eksen ard arda lojistik dönüşümle oluşturulan gözlemlerdir.

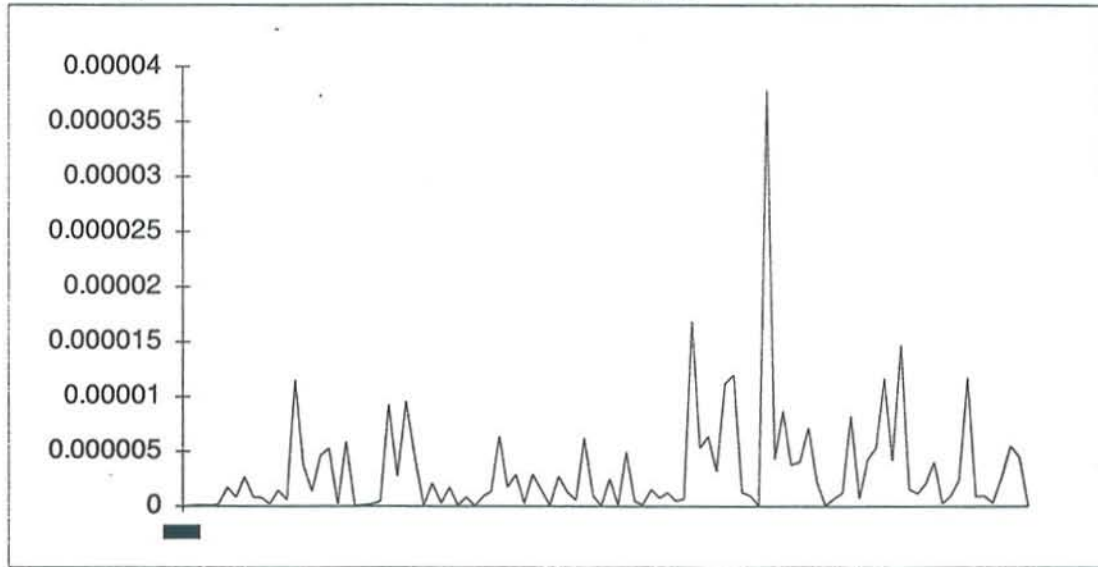


Şekil 2. En yakın iki komşu metoduna göre lojistik dönüşümün oluşturulması

Öylece Şekil 3 ve 4'te en yakın komşu metoduna ve iki en yakın komşu metoduna göre gerçek dönüşüm  $\varphi$  ile tahmin dönüşümü  $\hat{\varphi}_n$  arasındaki farkı olan artıklardan  $(\varphi - \hat{\varphi}_n)$  grafiği verilmiştir.



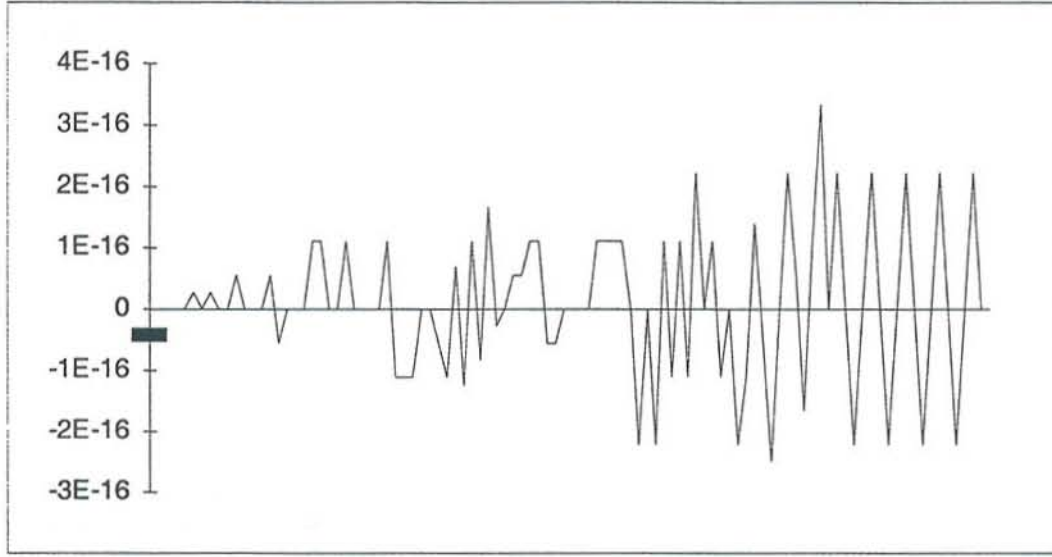
Şekil 3. En yakın komşu metoduna göre gerçek dönüşüm  $\varphi$  ile tahmin dönüşümü  $\hat{\varphi}_n^1$  arasındaki farkı olan artıkların  $(\varphi - \hat{\varphi}_n^1)$  çizimi



Şekil 4. En yakın iki komşu metoduna göre gerçek dönüşüm  $\varphi$  ile tahmin dönüşümü  $\hat{\varphi}_n^2$  arasındaki farkı olan artıkların  $(\varphi - \hat{\varphi}_n^2)$  çizimi

Ayrıca  $n=1000$  ile iki en yakın komşu metoduna göre oluşturulan gerçek  $r$ -adik dönüşüm ( $r=3$  için) ve tahmini dönüşümü arasındaki farkı ifade eden artıklar şekilde verilmiştir. Bakınız Şekil 5.





Şekil 5. En yakın iki komşu metoduna göre gerçek dönüşüm ile tahmin dönüşümü arasındaki fark olan artıkların çizimi

İki dinamik sistemin iyi sonuçlar verdiği görülmektedir. Beşinci şekilde  $r$ -adik dönüşümün süreksizliklerinin hangi değerler olduğu bilinmekle birlikte artıkların çok küçük olması dolayısı ile gerçekten uyumun çok başarılı olduğu söylenmelidir. Ayrıca artıkların sıralamasının da yer yer periodik özellik göstermesi ilginçtir; buna bağlı olarak artıkların toplamı da sıfıra çok yakındır. Ancak son şekilde söz konusu artıklar için şu durum göz önünde bulundurulmalıdır: bilgisayarda hesaplamalar 16 basamak üzerinden yapıldığından bunun artıklar üzerinden bir alt sınır olduğudur.

### 3.2.1. Lyapunov Üstellerinin Tahmini

Lyapunov üstelini tahmin etmek için ilk önce  $\varphi^n$  tahminine gereksinim vardır. Sonsuza kadar artarak giden tamsayılar dizisi  $p(n)$  olsun ( $n$  pozitif tamsayıdır) ve  $x \in D$  tanım kümesinin bir noktası olsun.  $L$  Lyapunov üstelinin doğal bir tahmini olarak

$$\hat{L} = \frac{1}{p(n)} \ln \left| \left( \hat{\varphi}^{p(n)} \right)' (x) \right|, \quad (9)$$

tüm  $x \in D$ 'ler için, burada  $(\hat{\varphi}^{p(n)})'$  ifadesi  $\varphi^{p(n)}$  tahminini gösterir. Elbette  $n \rightarrow \infty$  iken  $p(n) \rightarrow \infty$  olur.  $\varphi^{p(n)}$  ve onun türevlerinin tahminlerini bulmak için, gözlemler seti  $X_1, \dots, X_{p(n)}$ ,  $1 \leq i \leq p(n)$  kullanılabilir, çünkü deterministik modelde kesinlikle  $X_{p(n)+i} = \varphi^{p(n)}(X_i)$  dir. Bu arada  $\varphi^{p(n)}$  için tanımlanan en doğal tahmin daha önce verildiği gibi

$$\hat{\varphi}^{p(n)}(x) = \frac{X_{i'+p(n)} - X_{i'+p(n)}}{X_{i'} - X_{i'}} \quad (10)$$

dir. Burada  $X_1, \dots, X_{p(n)}$  arasında bulunan  $x$ 'in sol ve sağ en yakın komşuları sırasıyla  $X_{i'}$  ve  $X_{i'+1}$  olarak gösterilir. İki gözlem değeri  $X_i, i \leq p(n)$  arasında  $x$  bulunduğu

bu tahmin iyi tanımlanmıştır.  $L$ 'nin  $x$ 'den bağımsız olması gibi, "Eş. 4" ifadesindeki  $\varphi^{p(n)}$ 'nin yerine tahmini olan  $\hat{\varphi}^{p(n)}$  kullanılarak  $L$  bulunabilir.

### 3.2.2. Tahminin Yakınsaması

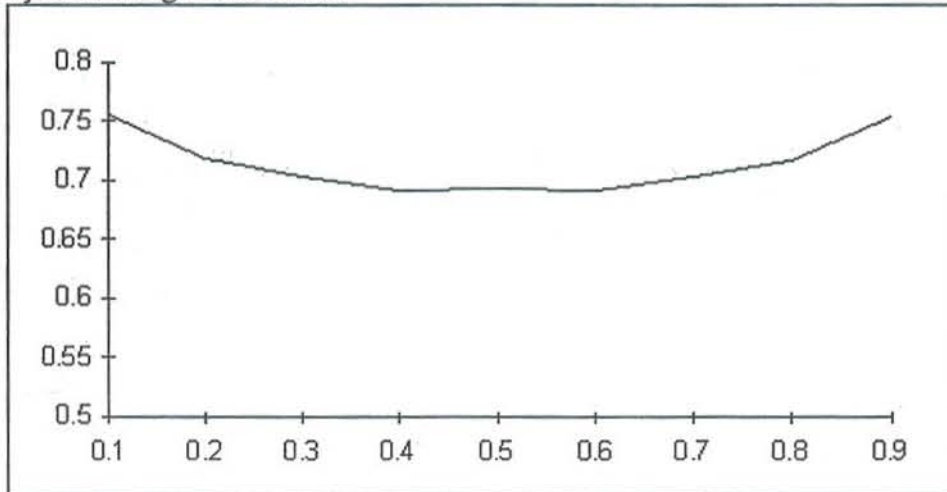
Verilerin stokastik olduğu durumlarda  $\varphi^{p(n)}(x)$ 'nin doğal tahmini,  $x$ 'in enyakın komşuları olan  $k$  adet  $X_i$  noktalarının  $i$  indisleri için  $X_{p(n)+i}$  gözlemlerinin ortalaması olacaktır. Şimdi burada olduğu gibi verilerin deterministik olduğu durumda, gözlemlerde hatanın bulunmamasından dolayı  $k$  enyakın komşuların ortalamasını bulmaya gerek yoktur, böylece  $X_{p(n)+1} = \varphi^{p(n)}(X)$ 'dir.

### 3.3. Simülasyon

Bu alt bölümde verilen Deterministik Dinamik Sistemlerde Lyapunov Üstellerinin Tahmini konusundaki yaklaşım için şimdi Lyapunov üstelinin hesabına yönelik bazı simülasyonlar gösterilecektir. Şimdi  $a=4$ ,  $n=10000$  ve  $p(n)=\ln(n)$  için lojistik dönüşüm göz önünde bulundurularak simülasyon yapılmıştır. Bazı  $x$ 'ler için  $L^{(1)}$  hesaplandıktan sonra sonuçlar şunlardır:

x	$L^{(1)}$
0.1	0,754751494
0.2	0,718614982
0.3	0,703561441
0.4	0,69073256
0.5	0,042895372
0.6	0,690807872
0.7	0,703249114
0.8	0,716647056
0.9	0,754092514

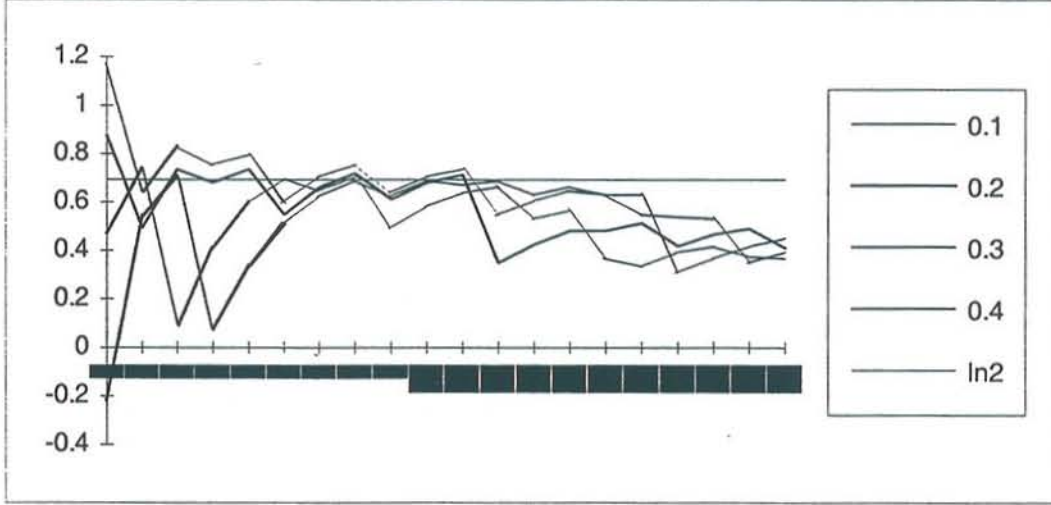
$L$ 'nin gerçek değeri  $\ln(2)=0.69$  dir (William Tong'un "Nonlinear Time Series", 1995 kitabında bulunur);  $x=0.5$  olduğunda sabit bir noktayı işaret eder ve limitte 0 olması beklenir, ancak sadece  $x=0.5$  bir süreksizlik noktasıdır. Şekil 6'da buradaki tüm açıklamalar görülmektedir.



Şekil 6. Lojistik dönüşüm  $a=4$ ,  $n=10000$ ,  $p(n)=\ln(n)$  için yatay eksende farklı  $x$  değerlerinin başlangıç olarak seçildiği durumlar için dikey eksende Lyapunov üstellerinin tahminleridir.



$p(n)$  fonksiyonunda  $L$ ,  $a=4$  ile lojistik dönüşüm için Şekil 7’de temsil edilmiştir, böylece  $p(n)$  ’nin seçimindeki önem görülmüş olur. Şekil çiziminde  $n=10000$  deneme kullanılarak aynı şekil üzerinde birçok farklı başlangıç değerlerinin örneğin  $x=0.1$ ,  $x=0.2$ ,  $x=0.3$  ve  $x=0.4$  seçiminde  $L$ ’nin davranışları görülmektedir. Tüm durumlar için  $p(n)=\ln(n)$  olduğu zaman en iyi tahminin elde edildiği görülebilmektedir. Şekil 7’den gerçek değer düz çizgi halinde  $\ln(2)$  olarak görülür. Bununla beraber  $p(n)$  dizisinin oldukça geniş sınıfı için  $L$  tahmininin benzer davranışları gösterdiği gözlenmiştir.



**Şekil 7.** Lojistik dönüşümün ( $a=4$  için) farklı başlangıç değerlerine göre yatay eksende  $p(n)=\ln(n)$  fonksiyonu doğrultusunda aldığı değerler, dikey eksende Lyapunov üstelinin tahmini

Kaotik dönüşüm ve türevinin birbirlerini onaylayan tahminleri verilmiştir. Bu metod şimdi  $k$ -boyutlu duruma genişletilebilir. Lyapunov üsteli için simülasyonla elde edilen sonuçlar oldukça başarılıdır. Bir çok sınıftan dinamik sistemlerin tahminlerinin yakınsamasını sağlayacak varsayımların iyileştirilmesine ihtiyaç vardır. Sistemde gürültü olduğu durumlarda, bu metod dikkatle kullanılmalıdır. Bu çalışmada regressogram yaklaşımının veya  $k$ -en yakın komşu metodunun kullanılmasının tercih edilebilir ve makul olduğu görülmektedir. Bu metodun bir diğer kısıtı ise, ilgilenilen aralıkta bir nokta olmadığı zaman, tahminin elde edilemeyeceğidir (Delecroix, Guegan and Leorat (1997)).

### 3.4. Lojistik Fonksiyonun Lyapunov Üsteli Tahmininin Dağılımı

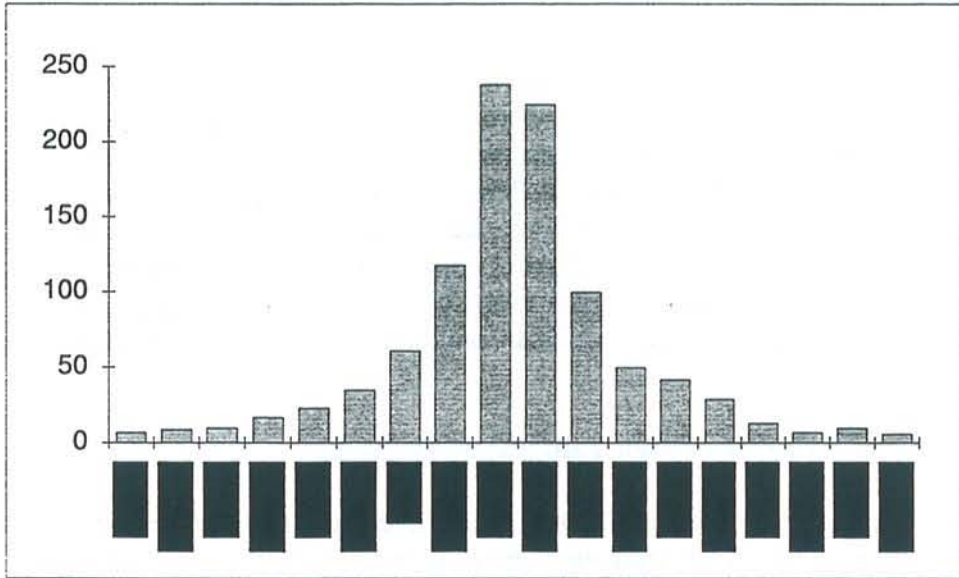
Lojistik fonksiyonundan üretilen tek boyutlu gözlemler aracılığı ile Lyapunov üsteli tahmininin bulunması konu edildikten sonra Lyapunov üsteli tahmininin dağılımının nasıl bir dağılım olduğu merak edilebilir. Buradaki alt başlık altında dağılımlarla uyumluluğuna ki-kare testi aracılığı ile bakılmaktadır.

Lojistik dönüşüm  $x_{k+1}=4x_k(1-x_k)$  ile gözlem değerleri üretilmiştir. İlk gözlem  $x_0$ ,  $[0,1]$  aralığında rastgele seçildikten sonra diğer gözlemler lojistik dönüşüm aracılığı ile hesaplanmaktadır. Bu gözlemler üzerinden Lyapunov tahminleri ve dağılımları incelenecektir. Şimdi lojistik dönüşüm fonksiyonu aracılığı ile toplam

10,000×1000=10,000,000 gözlem yaratılmıştır. Her biri 10,000'er gözlemden oluşan 1000 gruba ayrılarak, her biri bir anlamda 10,000'er gözlemden oluşan 1000 tekrar şeklinde ele alınmıştır. Sonra eldeki gözlemler kullanılarak her biri 10,000'er gözlemden oluşan verilerden Lyapunov üsteli

$$L = \lim_{n \rightarrow \infty} \left[ \frac{1}{n} \sum_{i=0}^{n-1} \ln|\phi'(x_i)| \right]$$

ifadesi ile 1000 birimlik örnek oluşturularak tahmin edilecektir. Sonra eldeki gözlemler kullanılarak her biri 10,000'er gözlemden oluşan verilerden Lyapunov üstelleri yukarıda verilen ifadeye göre hesaplanmıştır. Buradaki 1000 tekrarın her biri birer Lyapunov üsteli tahmini olmak üzere bir dağılım oluşturur. Tekrar sayısı ve her bir tekrardaki gözlem sayıları artırılarak bir tekrara karşı gelen Lyapunov üstellerinin daha doğru tahmin edilmesi umut edilmekle birlikte Lyapunov üstellerinin tahminlerinden oluşan dağılımın normal dağılıma yaklaşıp yaklaşmadığı incelenecektir, ancak yapılan hesaplamalar bunu kesinlikle onaylamamaktadır. Normal dağılımın basıklığının ve çarpıklığının her ikisinin de sıfır olması gerektiği bilinmekle birlikte bu verilerden oluşan dağılımın basıklığı 3.46 ve çarpıklığı -0.15 olarak bulunmuştur. Bununla birlikte çarpıklığın sıfır olarak kabulü biraz şüpheli olmakla birlikte dağılımın simetrik olduğu gözlenmektedir. Diğer yandan basıklığın büyük bulunmasından dolayı normal dağılım varsayımı yine şüphelidir. Uyum iyiliği için yapılan ki-kare testi sonucu ile hesaplanan  $\chi^2$  değeri tablo değerinden büyük olmasından dolayı dağılımın normal dağılım olmadığı söylenebilir. Histogram dağılımı Şekil 8'de verilmiştir. Tahminlerden  $m=0.693148$ ,  $s=0.000136$  olarak bulunmuştur.



Şekil 8. 10000'er gözlemden oluşan 1000 tekrarın histogram dağılımı

Yukarıda yapılan toplam 10 milyon gözlemden oluşan 1000 tekrarlık verinin oluşturduğu dağılımın şekli incelendiğinde en uygun dağılımın, belirgin bir simetrik veya asimetrik yapıyı da bünyesinde barındırabilen ve fonksiyonel açıdan esnek olan Weibull dağılımı olduğu düşünülmekle birlikte, yapılan ki-kare testi ile dağılımın hiçbir dağılıma uymadığı görülmüştür. Ancak dağılımın kısmen simetrik olduğu söylenebilir.



Bunun için Weibull dağılımı parametreleri tahminleri bulunmalıdır. Bu amaç için ilk önce histogram aralıklarına düşen veriler ile bu aralıklara düşmesi beklenen veri sayıları arasındaki farkların kareleri toplamı amaç fonksiyonu olarak kurulmuştur. Sonra bu amaç fonksiyonu Weibull dağılımını açıklayan parametrelere göre minimize edilmiştir. Bulunan değerler Weibull dağılımının parametrelerinin tahminleridir. Weibull dağılımının parametreleri alfa 7544.375 ve beta 0.693181 olarak bulunmuştur. Gözlenen O, beklenen E olmak üzere kullanılan ki-kare testi için

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \quad (11)$$

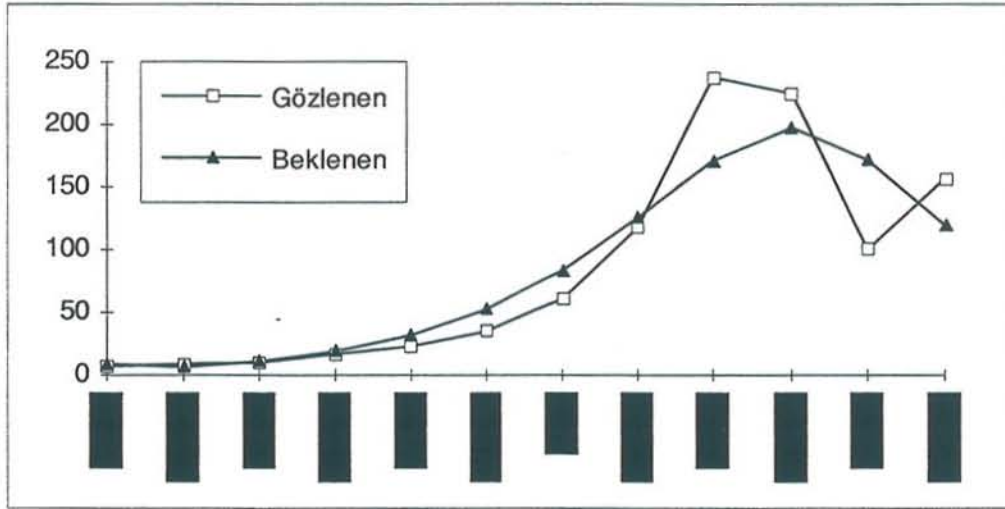
ifadesi yardımıyla k=12 için  $\chi^2 = 88.50526$  olarak bulunur. Ayrıca 0.05 anlamlılıkta ve k-1 serbestlik derecesinde tablo değeri  $\chi_{k-1}^2 = 19.67515$  bulunur ve  $\chi^2 > \chi_{k-1}^2$  olduğundan Weibull dağılımdan olmadığına karar verilir.

	A	B	C	D	E	F	G	H
1	Bin	Observed	weibull p	Expected	e	khi2	korelasyon	
2							0.917993	
3	0.6927	7	0.009153	9.152819	-2.15282	0.506361		
4	0.69275	9	0.006572	6.572081	2.427919	0.896944		
5	0.6928	10	0.011225	11.22543	-1.22543	0.133775		
6	0.69285	17	0.019048	19.04766	-2.04766	0.220127		
7	0.6929	23	0.031957	31.95688	-8.95688	2.510437		
8	0.69295	35	0.052582	52.58234	-17.5823	5.879135		
9	0.693	61	0.083677	83.6768	-22.6768	6.145517		
10	0.69305	118	0.125742	125.7419	-7.7419	0.476667		
11	0.6931	238	0.171309	171.3087	66.6913	25.96324		
12	0.69315	225	0.197524	197.524	27.47597	3.821961		
13	0.6932	100	0.17188	171.8802	-71.8802	30.06028		
14	0.69325	157	0.119331	119.3311	37.66887	11.89081		
15						khi2	tablo	
16		1000	1		12768.13	88.50526	19.67515	
17					0			
18		alfa	7544.375					
19		beta	0.693181			k	p	
20						12	3.27E-14	

Exceldeki hesaplamalarda A kolonunda aralığın alt sınırları, B kolonunda aralıklara düşen gözlem sayıları (toplam 1000 gözlem bulunmaktadır), C kolonunda parametre değerleri yukarıda verilen Weibull dağılımının aralıklara düşen integrali, D kolonunda, C kolonuna göre bulunan olasılıklara göre beklenen gözlem sayısı, E kolonunda B ve D kolonlarındaki hücrelerin değerleri farkı yani B-D=E'dir, buradaki çalışmada E kolonundaki E3:E14 hücre değerlerinin kareleri toplamı E16 hücresine yazılarak Weibull dağılımı parametreleri olan alfa ve beta'ya göre minimize edilerek bulunmuştur; F kolonundaki hücrelere bu hücrelere karşı gelen  $(B - D)^2 / D$  değerleri

hesaplanarak yukarıdaki formül [11] uyarınca F3:F14 hücre değerleri toplanarak F16'da khi-kare hesaplanmıştır. G16'da 0.05 anlamlılığında ve  $k-1=11$  serbestlik derecesinde ki-karenin tablo değeri bulunur. Ayrıca G2'de B ve D kolonlarındaki değerlerin korelasyonu, G20'de 11 serbestlik derecesinde F16'daki ki-kare değerinin sonsuza doğru uzanan integrali olan olasılık değeridir.

Şekil 9'da histogram aralıklarına düşen veriler ile bu aralıklara düşmesi beklenen veri sayıları grafiği çizilmiştir. Bir uyumsuzluk göze çarpar.



Şekil 9. 10000'er gözlemden oluşan 1000 tekrarın Weibull dağılımı ile uyumu

Sonuç olarak ilk önce merkezi limit teoremi uyarınca Lyapunov üsteli tahminlerinin dağılımlarının normal dağılım eğiliminde olduğu düşünülmesine karşın yapılan uyum iyiliği testleri sonucunda dağılımların normal dağılımdan olmadığına karar verilmiştir. Bunun üzerine yapısı dolayısı ile esnek olan Weibull dağılımı denenmiş ancak bu uğraşı da bir sonuç vermemiştir. Fakat dağılımın simetrik bir dağılım eğilimi gösterdiği söylenebilir (Serin (2003)).

#### 4. SONUÇ VE ÖNERİLER

Teorik alt yapı ve simülasyon çalışmaları yukarıda anlatılmış ve ilgilienlere güçlü fikirler vermekle birlikte verilen varsayımlarda ve yapılmış olan çalışmalarda halen bazı açıklıklar bulunmaktadır. Bundan dolayı konu doğal olarak, üzerinde düşünölmeye ve ilerlemelere açıktır.

Lyapunov üstellerinin tahmini konusunda önerilen yaklaşımların gerçekte eksik tarafları bulunmaktadır. Şöyle ki yapılan denemelerden ve çalışmalardan görölmekteki ki sayısal değerlerin aşırı derecede büyümeleri söz konusu olduğundan Lyapunov üstellerinin tahmini bir yaklaşıklıkla ele alınmaktadır. Bundan dolayı Lyapunov üstellerinin tahminlerinde bir hata daima gözlenebilir olacaktır.

Bir sistemin Lyapunov üsteli pozitif ise kaotik özelliklere sahip olduğu daha önceden ifade edilmişti. Böyle sistemler her zaman hareket halinde ve sürekli denge arayışı içerisinde olan dinamik yapılardır. Eğer Lyapunov üsteli negatif ise sistemin



durağanlaşma eğiliminde olduğu ifade edilmelidir. Bu tarz yapılar bir noktaya doğru yakınsama eğilimindedirler. Böylece sistemi çeken çekicinin bir nokta olduğu düşünülür. Ancak Lyapunov üstelinin pozitif olması ile bir noktaya yakınsama durumu kesinlikle söz konusu değildir.

Veriler doğası gereği daima içerisinde hataları barındırır. Bu verilerden sistem yapısının anlaşılması istatistiksel çalışmalarla mümkün olabilmektedir. Bu yüzden Lyapunov üstelinin tahmini yapılmadan önce verilerin düzgünleştirilmesi uygun olabilir. Verilerin düzgünleştirilmesi ile elde edilen düzeltilmiş verilerin genelde periyodik olmayan davranış özellikleri göstererek dinamik sistem görünümü ortaya çıkmaktadır. Böyle bir yaklaşım içerisinde hemen hemen tüm zaman verileri bu görünümü oluşturabilmektedir.

Kaotik bir sistemin eskiden sanıldığı gibi son derece belirsiz bir geleceği ya da geçmişi olmayabilir. Durağan olmayan stokastik bir sistem ile karşılaştırıldığında kaotik bir sistemin gelecek tahmin hatalarının daha küçük olması ihtimali mevcuttur. Bir çok kaynaktan gelen zaman verileri için de benzer bir durum söz konusu olabilir (Serin (2003)).

#### KAYNAKLAR

- DELECROIX, D.M., GUEGAN, D. and LEORAT, G.,(1997), *Determining Lyapunov exponents in deterministic dynamical system*, Computational Statistics, 12(1),93-108.
- JONES, D.A. and KASAP, R.,(1995), *Identifying chaotic structure in time series*, The Fifteenth International Symposium on Forecasting, Toronto Canada.
- KASAP, R.,(1995), *Kaos ve zaman dizileri için kaotik yapının belirlenmesi*, 1.inci Sistem Mühendisliği ve Savunma Uygulamaları Sempozyumu, Ankara Türkiye.
- LORENZ, H.W.,(1993), *Nonlinear Dynamical Economics and Chaotic Motion* (second edition), Springer-Verlag, Darmstadt, Germany.
- MEDIO, A.,(1992), *Chaotic dynamics theory and application*, Cambridge University Press, Cambridge England.
- SERİN, T.,(2003), *Kaotik Yapılarda Lyapunov Üstellerinin Tahmini*, Basılmamış Yüksek Lisans Tezi, Gazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Ankara.
- STROGATZ, S.H.,(1994), *Nonlinear Dynamics and Chaos With Applications to Physics, Biology, Chemistry and Engineering*, Perseus Books Publishing, Massachusetts.

### CHAOS AND ESTIMATION OF LYAPUNOV EXPONENTS

#### ABSTRACT

*This study is basically based on the estimation of Lyapunov exponents. The theoretical linkage between chaos and Lyapunov exponents are discussed briefly. Other attempt is to investigate the distributional properties of the estimated exponents via simulation techniques. It is observed that estimated Lyapunov exponents through*

*the data generated from logistic function look like either Normal or Weibull distribution although goodness of fit tests do not support that they are normally distributed.*

**Key Words :** *Attractors; Logistic Function, Nonparametric Estimation, Nearest Neighbor Method, R-adic Map, Chaos, Dynamical Systems, Lyapunov Exponents, Nonperiodic and Nonlinear Behaviours, Nonlinear Dynamical Systems, Nonlinear Oscillation.*



## ARMAX MODELLERİNDE PARAMETRE TAHMİNİ VE KONTROL

Esin KÖKSAL\*

Fikri ÖZTÜRK\*

### ÖZET

*Bu çalışmada, parametreleri bilinmeyen ARMAX modellerinde parametre tahmini ve parametreleri bilinen ARMAX sistemlerinde kontrol problemi üzerinde durulmaktadır.*

*Anahtar Kelimeler : ARMAX, Durum-uzay modeli, Kontrol.*

### 1. GİRİŞ

Bir sistemin çıktısı, zaman parametresi  $k$  ( $k=0,1,2,3,\dots$ ) 'ye bağlı bir rasgele değişken  $Y(k)$  olsun. Kontrol terimi de olabilen sistem girdisi, bilinen bir  $u(k)$  niceliği olmak üzere,

$$Y(k) + a_1Y(k-1) + a_2Y(k-2) + \dots + a_nY(k-n) = b_1u(k-1) + b_2u(k-2) + \dots + b_nu(k-n) + c_0e(k) + c_1e(k-1) + \dots + c_n e(k-n) \quad (1.1)$$

gibi bir modele ARMAX modeli denir (Durbin and Koopman, 2001). Burada  $e(k)$  hata terimi zaman serilerindeki alışılmış varsayımları sağlamaktadır. Gösterimdeki X harfi sisteme giren dışsal değişkenin varlığını ifade etmektedir. Bu model, bir ARMA (Autoregressive Moving Average, otoregresif kayan ortalama) modeline sistem girdisinin  $n$  adım gecikmeli etkilerinin eklenmesi ile ortaya çıkmış olarak düşünülebilir. Tüm gecikme parametrelerinin (derecelerinin) aynı ve  $n$  olması gösterim kolaylığı içindir. Gecikme parametrelerinin farklı olması bazı katsayıların sıfır alınmasıyla sağlanmaktadır. Bir ARX modeli

$$Y(k) + a_1Y(k-1) + a_2Y(k-2) + \dots + a_pY(k-p) = b_1u(k-1) + b_2u(k-2) + \dots + b_nu(k-n) + e(k)$$

şeklinindedir. Bu model, bir AR(p) zaman serisi modeline sistem girdisinin  $n$  adım gecikmeli etkilerinin eklenmesi ile ortaya çıkmış olarak düşünülebilir.

$$n=0,1,2,\dots \text{ için } B^n Y(k) = Y(k-n) \text{ ve}$$

$$\Phi(B) = B^0 + a_1B^1 + a_2B^2 + \dots + a_nB^n$$

$$\Psi(B) = b_1B^1 + b_2B^2 + \dots + b_nB^n$$

$$C(B) = c_0B^0 + c_1B^1 + c_2B^2 + \dots + c_nB^n$$

olmak üzere, (1.1) deki ARMAX modeli  $B$  operatörü yardımıyla kısaca,

$$\Phi(B)Y(k) = \Psi(B)u(k) + C(B)e(k) \text{ biçiminde yazılabilir.} \quad (1.2)$$

$C(B)$  nin bilinmesi durumunda biçimsel olarak bu ARMAX modeli,

$$\frac{\Phi(B)}{C(B)}Y(k) = \frac{\Psi(B)}{C(B)}u(k) + e(k) \quad (1.3)$$

gibi bir ARX modeline dönüşür.

Çalışmanın ikinci kısmında ARX ve üçüncü kısmında ARMAX modellerinde parametre tahmini, dördüncü kısmında durum-uzay modellerinde kontrol problemi ele alınmaktadır.

## 2. ARX MODELLERİNDE PARAMETRE TAHMİNİ

$p$  ile  $q$  gecikme parametreleri bilinen bir ARX modeli,

$$Y(k) = a_1Y(k-1) + a_2Y(k-2) + \dots + a_pY(k-p) + b_1u(k-1) + b_2u(k-2) + \dots + b_qu(k-q) + e(k)$$

biçiminde olsun. Hata teriminin bir beyaz gürültü süreci oluşturduğu ve modeldeki diğer değişkenlerden bağımsız olduğu varsayalım.  $k < 0$  için  $y(k) = 0$  ve  $u(k) = 0$  olmak üzere,

$$\underline{Y}^N = \begin{bmatrix} Y(1) \\ Y(2) \\ \vdots \\ Y(N) \end{bmatrix}, \quad \underline{e}^N = \begin{bmatrix} e(1) \\ e(2) \\ \vdots \\ e(N) \end{bmatrix}, \quad \underline{\theta} = [a_1 \ a_2 \ \dots \ a_p \ b_1 \ b_2 \ \dots \ b_q]$$

$$X_N = \begin{bmatrix} Y(0) & Y(-1) & \dots & Y(1-p) & u(0) & u(1) & \dots & u(1-q) \\ Y(1) & Y(0) & \dots & Y(2-p) & u(1) & u(0) & \dots & u(2-q) \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ Y(N-1) & Y(N-2) & \dots & Y(N-p) & u(N-1) & u(N-2) & \dots & u(N-q) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \underline{x}_1 \\ \underline{x}_2 \\ \vdots \\ \underline{x}_N \end{bmatrix}$$

gösterimleri altında gözlemler,

$$\underline{Y}^N = X_N \underline{\theta} + \underline{e}^N$$

lineer modeli olarak ifade edilebilir.  $\underline{\theta}$  parametre vektörünün en küçük kareler tahmin edicisi,

$$\min_{\underline{\theta}} \|\underline{Y}^N - X_N \underline{\theta}\|^2 = \min_{\underline{\theta}} \sum_{j=1}^N (Y_j - \underline{\theta}' \underline{x}_j)^2$$

optimizasyon probleminin çözümü olup,

$$\underline{\hat{\theta}}_N = (X_N' X_N)^{-1} X_N' \underline{Y}^N$$

dır. Bu tahmin edici için,

$$\begin{aligned} \underline{\hat{\theta}}_N &= (X_N' X_N)^{-1} X_N' \underline{Y}^N \\ &= (X_{N-1}' X_{N-1} + \underline{x}_N \underline{x}_N')^{-1} (X_{N-1}' \underline{Y}^{N-1} + \underline{x}_N Y(N)) \end{aligned}$$

olup,  $P_N = (X_N' X_N)^{-1}$  gösterimi altında,



$$P_N = (P_{N-1} + \underline{x}_N \underline{x}_N')^{-1} = P_{N-1} - (1 + \underline{x}_N' P_{N-1} \underline{x}_N)^{-1} P_{N-1} \underline{x}_N \underline{x}_N' P_{N-1}$$

olmak üzere,

$$\underline{\Phi}_N = \underline{\Phi}_{N-1} + (1 + \underline{x}_N' P_{N-1} \underline{x}_N)^{-1} P_{N-1} \underline{x}_N (Y(N) - \underline{x}_N' \underline{\Phi}_{N-1})$$

indirgeme bağıntısı yazılabilir. Bir  $P_0 = (X_0' X_0)^{-1}$  başlangıç matrisi ve  $\underline{\Phi}_0$  başlangıç tahmin değeri ile başlayıp, gözlemler geldikçe,

$$\underline{\Phi}_N = \underline{\Phi}_{N-1} + K_N (Y(N) - \underline{x}_N' \underline{\Phi}_{N-1}) \quad (2.1)$$

$$K_N = (1 + \underline{x}_N' P_{N-1} \underline{x}_N)^{-1} P_{N-1} \underline{x}_N \quad (2.2)$$

$$P_N = P_{N-1} - (1 + \underline{x}_N' P_{N-1} \underline{x}_N)^{-1} P_{N-1} \underline{x}_N \underline{x}_N' P_{N-1} \quad (2.3)$$

algoritması ile indirgemeli tahminler ardışık olarak elde edilebilir (Davis and Winter, 1985).

Başka bir indirgemeli tahmin algoritması da,

$$\underline{Y}^N = X_N \underline{\theta} + \underline{e}^N$$

lineer modelindeki parametre vektörünün bir durum vektörü olarak alınması ve

$$\underline{\theta}_{k+1} = \underline{\theta}_k + \underline{\xi}_k$$

$$\underline{Y}^k = X_k \underline{\theta} + \underline{e}^k$$

lineer kesikli-zaman durum-uzay modelinde Kalman Filtresinin işletilmesi ile elde edilebilir.  $\underline{\xi}_k$  hata vektörü sıfır ortalamalı, örneğin  $Cov(\underline{\xi}_k) = Q_k = 10^{-5} I$  kovaryans

matrisli ve modeldeki diğer değişkenlerden bağımsız varsayılabilir.  $R_k = Cov(\underline{e}^k)$  olmak üzere, Kalman Filtresi

$$\underline{\Phi}_0 = E(\underline{\theta}_0) = m_0 \quad (2.4)$$

$$P(0) = P_0 \quad (2.5)$$

$$\underline{\Phi}_{k+1|k} = \underline{\Phi}_{k|k-1} + K_k (\underline{Y}^k - X_k \underline{\Phi}_{k|k-1}) \quad (2.6)$$

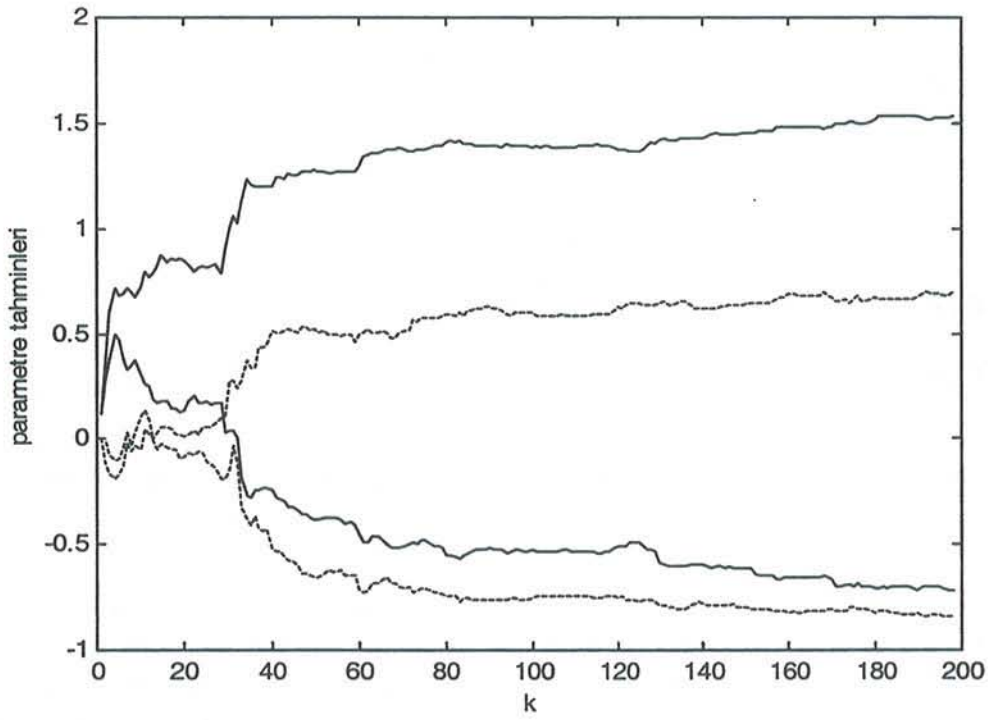
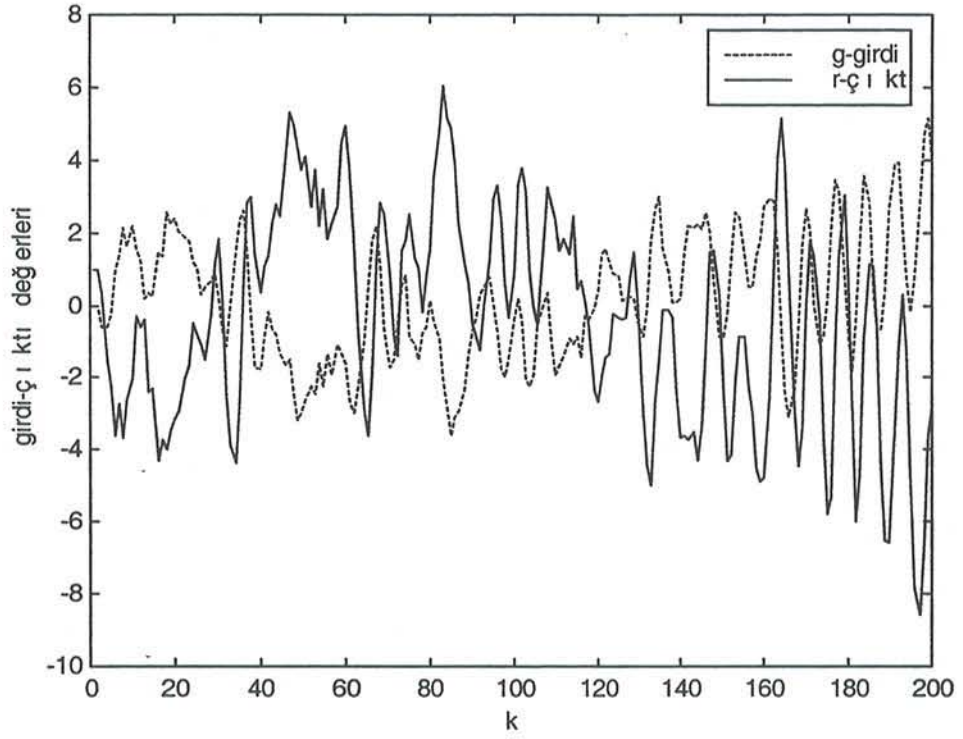
$$K(k) = P(k) X_k' [X_k P(k) X_k' + R_k]^{-1} \quad (2.7)$$

$$P(k+1) = P_k + Q_k - P_k X_k' [X_k P_k X_k' + R_k]^{-1} X_k P_k \quad (2.8)$$

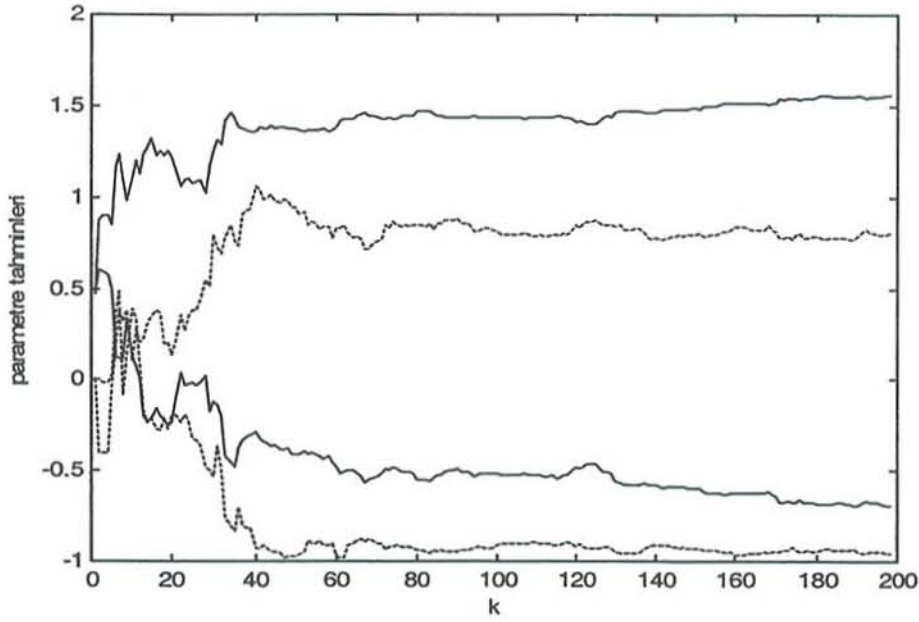
olup, burada  $P(k) = Cov(\underline{\theta}_k - \underline{\Phi}_{k|k-1})$  ve  $K_k$  Kalman kazanç matrisidir (Grewal and Andrews, 1993).

$$\text{Modelimiz, } Y(k) = 1.5Y(k-1) - 0.56Y(k-2) + u(k-1) + e(k) - 0.5e(k-1)$$

olsun. Bu modelde, hatalar (gürültüler) sıfır ortalamalı normal dağılıma sahip olarak üretilip, model yapısına bağlı olarak sistem çıktıları elde edilsin. Sistem girdisi  $u(k) = -0.6Y(k-1)$  biçiminde olsun. Elde edilen (sanki gözlenen) sistem çıktılarını kullanarak model parametreleri indirgemeli en küçük kareler (2.1)-(2.3) ve Kalman Filtresi (2.4)-(2.8) ile tahmin edilsin. Bu şekilde yapılan bir simülasyon sonucunda sistem girdisi (kesikli çizgi) ile sistem çıktısı (düz çizgi) Şekil-1 deki gibi olmak üzere parametre tahminleri Şekil-2 (indirgemeli en küçük kareler) ve Şekil-3 (Kalman filtresi) 'deki gibi olmuştur.







Şekil 3. Kalman filtresi tahminleri

### 3. ARMAX MODELLERİNDE PARAMETRE TAHMİNİ

ARMAX modeli (1.2) deki gibi olsun ve  $C(B) = c_0B^0 + c_1B^1 + c_2B^2 + \dots + c_nB^n$  polinomundaki katsayılar bilinsin. Model (1.3) biçimine getirilip,

$$\begin{aligned} C(B)Y^*(k) &= Y(k) \\ C(B)u^*(k) &= u(k) \end{aligned} \quad (3.1)$$

olmak üzere,  $Y^*(k)$  ve  $u^*(k)$  cinsinden,

$$\Phi(B)Y^*(k) = \Psi(B)u^*(k) + e(k) \quad (3.2)$$

olarak ele alınır, (3.2) deki ARX modelinde ikinci kısımda anlatıldığı gibi parametre tahmini yapılabilir.

$C(B)$  polinomundaki katsayılar bilinmediğinde aşağıdaki üç aşamalı en küçük kareler yöntemi kullanılabilir:

1)  $\Phi(B)Y(k) = \Psi(B)u(k)$  modelindeki parametreler en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilir ve  $\mathcal{E}(k) = \Phi(B)Y(k) - \Psi(B)u(k)$  artıklar dizisi hesaplanır.

2)  $\Phi(B)Y(k) = \Psi(B)u(k) + C(B)\mathcal{E}(k)$  modelinden en küçük kareler yöntemi ile  $\mathcal{E}_1$ ,  $\Psi_1$  ve  $\mathcal{E}_1$  tahminleri elde edilir.  $\mathcal{E}_1$  yardımı ile;

$$\mathcal{E}_1 Y^*(k) = Y(k)$$

$$\mathcal{E}_1 u^*(k) = u(k)$$

$$\mathcal{E}_1 \mathcal{E}^*(k) = \mathcal{E}(k)$$

ifadelerinden  $Y^*(k)$ ,  $u^*(k)$ ,  $\mathcal{E}^*(k)$  lar elde edilir.

3)  $\Phi(B)Y^*(k) = \Psi(B)u^*(k) + C(B)\mathcal{E}^*(k)$  modelinden yeniden en küçük kareler yöntemi ile  $\Phi_2, \Psi_2$  ve  $\mathcal{E}_2$  tahminleri elde edilir. Bu üçüncü aşamada elde edilen  $\Phi_2, \Psi_2, \mathcal{E}_2$  değerleri tahmin değeri olarak kullanılır (Mayne and Firoozan, 1982).

#### 4. BİLİNEN PARAMETRELİ ARMAX MODELLERİNDE KONTROL

Bir ARMAX modelindeki çıktıların sıfırlanmasını veya bir referans çıktıya göre farkın küçük tutulmasını amaçlayan basit bir kontrol tarzına en küçük-varyans kontrol (minimum-variance control) denir. Kontrolün amacı  $y(k)$  çıktı değerlerini küçük tutmaktır. En küçük-varyans kontrol denmesinin sebebi, her  $k$  için  $E(Y^2(k))$  değerinin en küçük tutulmasının istenmesidir. Bu kısımda, ilk aşamada kontrolün uygulanması ve kontrolün büyüklüğü ile ilgili bir maliyetin söz konusu olmadığı durum ve daha sonra belli bir maliyet fonksiyonu altında kontrol ele alınacaktır.

##### 4.1 En Küçük-Varyans Maliyetsiz Kontrol

ARMAX modeli,  $e(k)$  lar sıfır ortalamalı  $\sigma^2$  varyanslı beyaz gürültü süreci olmak üzere,

$$\Phi(B)Y(k) = B^r \Psi(B)u(k) + C(B)e(k) \quad (4.1)$$

biçiminde olsun. Burada,  $r$  ( $r \geq 1$ ) çıktı ile girdi arasındaki gecikme adımlarının sayısı olup,

$$\Phi(B) = 1 + a_1 B^1 + a_2 B^2 + \dots + a_n B^n$$

$$\Psi(B) = b_0 + b_1 B^1 + b_2 B^2 + \dots + b_{n-r} B^{n-r}$$

$$C(B) = 1 + c_1 B^1 + c_2 B^2 + \dots + c_n B^n$$

dır. Ayrıca,  $b_0 \neq 0$ ,  $\Phi$  ile  $C$  nin kararlı (kökler birim diskin içinde) oldukları varsayılmaktadır.

Kontrol problemine geçmeden önce  $k$ . adımda iken çıktının  $r$  ( $r \geq 1$ ) adım ilerisi için öngörü problemini ele alalım. İlk önce  $u(k) = 0$  olsun. O zaman  $Y(k)$ 'lar durağan bir zaman serisi oluşturur ve sonsuz dereceli kayan ortalamalı bir süreç olarak,

$$Q(B) = \frac{C(B)}{\Phi(B)}$$

$$Y(k) = Q(B)e(k) = q_0 e(k) + q_1 e(k-1) + \dots \quad (4.2)$$

biçiminde yazılabilir. Sağ taraftaki seri karesel ortalama yakınsamaktadır. Model tersinir olduğunda  $e(k)$ 'lar geçmiş  $y(k), y(k-1), \dots$  lardan ortaya çıkarılabilir, yani

$$e(k) = [Q(B)]^{-1} Y(k) \quad (4.3)$$

dır. Bu durumda,



$$Y(k+r) = \sum_{j=0}^{r-1} q_j e(k+r-j) + \sum_{j=0}^{\infty} q_{j+r} e(k-j)$$

olup sağdaki iki terim ilişkisiz ve ikincisi  $k$ . adımda bellidir.

$$X = \sum_{j=0}^{\infty} \alpha_j e(k-j)$$

gibi lineer bir tahmin edici veya başka bir ifade ile öngörücü (predictor) düşünülün. Bu öngörücü için hata kareleri ortalaması,

$$E(Y(k+r) - X)^2 = \sigma^2 \left\{ \sum_{j=0}^{r-1} q_j^2 + \sum_{j=0}^{\infty} (q_{j+r} - \alpha_j)^2 \right\}$$

olup,  $\alpha_j = q_{j+r}$  için bu hata kareleri ortalaması en küçüklenmektedir, yani

$$\hat{X} = \sum_{j=0}^{\infty} q_{j+r} e(k-j) \quad (4.4)$$

bu anlamda en iyi öngörüdür. Bu öngörücü  $\hat{Y}_{k+r|k}$  ile gösterilsin.  $\hat{Y}_{k+r|k}$  nin, sistem çıktısı olan gözlemlere dayalı olarak değerini hesaplamak için etkili bir yol bulunmalıdır. Bunu aşağıdaki önerme sağlamaktadır.

$$C(B) = \Phi(B)F(B) + B'D(B) \quad (4.5)$$

olacak şekilde dereceleri sırasıyla  $r-1$  ve  $n-1$  olan bir tek  $F(B)$  ile  $D(B)$  polinomları vardır (Davis and Winter, 1985). Buna göre,

$$\begin{aligned} \Phi(B)Y(k+r) &= C(B)e(k) \\ Y(k+r) &= \frac{1}{\Phi(B)} \left\{ [\Phi(B)F(B) + B'D(B)]e(k+r) \right\} \\ &= F(B)e(k+r) + \frac{D(B)}{\Phi(B)}e(k) = F(B)e(k+r) + \frac{D(B)\Phi(B)}{\Phi(B)C(B)}Y(k) \end{aligned}$$

olup, en iyi öngörücü,

$$\hat{Y}_{k+r|k} = \frac{D(B)}{C(B)}Y(k) \quad (4.6)$$

dir. Böylece,

$$C(B)\hat{Y}_{k+r|k} = D(B)Y(k)$$

ARMA modelinden kolayca,  $Y(k)$  lara bağlı olarak  $\hat{Y}_{k+r|k}$  lar hesaplanır. Burada,  $B\hat{Y}_{k+r|k} = \hat{Y}_{k-1+r|k-1}$  dir.

Öngörü hatası,

$$E\left(Y(k+r) - \hat{Y}_{k+r|k}\right)^2 = E\left(F(B)e(k+r)\right)^2 = \sigma^2 \sum_{j=0}^{r-1} f_j^2 \quad (4.7)$$

dir. Burada  $f_1, f_2, \dots, f_{r-1}$  katsayıları  $q_1, q_2, \dots, q_{r-1}$  ile aynıdır.

Şimdi  $u_k \neq 0$  olan kontrol durumuna dönelim.

$$\Phi(B)Y(k+r) = B^r \Psi(B)u(k+r) + C(B)e(k+r) \quad (4.8)$$

olmak üzere, (4.5) göz önüne alınarak,

$$\begin{aligned} \Phi(B)Y(k+r) &= B^r \Psi(B)u(k+r) + (\Phi(B)F(B) + B^r D(B))e(k+r) \\ &= (\Psi(B)u(k) + D(B)e(k)) + \Phi(B)F(B)e(k+r) \end{aligned} \quad (4.9)$$

olarak yazılır. (4.1) den  $e(k)$  çekilip (4.9) da yerine yazılırsa,

$$\begin{aligned} Y(k+r) &= \frac{1}{\Phi(B)} \left[ \Psi(B)u(k) - \frac{B^r \Psi(B)}{C(B)} D(B)u(k) + \frac{\Phi(B)}{C(B)} D(B)Y(k) \right] + F(B)e(k+r) \\ &= \frac{\Psi(B)F(B)}{C(B)} u(k) + \frac{D(B)}{C(B)} Y(k) + F(B)e(k+r) \end{aligned} \quad (4.10)$$

olur.  $u(k) = u(Y_k, Y_{k-1}, \dots)$  biçiminde bir kontrol düşünülürse, (4.10) in sağ tarafındaki ilk iki terimin toplamı ile üçüncü terim ilişkisiz olup,

$$E(Y^2(k+r)) = E \left( \frac{\Psi(B)F(B)}{C(B)} u(k) + \frac{D(B)}{C(B)} Y(k) \right)^2 + E(F(B)e(k+r))^2 \quad (4.11)$$

dır. (4.11) de,

$$\Psi(B)F(B)u(k) + D(B)Y(k) = 0$$

yani,

$$u(k) = -\frac{D(B)}{\Psi(B)F(B)} Y(k)$$

alınırsa  $E(Y^2(k+r))$  en küçük olur. Buna göre en küçük-varyans kontrol,

$$u^*(k) = -\frac{D(B)}{\Psi(B)F(B)} Y(k) \quad (4.12)$$

dır. Bu  $u^*(k)$  en küçük-varyans kontrolün uygulanmasıyla kontrol edilmiş süreç,

$$Y(k) = F(B)e(k) \quad (4.13)$$

denklemini sağlar, yani  $r-1$  dereceden bir kayan ortalama sürecidir. Bu sürecin varyans fonksiyonu,

$$E(Y^2(k)) = (f_0^2 + f_1^2 + \dots + f_{r-1}^2) \sigma^2 \quad (4.14)$$

dır.

(4.12) ve (4.13) den en küçük-varyans kontrol,

$$u^*(k) = -\frac{D(B)}{\Psi(B)F(B)} Y(k) = -\frac{D(B)}{\Psi(B)} e(k)$$

olmak üzere,  $\Psi(B)$  polinomunun  $D(B)$  ile sadeleşmeyen çarpanlarında bulunan kararsız köklerin var olması durumunda  $Var(u^*(k))$  değerleri sonsuza gidebilir. Kontrolün maliyeti olmadığı için bu durum bir sakınca yaratmamaktadır, ancak alışılmamış bir durumdur.  $\Psi(B)$  nin kararsız kökü bulunmadığında kontrol dizisi asimptotik durağan bir süreçtir.



Amaç, sistemi belli bir  $(y^*(k))_{k=1}^{\infty}$  yörüngesi etrafında tutmak olduğunda,

$$E\left(Y(k+r)-y^*(k+r)\right)^2 = E\left(\frac{\Psi(B)F(B)}{C(B)}u(k) + \frac{D(B)}{C(B)}Y(k) - y^*(k+r)\right)^2 + E(F(B)e(k+r))^2$$

olmak üzere, en küçük-varyans kontrol,

$$\Psi(B)F(B)u(k) = C(B)y^*(k+r) - D(B)Y(k)$$

indirgeme bağıntısı ile elde edilir.

Şimdi,

$$Y(k) = 1.5Y(k-1) - 0.56Y(k-2) + u(k-1) + e(k) - 0.5e(k-1)$$

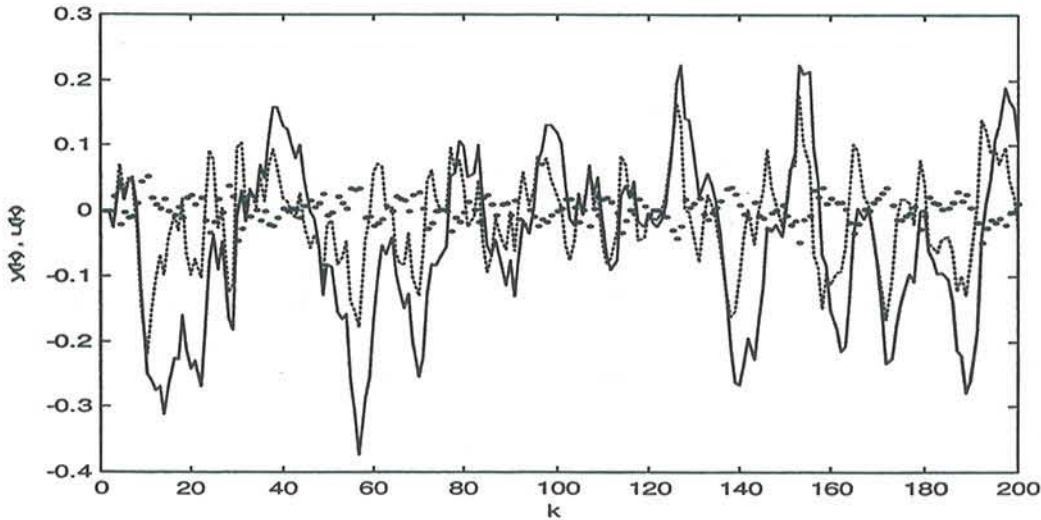
modeli ele alınsın.  $r=1$  ve (4.5) denklemini,

$$1 - 0.5B = (1 - 1.5B + 0.56B^2)f_0 + B(d_0 + d_1B)$$

olup, (4.12) ile verilen en küçük-varyans kontrol,

$$u(k) = -\frac{d_0 + d_1B}{1.f_0} = -[Y(k) - 0.56Y(k-1)]$$

dır. Bu model üzerinde yapılan simülasyon sonucu Şekil-4 deki gibidir. kesikli çizgi sistem girdisi olan kontrolü, noktali çizgi sistem çıktısını ve mavi çizgi uygulanan kontrolün etkisini görmek için aynı gürültü altında işleyen ancak kontrol uygulanmayan ikinci bir sistemin çıktısını göstermektedir.



Şekil 4. En küçük-varyans kontrol

## 4.2 KARESEL MALİYET FONKSİYONU ALTINDA KONTROL

Bir sistemi anlatan ARMAX modeli,

$$Y(k) + a_1Y(k-1) + a_2Y(k-2) + \dots + a_nY(k-n) = b_0u(k-r) + b_1u(k-(r+1)) + \dots + b_{n-r}u(k-n) + e(k) + c_1e(k-1) + \dots + c_n e(k-n) \quad (4.15)$$

biçiminde olsun. Bu sistemin,

$$J(u) = \lim_{N \rightarrow \infty} E \left( \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N (Y^2(k) + \lambda u^2(k)) \right) \quad (4.16)$$

maliyet fonksiyonu altında kontrolü söz konusu olsun. Burada  $\lambda$  pozitif bir sabit olup kontrolün maliyetini belirtmektedir.  $\lambda=0$  durumunda en iyi kontrol en küçük-varyans kontroldür. Genel olarak buradaki problem, lineer sistemlerde karesel maliyet fonksiyonu altında bir kontrol problemi olarak ele alınabilir. Bununla ilgili kısa bir hatırlatma yapalım.

Durum vektörü tamamen gözlenebilir,

$$\underline{X}_{k+1} = A\underline{X}_k + B\underline{u}_k + C\underline{W}_k, k = 0, 1, 2, \dots \quad (4.17)$$

lineer sistemi için,

$$C(u) = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} E \left[ \sum_{k=0}^{N-1} \|D\underline{X}_k + F\underline{u}_k\|^2 \right] \quad (4.18)$$

maliyet ( $D'D$  pozitif yarı tanımlı,  $F'F$  pozitif tanımlı) fonksiyonuna bağlı kontrol probleminde, maliyeti sonlu ve  $E\|\underline{X}_k\|^2$  yi sınırlı tutan kontroller kümesindeki optimal kontrol,

$$\underline{u}_k^* = -M\underline{X}_k \quad (4.19)$$

biçimindedir. Burada,  $M = (B'SB + F'F)^{-1}(B'SA + F'B)$  olup  $S$  matrisi,

$$S = A'SA + D'D - (A'SB + D'F)(B'SB + F'F)^{-1}(A'SB + D'F) \quad (4.20)$$

Riccati denkleminin çözümüdür (Ljungqvist and Sargent (2000)).

$(A, B)$  kararlı olabilen,  $(A - B(F'F)^{-1}F'D, D - F(F'F)^{-1}F'D)$  ikilisi ortaya çıkarılabilen (teşhis edilebilen) olduğunda, (4.20) denkleminin çözümü olan  $S$  matrisi,  $S(0)=0$  (veya  $S(0)$  pozitif yarı tanımlı isteksel bir matris) olmak üzere,  $j = -1, -2, -3, \dots$  için,

$$S(j) = A'S(j+1)A + D'D - (A'S(j+1)B + D'F)(B'S(j+1)B + F'F)^{-1}(A'S(j+1)B + D'F)$$

indirgeme bağıntısından elde edilen dizinin limitidir (Davis and Winter, 1985).

Şimdi (4.15) deki ARMAX modeline dönelim. Bu model,

$$X_1(k) = -a_n Y(k-1) + b_n u(k-1) + c_n e(k-1)$$

$$X_2(k) = -a_{n-1} Y(k-1) + b_{n-1} u(k-1) + c_{n-1} e(k-1) + X_1(k-1)$$

$$X_3(k) = -a_{n-2} Y(k-1) + b_{n-2} u(k-1) + c_{n-2} e(k-1) + X_2(k-1)$$

M

$$X_{n-1}(k) = -a_2 Y(k-1) + b_2 u(k-1) + c_2 e(k-1) + X_{n-2}(k-1)$$

$$X_n(k) = Y(k) - e(k)$$

dönüşümü ve



$$\underline{X}_{k+1} = \begin{bmatrix} X_1(k+1) \\ X_2(k+1) \\ \vdots \\ M \\ X_n(k+1) \end{bmatrix}, A = \begin{bmatrix} 0 & 0 & L & 0 & 0 & -a_n \\ 1 & 0 & L & 0 & 0 & -a_{n-1} \\ 0 & 1 & & 0 & 0 & -a_{n-2} \\ & & & M & M & M \\ 0 & 0 & L & 0 & 1 & -a_1 \end{bmatrix}, B = \begin{bmatrix} b_{n-r+1} \\ M \\ b_1 \\ 0 \\ M \\ 0 \end{bmatrix}, C = \begin{bmatrix} c_n - a_n \\ c_{n-1} - a_{n-1} \\ M \\ c_1 - a_1 \end{bmatrix}$$

gösterimleri ile,

$$\underline{X}_{k+1} = A\underline{X}_k + Bu(k) + Ce(k)$$

$$Y(k) = [0 \ L \ 0 \ 1] \underline{X}_k + e(k)$$

durum-uzay modeli olarak yazılabilir (Brockwell and Davis (1996)). Bu durum-uzay modelinde  $u(k) = K\underline{X}_k$  gibi durum geri beslemeli bir kontrol uygulandığında, kontrol sadece  $e(k-1), e(k-2), \dots, e(0)$  hata terimlerini içerecektir, halbuki en küçük-varyanslı kontrol  $e(k)$  terimini de içermektedir. Bu amaçla,  $e(k)$  hata terimi durum vektörüne,  $X^0(k) = e(k)$  gibi bir durum değişkeni olarak eklenebilir.  $v(k) = e(k+1)$  olarak tanımlanıp,

$$\begin{bmatrix} X^0(k+1) \\ \underline{X}_{k+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ C & A \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X^0(k) \\ \underline{X}_k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ B \end{bmatrix} u(k) + \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} v(k)$$

$$Y(k) = [1 \ 0 \ L \ 0 \ 1] \begin{bmatrix} X^0(k) \\ \underline{X}_k \end{bmatrix}$$

genişletilen durum-uzay modelinde durum geri beslemeli kontrol uygulanırsa, böyle kontrollerin sınıfı en küçük-varyanslı kontrolü de içerir. Ayrıca, başlangıç değer dışında durum vektörü tamamıyla çıktıdan hesaplanabilir. O zaman,

$$\bar{A} = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ C & A \end{bmatrix}, \bar{B} = \begin{bmatrix} 0 \\ B \end{bmatrix}, H = [1 \ 0 \ L \ 0 \ 1], D = \begin{bmatrix} H \\ 0 \end{bmatrix}, F = \begin{bmatrix} 0 \\ \sqrt{\lambda} \end{bmatrix} \quad (4.21)$$

olmak üzere,

$$\begin{bmatrix} X^0(k+1) \\ \underline{X}_{k+1} \end{bmatrix} = \bar{A} \begin{bmatrix} X^0(k) \\ \underline{X}_k \end{bmatrix} + \bar{B}u(k) + \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} v(k) \quad (4.22)$$

lineer sisteminde,

$$J(u) = \lim_{N \rightarrow \infty} E \left( \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \left\| D \begin{bmatrix} X^0(k) \\ \underline{X}_k \end{bmatrix} + Fu(k) \right\|^2 \right)$$

maliyet fonksiyonu altında optimal kontrol,

$$u^*(k) = -M \begin{bmatrix} X^0(k) \\ \underline{X}_k \end{bmatrix} \quad (4.23)$$

dır. Burada,  $M$  matrisi,

$$M = (\bar{B}'S\bar{B} + \lambda)^{-1} \bar{B}'S\bar{A} \quad (4.24)$$

olup,  $S$  matrisi,

$$S = \bar{A} S \bar{A} + H' H + \bar{A} S \bar{B} (\bar{B} S \bar{B} + \lambda)^{-1} \bar{B} S \bar{A} \quad (4.25)$$

Riccati denkleminin çözümüdür. Buradaki sonuçlar,  $(\bar{A}, \bar{B})$  ikilisinin kararlı olabilen ve  $(D, \bar{A})$  ikilisinin teşhis edilebilir olması durumunda geçerlidir.  $A$  matrisinin özdeğerleri birim diskin içinde, yani  $A$  kararlı bir matris olduğunda, bu şartlar yerine gelmektedir (Davis and Winter, 1985).

ARMAX modelimiz,

$$Y(k) = 1.5Y(k-1) - 0.56Y(k-2) + u(k-1) + e(k) - 0.5e(k-1)$$

olmak üzere (4.16) ile verilen maliyet fonksiyonu altındaki optimal kontrolü elde etmek için modeli (4.22) 'deki gibi durum-uzay modeli biçiminde yazmak gerekmektedir. İlgili matrisler,

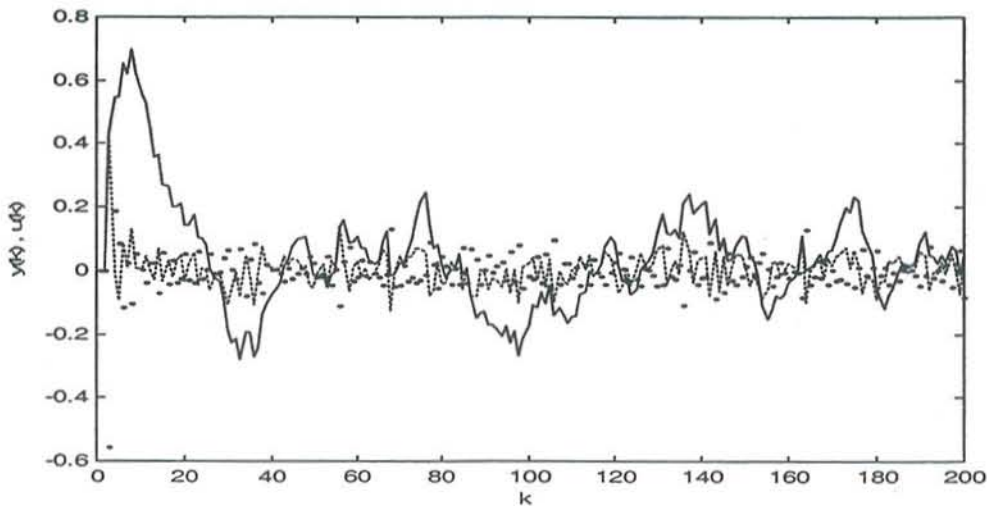
$$\bar{A} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ -0.56 & 0 & -0.56 \\ 1 & 1 & 1.5 \end{bmatrix}, \quad \bar{B} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \end{bmatrix}, \quad H = [1 \ 0 \ 1]$$

olmak üzere,  $\lambda=0.2, 0.5, 1, 2, 5$  için Riccati denkleminin çözümleri sırasıyla,

$$S = \begin{bmatrix} 1.17 & 0.18 & 1.26 \\ 0.18 & 0.25 & 0.30 \\ 1.26 & 0.30 & 1.41 \end{bmatrix}, S = \begin{bmatrix} 1.34 & 0.40 & 1.55 \\ 2.40 & 2.62 & 0.70 \\ 1.55 & 0.70 & 2 \end{bmatrix}, S = \begin{bmatrix} 1.58 & 0.71 & 2.0 \\ 0.71 & 1.12 & 1.26 \\ 1.94 & 1.26 & 2.57 \end{bmatrix}$$

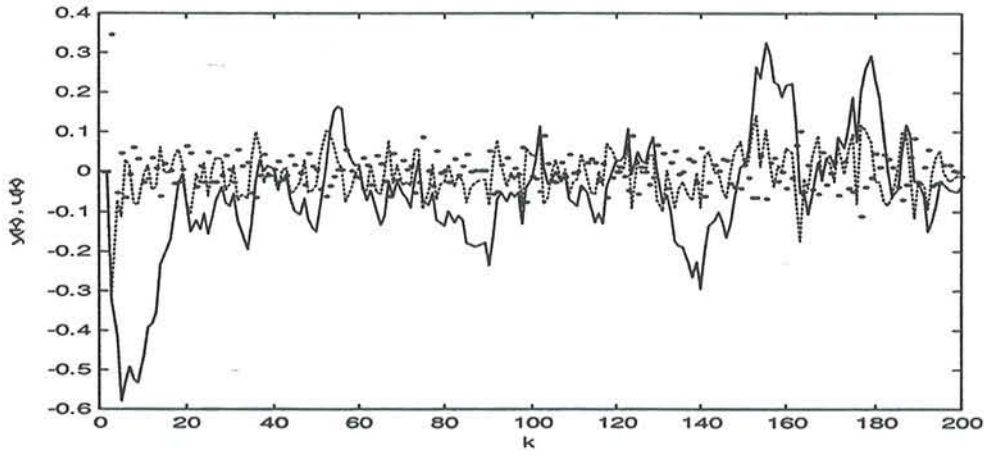
$$S = \begin{bmatrix} 1.91 & 1.20 & 2.51 \\ 1.20 & 2.00 & 2.20 \\ 2.51 & 2.20 & 3.61 \end{bmatrix}, S = \begin{bmatrix} 2.50 & 2.22 & 3.61 \\ 2.22 & 3.98 & 4.21 \\ 3.61 & 4.21 & 5.71 \end{bmatrix}$$

olup, (4.23) de verilen kontrolün (noktalı çizgi) uygulanmasıyla elde edilen simülasyon sonuçları (sistem çıktısı kesikli çizgi) sırasıyla Şekil-5, Şekil-6, Şekil-7, Şekil-8, Şekil-9 dadır.

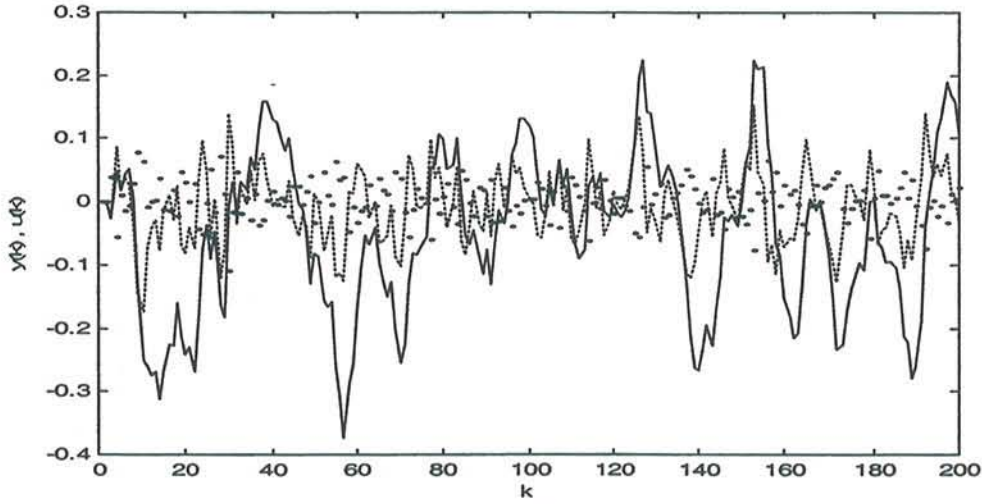


Şekil 5

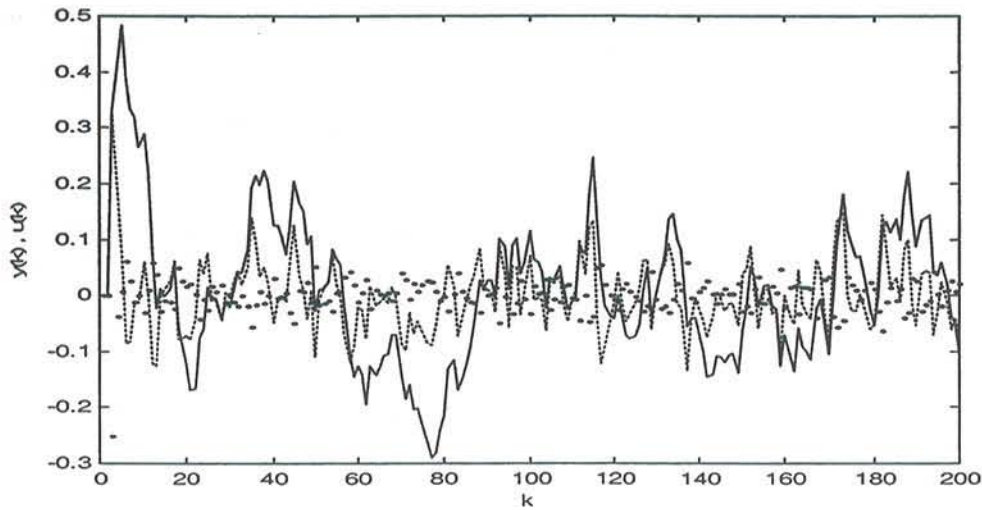




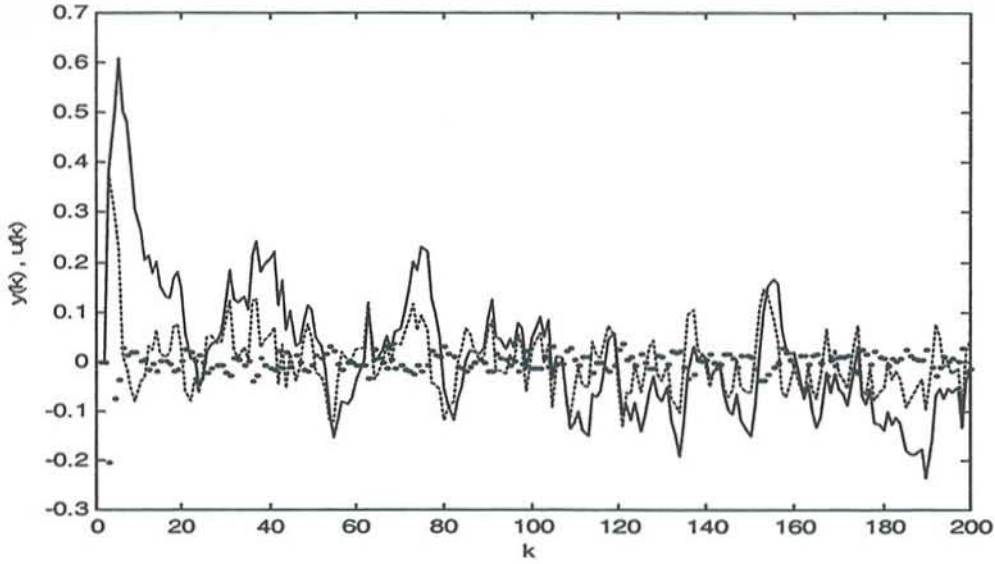
Şekil 6



Şekil 7



Şekil 8



Şekil 9

## 5. SONUÇ

ARMAX ile modellenen bir sistemde kontrol problemi, arzu edilen bir sistem çıktısının elde edilmesi için gereken girdinin bulunmasıdır. İstenen bir referans çıktı ile gerçek sistem çıktısı arasındaki farkın küçük tutulmasını amaçlayan kontrol tarzına en küçük-varyans kontrol denir. Ölçü aletleri doğrudan referans çıktı ile gerçek sistem çıktısı arasındaki farkı çıktığında amaç bu farkı sıfırlamaktır. Şekil-4 de görüldüğü gibi parametreleri bilinen ARMAX modellerinde uygulanan en küçük-varyans kontrol sonucunda çıktı sıfır etrafında dalgalanmakta olup, aynı şartlarda çalışan kontrolsüz sistem çıktısı gibi aşırı sapmalar ortaya çıkmamaktadır.

Parametreleri bilinmeyen ARMAX sisteminde parametre değerleri zaman ilerledikçe başarılı bir şekilde tahmin edilebilmektedir. Çıktının sıfırlanması amaçlanıp uygulanan kontrolün büyüklüğü ile ilgili (4.16) daki gibi bir maliyet fonksiyonu altında kontrol söz konusu olduğunda, Şekil-5, Şekil-6, Şekil-7, Şekil-8 ve Şekil-9 da görüldüğü gibi kontrol maliyetini yansıtan  $\lambda$  parametresinin değerleri arttıkça kontrol değerleri mutlak değerce küçülmekte, ancak buna karşılık sistem çıktıları büyümektedir.

Genelde sistem kontrolü kolay bir problem olmamakla birlikte, bir sistemin kontrolünde en önemli etkenin sistemi anlama-anlatma yani modelleme olduğunu unutmamak gerekir.



## KAYNAKLAR

- BROCKWELL,P.J. and DAVIS,R.A. (1996), *Introduction to Time Series and Forecasting*, Springer.
- DAVIS, M.H.A. and WINTER,R.B. (1985), *Stochastic Modelling and Control*, Chapman and Hall.
- DURBIN J. and KOOPMAN, S.J. (2001), *Time Series Analysis by State Space Methods*, Oxford University Press.
- GREWAL, .S. and Andrews, A.P. (1993), *Kalman Filtering Theory and Practice*, Prentice Hall.
- LJUNGQVIST L. and T. SARGENT (2000), *Recursive Macroeconomic Theory*, MIT Press.
- MAYNE, D.Q. and FİROOZAN, F. (1982), *Linear identification of ARMA processes*, Automatica, 18, 461-466.

## PARAMETER ESTIMATION AND CONTROL IN ARMAX MODELS

### ABSTRACT

*This study considers the parameter estimation in ARMAX models with unknown parameters and the control problem of ARMAX systems with known parameters.*

**Key Words :** ARMAX, Control, State-Space Models.

## OLABİLİRLİK KURAMINA DAYALI REGRESYON ANALİZİ

Alper BAŞARAN\*

Süleyman GÜNAY\*

### ÖZET

*Bulanık Doğrusal Regresyon literatürde çok çeşitli disiplinlerde modelleme çalışmalarında kullanılan bir yöntemdir. Bu çalışmada literatürdeki modelleme yöntemleri olan Tanaka yöntemi ve bulanık en küçük kareler yöntemi ve onların çeşitli değiştirilmiş yönleri ele alınmıştır.*

*Anahtar Kelimeler : Bulanık Doğrusal Regresyon, Bulanık Küme, Bulanık Sayı.*

### 1. GİRİŞ

Klasik regresyonun varsayımlarının sağlanmaması durumunda elde edilen model ve bu modelden yapılan kestirimlerin çok sağlıklı olmayacağı açıktır. Bu gibi durumlarda literatürde olasılık kuramı baz alınarak geliştirilmiş bir çok yöntemle olumsuzluklar en aza indirgenmeye çalışılmıştır. Tanaka (1980) ilk olarak söz konusu varsayımların sağlanmaması durumunda olasılık kuramı değil olabilirlik (possibility) kuramına dayanarak yeni bir yöntem önermiştir. Bu yöntem klasik regresyondaki varsayımların sağlanmaması yanında eldeki veri kümesinin bağımlı değişkenle bağımsız değişken arasındaki ilişkiyi tam olarak belirlemesine yardımcı olmadığı durumlarda da kullanılmaktadır. Ayrıca uygulamada ölçümler sadece reel sayılar olmayabilir. Bunun yerine yaklaşık ifadeler ya da sözel ifadeler olabilir. Örneğin, 'yaklaşık 5 ya da orta, geniş' gibi ifadelerle karşılaşabiliriz. Bulanık Doğrusal Regresyon (BDR) literatürde değişik disiplinlerde rastlanan ve geniş uygulama alanı elde etmiş bir yöntemdir. BDR Zadeh (1975) tarafından kuramı oluşturulan bulanık küme kuramına dayanmaktadır. BDR'ye geçmeden önce bulanık küme kuramı ile ilgili bazı tanımlar aşağıda verilmektedir.

### 2. BULANIK KÜME

Klasik küme kuramında bir elemanın bir kümeye ait olması karakteristik fonksiyon yardımıyla yapılır.

$$\Omega_A(a) = \begin{cases} 1, & a \in A \\ 0, & a \notin A \end{cases} \quad (1)$$

Bu durum esas olarak bulanık kümenin özel bir durumudur. Zadeh (1975) tarafından ortaya konulan bulanık küme kuramı ise her elemanın kümeye belirli üyelik değerleri

\* Hacettepe Üniversitesi, Fen Fakültesi, İstatistik Bölümü, Beytepe, Ankara, Türkiye



ile ait olduğunu ifade eder. Örneğin tam sayılar kümesi ele alınırsa ve tek sayılarla ilgileniliyorsa pozitif tek sayılar için karakteristik fonksiyon aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$I_A = \begin{cases} 1, a = 2n+1 \\ 0, a = 2n \end{cases} \quad n \in N \quad (2)$$

Yukarıda ifade edilen 'yaklaşık 5 ya da orta, geniş gibi ifadeler bulanık ifadelerdir. Bu ifadeleri matematiksel olarak kullanışlı hale getirmek için üyelik fonksiyonlarından faydalanılır. Örneğin yaşa bağlı gençlik kavramını ele aldığımızda bu aşağıdaki matematiksel ifade ile gösterilir.

$$Y(x) = \begin{cases} 1, x < 40 \\ \frac{80-x}{40}, 40 \leq x \leq 60 \\ \frac{70-x}{20}, 60 < x \leq 70 \\ 0, 70 < x \end{cases} \quad (3)$$

Bulanık küme ile ilgili bazı tanımlar aşağıdadır:

Tanım 1: Bir  $U$  kümesinin bulanık alt kümesi bu kümeden  $[0,1]$  aralığına bir fonksiyondur.  $\mu_U(x): U \rightarrow [0,1]$ .  $x$  burada  $U$  kümesinin genel terimini göstermektedir.

Tanım 2: Bir  $A$  bulanık kümesinin  $\alpha(h)$  kesit kümesi üyeliği en az  $\alpha(h)$  olan elemanların kümesidir.  $[A]_h = \{a \mid \mu_A(a) \geq h\} \forall h \in [0,1]$

Tanım 3: Eğer en az bir eleman bu kümede üyelik derecesi olarak 1 değerini veriyorsa bu bulanık küme normaldir. ( $\exists x, \mu_A(x) = 1$ ).

Tanım 4: Bir bulanık alt küme konvektir.  $\forall \lambda \in [0,1]$

$$\mu_A(\lambda a_1 + (1-\lambda)a_2) \geq \text{Min}(\mu_A(a_1) \wedge \mu_A(a_2))$$

Yukarıda verilen genel  $U$  kümesi yerine reel sayılar  $\mathfrak{R}$  kümesi kullanılırsa ve bu kümenin bulanık alt kümelerinde işlemler yapılırsa o zaman bulanık kümenin özel bir türü olan bulanık sayılara ulaşılır. Dubois ve Prade (1980) bulanık sayıların detaylı çalışmasını yapmışlardır. Bu sayılar genel biçimiyle L-R sayıları olarak ifade edilir ve aşağıdaki gibi gösterilir.  $M$  bulanık alt küme olsun.

$$\mu_M(x) = \begin{cases} L\left(\frac{m-x}{\alpha}\right), x \leq m \\ R\left(\frac{x-m}{\beta}\right), x \geq m \end{cases} \quad (4)$$

Burada  $L$  bulanık sayısının sol taraf biçimini  $R$  de sağ taraf biçimini göstermektedir. L-R sayılarının özel bir durumu üçgensel bulanık sayılarıdır. Üçgensel

bulanık sayılar simetrik ya da simetrik olmayan olmak üzere ikiye ayrılırlar. Ayrıca yamuk(trapezoidal) bulanık sayıları BDR da kullanılmaktadırlar. Bulanık üçgensel simetrik sayılar parametrik olarak aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$A_i = (\alpha_i, c_i), i = 1 \dots m$$

$$Y_i = (y_i, e_i), i = 1 \dots m$$

$$\hat{Y}_i = (\hat{y}_i, \hat{e}_i), i = 1 \dots m$$

Eldeki verileri  $(Y_i, x_i)$  şeklinde gösteriyoruz.

$$A_i = [\alpha_i - c_i, \alpha_i + c_i], i = 1 \dots m \text{ ve } Y_i = [\hat{y}_i - e_i, \hat{y}_i + e_i], i = 1 \dots m$$

Burada  $\alpha_i$ ' ler çekirdek değerler  $c_i$ ' ler yayılım değerleridir.  $\hat{y}_i$  ler ve  $e_i$  ler de sırasıyla çekirdek ve yayılım değerlerini göstermektedirler.

### 3. BULANIK DOĞRUSAL REGRESYON

#### 3.1 Tanaka Yöntemi

BDR bulanık küme kuramı baz alınarak Tanaka (1980) tarafından önerilmiştir. BDR çözüm yöntemi olarak iki ana yönde ilerlemektedir. Birincisi doğrusal programlama yöntemine dayanılarak regresyon denklemindeki parametrelerin tahminidir (Tanaka, 1980). Diğeri ise Diamond (1980) tarafından önerilen bulanık en küçük kareler yöntemidir. Birinci yöntem araştırmacılar tarafından eleştiriler almış ve zaman içinde geliştirilmiştir. Bu yöntemin sakıncaları uç değerlere karşı aşırı hassastır. Ne kadar çok gözlem işleme dahil edilirse tahmin edilen aralık genişler buda iyi tahmin yapmayı zorlaştırır. İkinci yöntem ise klasik en küçük kareler yönteminin bir uzantısı olup daha iyi sonuçlar vermektedir. BDR geçmeden önce literatürde karşılaşılan veri türleri aşağıdaki tabloda gösterilir.

**Tablo 1.** Veri türleri

$Y_i$	$X_i$
Reel	Reel
Bulanık	Reel
Bulanık	Bulanık

Bir BDR aşağıdaki şekilde ifade edilir:

$$\hat{Y}_i = A_0 + A_1 X_{i1} + A_2 X_{i2} + \dots + A_n X_{in} \quad (5)$$

Bu denkelemde  $(Y_i, X_i)$  bağımlı ve bağımsız değişkenler olmak üzere eldeki veri kümesini göstermektedir.  $A_i$  ler ise bulanık sayıları göstermektedirler. BDR formülasyonunda tahmin edilen değerler ile gözlemlenen değerler arasındaki karşılıklı ilişkiye göre üç farklı formülasyon geliştirilmiştir. Bu formülasyonlara geçmeden önce kısaca bu ilişkiler fonksiyonel olarak şöyle yazılabilir.



$$Y_i \subseteq_h \hat{Y}_i = A_1 X_{i1} + \dots + A_n X_{in} \quad (6)$$

$$Y_i \supseteq_h \hat{Y}_i = A_1 X_{i1} + \dots + A_n X_{in} \quad (7)$$

$$[Y_i]_h \cap [\hat{Y}_i = A_1 X_{i1} + \dots + A_n X_{in}]_h \neq \emptyset \quad (8)$$

Birinci denklem gözlemlerin bulanık sayı tahminleri tarafından kapsandığını, ikinci denklem gözlemlerin bulanık sayıları kapsadığını ve son denklemde bulanık sayı tahminleri ile gözlemlerin kesişiminin boş küme olmadığını ifade eder. İlk yöntem olarak ifade edilen ve doğrusal programlama yöntemi ile parametrelerin tahmininin yapılmasında kullanılan üç formül aşağıdaki gibidir (Tanaka, 1980).

$$\text{Min } J(c) = \sum_n c|x_i| \quad (9)$$

$$y_i + \frac{1}{|L(h)|} e_i \leq \alpha x_i + \frac{1}{|L(h)|} c|x_i|$$

$$y_i - \frac{1}{|L(h)|} e_i \geq \alpha x_i - \frac{1}{|L(h)|} c|x_i|$$

$$c_i \geq 0, i = 1, \dots, n$$

$$\text{Max } J(c) = \sum_n c|x_i| \quad (10)$$

$$y_i + \frac{1}{|L(h)|} e_i \geq \alpha x_i + \frac{1}{|L(h)|} c|x_i|$$

$$y_i - \frac{1}{|L(h)|} e_i \leq \alpha x_i - \frac{1}{|L(h)|} c|x_i|$$

$$c_i \geq 0, i = 1, \dots, n$$

$$\text{Min } J(c) = \sum_n c|x_i| \quad (11)$$

$$y_i + \frac{1}{|L(h)|} e_i \geq \alpha x_i - \frac{1}{|L(h)|} c|x_i|$$

$$y_i - \frac{1}{|L(h)|} e_i \leq \alpha x_i + \frac{1}{|L(h)|} c|x_i|$$

$$c_i \geq 0, i = 1, \dots, n$$

Burada  $c_i$  değerleri bulanık sayıların yayılım değerleridir.  $L(h) = 1 - h$  olup, bulanık regresyonda uyum iyiliğini göstermektedir.

Genelde Max problemi ve Birleştirme problemleri için optimal çözüm bulunamadığı ve yorumlamada bazı zorluklarla karşılaşıldığından dolayı Min problemleri literatürde en sık kullanılan problem türüdür.

$$\hat{Y}_i = (\alpha_1, c_1)_L x_1 + \dots + (\alpha_n, c_n)_L x_n \quad (12)$$

yazılır. Burada Y'nin üyelik fonksiyonunun açık biçimi,

$$u(y_i) = \left\{ \begin{array}{l} 1 - \frac{|y_i - X' \alpha|}{c' |X|}, X \neq 0 \\ 1, X = 0, y \neq 0, \forall i = 1 \dots m \\ 0, X = 0, y = 0 \end{array} \right\} \quad (13)$$

Buradan amaç,  $1 - \frac{|y_i - X' \alpha|}{c' |X|} \geq h, \forall i = 1 \dots m$  kısıtı altında yayılımın minimize edilmesidir. En son olarak Min problemi aşağıdaki doğrusal programlama problemi olarak ifade edilir:

$$\begin{aligned} & \text{MIN} \sum_{j=0}^n (c_j \sum_{i=1}^n |x_{ij}|) \\ & \sum_{j=0}^n \alpha_j x_{ij} + (1-h) \sum_{j=0}^n c_j |x_{ij}| \geq y_i + (1-h)e_i \\ & \sum_{j=0}^n \alpha_j x_{ij} - (1-h) \sum_{j=0}^n c_j |x_{ij}| \leq y_i - (1-h)e_i \\ & c_j \geq 0, a \in R, x_{i0} = 1, (0 \leq h \leq 1; \forall i = 1, \dots, n) \end{aligned} \quad (14)$$

### 3.2 Çok Amaçlı Programlama İle Bulanık Doğrusal Regresyon

Tanaka (1980) tarafından önerilen yöntemin en büyük sakıncası uç değerler karşı duyarlı olmasıdır. Bu yöntemin uç değerlere karşı duyarlı olması (Redden, 1996; Woodall, 1996) tarafından belirtilmiştir. Bu yöntemin daha güvenli sonuçlar vermesi ve bu sakıncalardan etkilenmesini aza indirmek için çok amaçlı programlama yöntemine dayanan yeni bir formülasyon önerilmiştir (Özelkan, 2000, Duckstein, 2000). Bu yöntem sayesinde uç değerlerin model üzerindeki etkileyici gücü azalmış ve tahminler daha iyi olmuştur. Bu yöntem aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\begin{aligned} & \text{Min-Dominate } \{V, E^p\} \\ & (\hat{y}_i - (1-h) + e_i) - y_i \leq \varepsilon_{L,i} \\ & y_i - (\hat{y}_i - (1-h) + e_i) \leq \varepsilon_{R,i} \end{aligned} \quad (15)$$

$$\begin{aligned} \varepsilon_{L,i} , \varepsilon_{R,i} &\geq 0 \quad \forall n \\ E^p &= \sum_n (\varepsilon_{L,i}^p + \varepsilon_{R,i}^p) \quad 1 \leq p \leq \infty \\ V &= \sum_{i=1}^n \{P_R(\alpha) - P_L(\alpha)\} \end{aligned}$$

Buradan elde edilen uzlaşma çözümünde kararı karar verici belirler.

### 3.3 Bulanık Doğrusal Regresyonda Bulanık En Küçük Kareler Yöntemi

İkinci yöntem olarak bulanık en küçük kareler yöntemi önerilmiştir (Diamond, 1980). Bu yöntem en küçük kareler yönteminin genelleştirilmiş hali olup birinci yönteme göre daha iyi sonuçlar vermektedir. Bu problem için formülasyon aşağıdaki gibidir.

$$\begin{aligned} r(A_0 + A_1 X_{i1}, Y_i) &= (\alpha_0 + c_0 + \alpha_1 X_{i1} + c_1 X_{i1} - \hat{y}_i - e_i)^2 + (\alpha_0 + \alpha_1 X_{i1} - \hat{y}_i - e_i)^2 \\ &+ (\alpha_0 - c_0 + \alpha_1 X_{i1} - c_1 X_{i1} - \hat{y}_i + e_i)^2 \end{aligned} \quad (16)$$

### 3.4 H Kesit Yöntemi İle Min Problem Çözümü

Tablo 1’de görüldüğü üzere hem  $Y$  hem de  $X$  değişkeninin bulanık olduğu durumlarda yukarıda ifade edilen formülasyonlar problemi çözmeye başarılı olmamaktadırlar. Bunun sebebi iki bulanık sayının çarpımı tam olarak ifade edilen üçgensel ya da yamuk bulanık sayıyı vermemektedir ve Zadeh (1975) tarafından önerilen genişletme prensibiyle  $Y$  değişkeninin üyelik fonksiyonu yazılamamaktadır. Sakawa ve Yano (1992) Tanaka’nın (1980) de önerdiği Min problemine karşılık olarak aşağıdaki formülasyonu önerdiler.

$$[A \otimes X_i]_h = [Y^{L^*}_{ih}, Y^{R^*}_{ih}] \quad (17)$$

$$Y^{L^*}_{ih} = \sum_{j \in J_1} (\alpha_j - L^{-1}(h)c_j)(\tilde{x}_{ij} - L^{-1}(h)d_{ij}) + \sum_{j \in J_2 \cup J_3} (\alpha_j - L^{-1}(h)c_j)(\tilde{x}_{ij} + L^{-1}(h)d_{ij}) \quad (18)$$

$$Y^{R^*}_{ih} = \sum_{j \in J_1 \cup J_2} (\alpha_j + L^{-1}(h)c_j)(\tilde{x}_{ij} + L^{-1}(h)d_{ij}) + \sum_{j \in J_3} (\alpha_j + L^{-1}(h)c_j)(\tilde{x}_{ij} - L^{-1}(h)d_{ij})$$

Kapalı biçimde ifade edilemeyen üyelik fonksiyonu  $h$  kesiti şeklinde yukarıdaki gibi ifade edilir. Buradan Tanaka’nın (1980) Min problemindeki gibi yayılım değerlerini minimize edecek şekilde problem aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$\text{Min} \quad \sum_{i=1}^n (Y^{R^*}_{ih} - Y^{L^*}_{ih}) \quad (19)$$

$$\begin{aligned} Y^{R^*}_{ih} &\geq \bar{y}_i + L^{-1}(h)e_i \\ -Y^{L^*}_{ih} &\geq -\bar{y}_i + L^{-1}(h)e_i, \quad i = 1 \dots n \end{aligned}$$



#### 4. SONUÇ

Literatürde başka varsayımlar altında BDR konusunda çeşitli sayıda makale mevcuttur. Burada kısaca BDR deki değişkenlerin türlerine göre önerilen ve uygulamada ve daha sonra çıkan çeşitli problemlere göre yeniden düzenlenen formülasyonlardan bahsedilmektedir.

#### KAYNAKLAR

- DUBOIS, D VE PRADE, H. (1980), *Fuzzy sets and Systems: Theory and Applications*, New York, Academic Press.
- ÖZELKAN, Ö VE DUCKTEIN, R. (2000), *Multiobjective Fuzzy Regression*, European Journal of Operation Research, 126,637-650.
- REDDEN, D ve WOODALL, H. (1996), *Further Examination of Fuzzy Regression*, Fuzzy Sets and Systems, 79,203-211.
- SAKAWA, M, ve YANO, H. (1992), *Multiobjective Fuzzy Linear Regression Analysis for Fuzzy Input-Output Data*, Fuzzy Sets and Systems, 47, 173,181.
- TANAKA, H. (1987), *Fuzzy Data Analysis By Possibilistic Linear Modells*, Fuzzy Sets and Systems, 24,363-375.
- ZADEH, L (1975), *The Concept of a linguistic Variable and Its Application to Approximate Reasoning*, Information Sciences, 8,199-249

### REGRESSION ANALYSIS BASED ON POSSIBILITY THEORY

#### ABSTRACT

*In this study, regression analysis based on possibility theory has been reviewed. This modelling tool helps researchers gain insight about their subjects under the circumstances that classical statistical modelling tools does not help much. This modelling technique is widely used in many areas. This review is restricted to the cases that consist of only Tanaka's method and fuzzy least squares method and their modified versions based on defined variables.*

**Key Words :** *Fuzzy Linear Regression, , Fuzzy Number, Fuzzy Set.*

## NİTEL KABUL ÖRNEKLEMESİ YÖNTEMLERİ ÜZERİNE BİR UYGULAMA

Senem ŞAHAN\*

Süleyman ALPAYKUT\*\*

### ÖZET

*İstatistiksel kalite kontrol yöntemleri, süreç kontrolü ve ürün kontrolü olmak üzere iki kısımdan oluşmaktadır. Süreç kontrolü, bir ürünün üretim sürecini kontrol etmek için kullanılırken, ürün kontrolü de bir üretim sürecinde kullanılan veya üretilen hammaddeleri, yarı mamulleri ve son ürünleri kontrol etmek için kullanılır. Ürün kontrolünün amacı; partinin içerdiği ürünleri muayene ederek hatalı partileri ayıklamaktır. Bu amaç için kullanılan yöntemlere kabul örnekleme yöntemleri ismi verilmektedir.*

*Bu çalışmada, nitel kabul örnekleme yöntemlerinden, tek katlı, çift katlı, ve ardışık örnekleme planları incelenmiştir. Kalite kontrolünde tek katlı nitel örnekleme planı kullanan bir işletme için bu planlar tasarlanmış ve değişik açılardan birbirleri ile karşılaştırılmıştır. Sonuç olarak, tasarlanan ardışık örnekleme planının bu işletme için en uygun plan olabileceğine karar verilmiştir.*

*Anahtar Kelimeler : Ardışık Örnekleme, Çift Katlı, Kabul Örnekleme, Kalite Kontrol, Tek Katlı.*

### 1. GİRİŞ

Ürün kontrolü için kullanılan yöntemlere kabul örnekleme yöntemleri ismi verilmektedir. Bu yöntemler, nitel kabul örnekleme yöntemleri ve nicel kabul örnekleme yöntemleri olmak üzere iki bölümde incelenmektedir. Bu çalışmanın amacı, nitel kabul örnekleme yöntemlerinden bazılarını incelemek, bu yöntemleri bir işletmede uygulamak, ve o işletme için en uygun kabul örnekleme planını araştırmaktır.

### 2. NİTEL KABUL ÖRNEKLEMESİ YÖNTEMLERİ

Bir kabul örnekleme planının temel amacı; %100 muayene uygulamadan parti hakkında kabul veya red şeklinde bir karar vermektir. Bu karar, partiden rasgele seçilen bir örneğin kontrol edilmesi sonucu verilmektedir. (Ruiz, 1996)

\* Dokuz Eylül Üniversitesi, Fen-Edebiyat Fakültesi, İstatistik Bölümü, Buca/İzmir, Türkiye  
e.mail : senem.sahan@deu.edu.tr



Tek katlı, çift katlı, çok katlı ve ardışık olmak üzere dört çeşit nitel kabul örnekleme yöntemi bulunmaktadır. Bu çalışmada, tek katlı, çift katlı ve ardışık kabul örnekleme planları incelenmektedir.

### 2.1 Tek Katlı Nitel Kabul Örnekleme Planları

Eğer parti hakkında verilen karar, sadece bir örneğin seçilmesi ve incelenmesi sonucu veriliyorsa, kullanılan prosedür tek katlı örneklemedir. (Grant and Leavenworth, 1988) Dolayısıyla, bu prosedür için kullanılan plan tek katlı örnekleme planıdır.

Tek katlı bir nitel örnekleme planı için, N birim içeren bir partiden n birimlik bir örnek seçilir ve kontrol edilir. Kontrol işlemi sonucunda d kusurlu ürün saptanması durumunda, d kabul sayısına (c) eşit veya küçükse parti kabul edilir, aksi halde reddedilir.

### 2.2 Çift Katlı Nitel Kabul Örnekleme Planları

İsminden de anlaşılacağı gibi, bir çift katlı örnekleme planında, tek katlı örnekleme planlarından farklı olarak, eğer ilk çekilen örnek, partiyi kabul etmek için yeterli derecede iyi değilse, ikinci bir örnek seçilir. Bu nedenle çift katlı örnekleme planları, partilere ikinci bir şans vermesi açısından daha iyi bir psikolojik etkiye sahiptir. (Bowker and Lieberman, 1972)

Çift katlı örnekleme planlarının işleyişi, partiden  $n_1$  birimlik ilk örneğin seçilmesi ile başlar. Eğer gözlenen kusurlu parça sayısı,  $d_1$ , birinci kabul sayısı olan  $c_1$ 'e eşit veya daha küçük ise, parti kabul edilir. Eğer  $d_1$  ikinci kabul sayısı olan  $c_2$ 'den büyük ise parti reddedilir. Ancak  $c_1 < d_1 \leq c_2$  ise,  $n_2$  birimlik ikinci örnek seçilir ve incelenir. Bu noktadan itibaren analiz iki örneğin birleşimi üzerinden devam eder. İkinci örnekte  $d_2$  kusurlu parça saptandığı düşünülürse,  $(d_1 + d_2) \leq c_2$  ise parti kabul edilir, aksi halde reddedilir.

### 2.3 Ardışık Nitel Kabul Örnekleme Planları

Ardışık örnekleme, çift katlı ve çok katlı örnekleme kavramının genişletilmiş halidir. (Montgomery, 1997) Bir ardışık örnekleme planı ile çift katlı örnekleme planı arasındaki fark; ardışık örnekleme planlarının teorik olarak sonsuza kadar devam edebilir olmasıdır (Besterfield, 2001). Bu planda karar verme olasılığı 1'dir.

Ardışık örnekleme planları, maliyetin yüksek olduğu veya tahribat gerektiren durumlarda, muayene edilen birim sayısını azaltmak için kullanılmaktadır. Ayrıca bu planlarda, kontrol edilen ortalama birim sayısı tek katlı, çift katlı ve çok katlı planlara kıyasla daha az olduğu için her durumda tercih edilmektedir. (Besterfield, 2001)

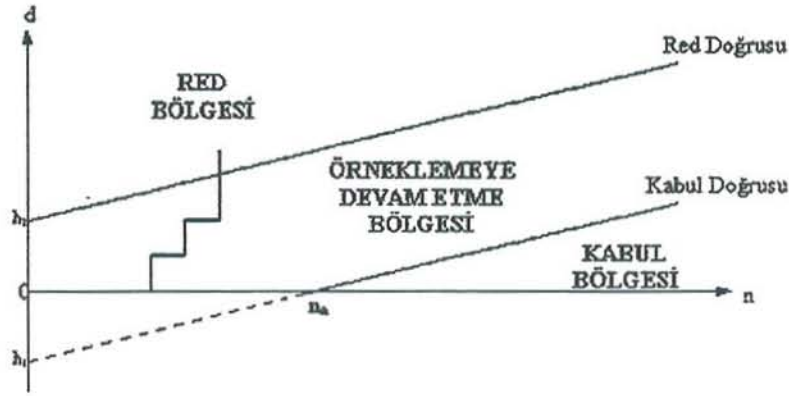
Ardışık örnekleme planlarının işleyişi grafiksel olarak Şekil 1'deki gibi gösterilebilmektedir. Şekilde de görüldüğü gibi, kabul ve red doğruları şekli, kabul bölgesi, red bölgesi ve örnekleme devam etme bölgesi olmak üzere üç bölgeye ayırmaktadır.  $n_a$  noktası, bir partiyi kabul edebilmek için incelenmesi gereken minimum birim sayısını ifade etmektedir.



Bu noktada, ardışık örnekleme planlarında kullanılan bazı temel kavramlar tanımlanabilir. Üretici riski olarak da isimlendirilen  $\alpha$ , istenilen özelliklere uyan bir partinin reddedilmesi olasılığıdır. Tüketici riski olarak isimlendirilen  $\beta$  ise, istenilen özelliklere uymayan bir partinin kabul edilmesi olasılığıdır.  $p_1$  ya da diğer bir deyişle kabul edilebilir kalite düzeyi (KKD), iyi olarak kabul edilen ve çoğunlukla kabul edilmesi istenen kalite seviyesidir. (Gözlü, 1990).  $p_2$ , ya da diğer bir deyişle tolere edilebilir kusurlu yüzdesi (TEKY) ise, kötü olarak kabul edilen ve çoğunlukla reddedilmesi istenen kalite seviyesidir. (Montgomery, 1997). Ayrıca, ardışık örnekleme planlarında test edilen hipotez aşağıda verildiği gibidir.

$$H_0 : p = p_1$$

$$H_1 : p = p_2$$



Şekil 1. Ardışık örnekleme planının işleyişi

Red ve kabul doğrularının denklemleri sırasıyla (1) ve (2) numaralı denklemlerde gösterildiği gibidir.

$$x_R = h_2 + s \cdot n \quad (1)$$

$$x_A = h_1 + s \cdot n \quad (2)$$

$$s = \frac{\log \frac{1-p_1}{1-p_2}}{\log \frac{p_2(1-p_1)}{p_1(1-p_2)}} \quad (3)$$

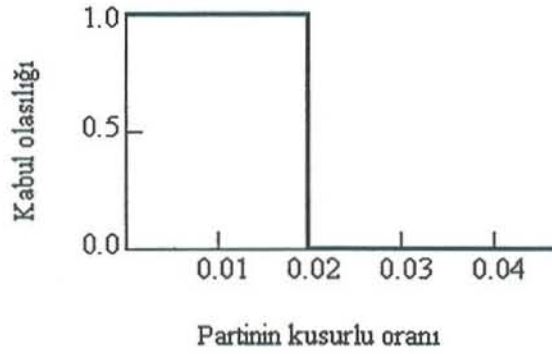
$$h_1 = \frac{\log \frac{\beta}{1-\alpha}}{\log \frac{p_2(1-p_1)}{p_1(1-p_2)}} \quad (4)$$

$$h_2 = \frac{\log \frac{1-\beta}{\alpha}}{\log \frac{p_2(1-p_1)}{p_1(1-p_2)}} \quad (5)$$

#### 2.4 Karakteristik İşlem (OC) Eğrisi

OC eğrisi, bir örnekleme planının performansını ölçmek için kullanılan önemli bir araçtır. x-ekseninde partinin içerdiği kusurlu ürün oranı (p), y-ekseninde kabul olasılığı (P<sub>a</sub>) yer alan OC eğrileri, belli bir kusurlu ürün oranına sahip partilerin kabul veya red olasılıklarını göstermektedir. (Montgomery, 1997)

İyi ve kötü partileri kusursuz biçimde birbirinden ayıran OC eğrileri, ideal OC eğrileridir. Böyle bir planın kullanılması ile, kötü kaliteye sahip bütün partiler reddedilirken, iyi kaliteye sahip bütün partiler de kabul edilir. Şekil 2’de bir ideal OC eğrisi görülmektedir.

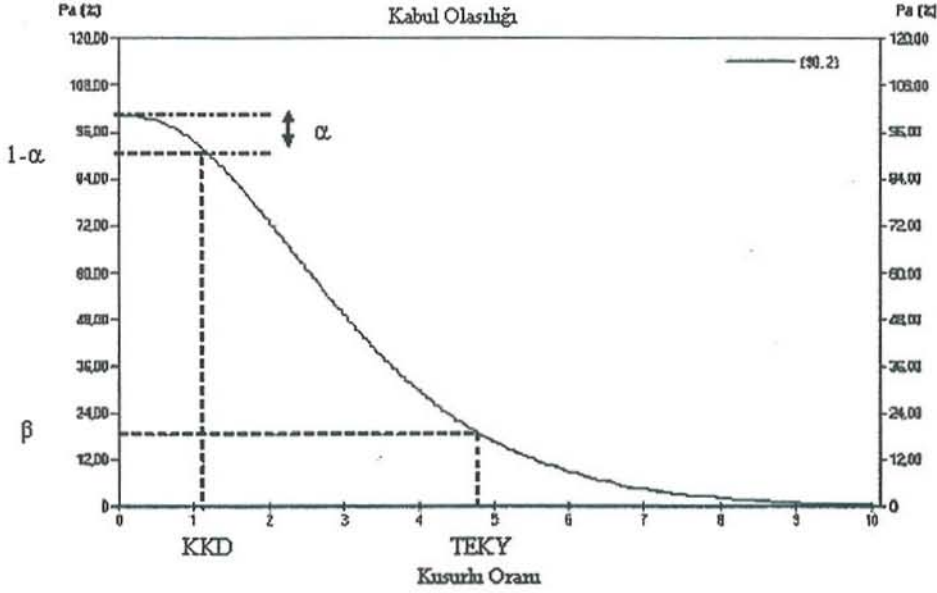


Şekil 2. Bir ideal OC eğrisi

Bir OC eğrisi üzerinde, α, Kabul Edilebilir Kalite Düzeyi (KKD) ve Tolare Edilebilir Kusurlu Yüzdesi (TEKY) olmak üzere üç özel nokta vardır. Bu noktaların OC eğrisi üzerindeki yerleşimi Şekil 3’te gösterilmektedir.

KKD, süreç ortalaması olarak yeterli sayılabilecek maksimum kusurlu yüzdesidir. (Hutchins, 1991) Diğer bir deyişle, iyi olarak kabul edilen ve çoğunlukla kabul edilmesi istenen kalite seviyesidir. (Gözlü, 1990)

TEKY ise, kötü olarak kabul edilen ve çoğunlukla reddedilmesi istenen kalite seviyesidir. (Montgomery, 1997)



Şekil 3. OC eğrisi üzerindeki özel noktalar

## 2.5 Ortalama Örnek Sayısı (OÖS)

OÖS, kabul örnekleme planlarını değerlendirmede kullanılan kriterlerden biri olup, farklı örnekleme planları için parti başına muayene edilen ortalama birim sayısıdır. (Gözlü, 1990)

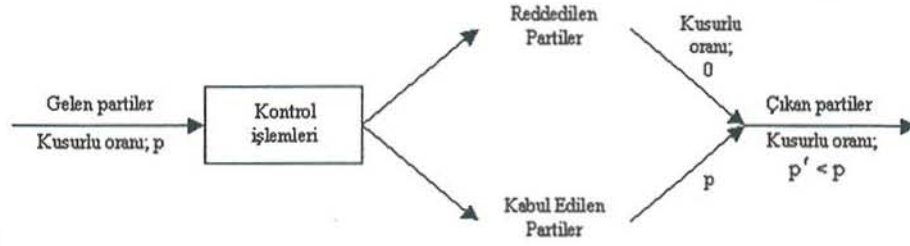
Tek katlı örnekleme planlarında sadece bir örnek alındığı için OÖS değeri örnek büyüklüğüne eşittir, dolayısıyla OÖS eğrisi düz çizgi şeklindedir. Çift katlı örnekleme planları için OÖS değeri, ikinci örneğin alınıp alınmamasına bağlı olarak değişebilir. İkinci örneğin alınması olasılığı ise, partinin içerdiği kusurlu ürün yüzdesine bağlıdır. Ardışık örnekleme planlarında ise ASN değeri, aşağıdaki formül ile hesaplanabilir.

$$ASN = P_a \left( \frac{\log \frac{\beta}{1-\alpha}}{p \cdot \log \left( \frac{p_2}{p_1} \right) + (1-p) \log \left( \frac{1-p_2}{1-p_1} \right)} \right) + (1-P_a) \left( \frac{\log \frac{1-\beta}{\alpha}}{p \cdot \log \left( \frac{p_2}{p_1} \right) + (1-p) \log \left( \frac{1-p_2}{1-p_1} \right)} \right)$$

## 2.6 Ortalama Çıktı Kalitesi (OÇK)

Bilindiği gibi bir parti reddedildiği zaman, bir iyileştirme sürecinden geçirilir. Bu süreç sırasında, partideki bütün birimler tek tek kontrol edilir ve kusurlu olanlar ayıklanarak yerlerine kusursuz ürünler konular. Dolayısıyla, reddedilen bir partinin kusurlu oranı sıfırdır. Diğer yandan, bir parti kabul edildiği zaman kusurlu oranı p'dir. Direkt kabul edilen ve iyileştirilen partiler karıştırıldığı zaman, tüm partilerin kusurlu oranı p' olur. p' değerinin p'den küçük bir değer olduğu açıktır. Montgomery (1997) bunu grafiksel olarak, Şekil 4'te gösterildiği gibi açıklamıştır.





Şekil 4. İyileştirme süreci

Besterfield (2001) OÇK'ni, muayene işlemleri sonundaki kalite seviyesi olarak tanımlamaktadır. Bir OÇK eğrisinin ulaşabileceği maksimum nokta, bir iyileştirme sürecinin meydana getirebileceği olası en kötü kalitedir. Bu noktaya, Ortalama Çıktı Kalitesi Sınırı (OÇKS) ismi verilmektedir. (Montgomery, 1997) AOQL, belli bir plan kullanıldığı zaman alıcının katlanabileceği en kötü ortalama kusurlu oranı olarak açıklanmaktadır. (John, 1990) OÇK'nin tek katlı, çift katlı, ve ardışık örnekleme planları için hesaplanma formülleri aşağıda sırasıyla verilmektedir.

$$OÇK \cong P_a \cdot p \quad (6)$$

$$OÇK = \frac{[(P_a)_I(N - n_1) + (P_a)_{II}(N - n_1 - n_2)]p}{N} \quad (7)$$

$$OÇK \cong P_a \cdot p \quad (8)$$

## 2.7 Ortalama Toplam Muayene (OTM)

Ortalama toplam muayene, bir firmanın kalite kontrol departmanına yüklenen toplam iş yükünü belirler. Bu açıdan, OTM önemli bir kriterdir. (Gözlü, 1990) OTM, hem üretici hem de tüketici tarafından muayene edilen toplam birim sayısıdır. OTM farklı p değerleri için değişir ve bu değişimi yansıtan eğri OTM eğrisi olarak isimlendirilmektedir. Tek katlı, çift katlı, ve ardışık örnekleme planları için ortalama toplam muayene sayıları sırasıyla aşağıdaki formüller yardımıyla hesaplanabilir.

$$OTM = n + (1 - P_a)(N - n) \quad (9)$$

$$OTM = n_1(P_a)_I + (n_1 + n_2)(P_a)_{II} + N(1 - P_a) \quad (10)$$

$$OTM = P_a \left( \frac{\log \frac{\beta}{1 - \alpha}}{p \cdot \log \left( \frac{P_2}{P_1} \right) + (1 - p) \cdot \log \left( \frac{1 - P_2}{1 - P_1} \right)} \right) + (1 - P_a)N \quad (11)$$

### 3. UYGULAMA

Bu çalışmanın uygulama kısmı, Isıtma Soğutma Klima Havalandırma sektöründe çalışan bir firmada gerçekleştirilmiştir. Örnekleme planları, firmaya 5000 adetlik partiler halinde gelen conta ürünü için hazırlanmıştır. Firmanın Kalite Güvence Departmanından 2002 yılı ile ilgili alınan bilgilere göre, %0.1 kusurlu oranına sahip partinin kabul olasılığı %95, %0.9 kusurlu oranına sahip partinin kabul olasılığı %10'dur.

#### 3.1 Tek Katlı Örnekleme Planının Hazırlanması

Firmadan elde edilen verilere göre  $KKD=p_1=0.001$ ,  $TEKY=p_2=0.009$ ,  $1-\alpha=0.95$  ve  $\beta=0.10$ 'dur.

$$P(p_1) = \sum_{d=0}^c \binom{n}{d} \cdot p_1^d \cdot (1-p_1)^{n-d} \quad (12)$$

$$P(p_2) = \sum_{d=0}^c \binom{n}{d} \cdot p_2^d \cdot (1-p_2)^{n-d} \quad (13)$$

$$P(p_1) \geq 1 - \alpha \quad (14)$$

$$P(p_2) \leq \beta \quad (15)$$

$$P(p_1) \geq 0.95 \quad (16)$$

$$P(p_2) \leq 0.10 \quad (17)$$

(14) numaralı denklem üreticinin isteğini, (15) numaralı denklem ise tüketicinin isteğini ifade etmektedir. Önemli olan, hem üreticinin hem de tüketicinin isteğini gerçekleştirecek bir plan tasarlamaktır.

$n$  ve  $c$  değerlerini bulabilmek için (16) ve (17) numaralı denklemler birlikte çözülmelidir. Hesaplama kolaylık sağlamak açısından Binom'un Poisson'a yaklaşımı kullanılabilir.

$$P(p_1) = \sum_{d=0}^c \frac{e^{-np_1} (np_1)^d}{d!} \quad (18)$$

$$P(p_2) = \sum_{d=0}^c \frac{e^{-np_2} (np_2)^d}{d!} \quad (19)$$

Birikimli Poisson dağılımı kullanılarak  $n$  ve  $c$  değerleri için yaklaşık çözümler elde edilebilir. Firma için  $p_2/p_1$  değeri  $0.009/0.001=9$ 'dur. Birikimli Poisson dağılımı tablosundan,  $c$ 'nin 1 veya 2 değerini alabileceği görülmektedir.  $\alpha$  ve  $\beta$ , her  $c$  değeri için farklı değerler alacaktır. Dolayısıyla, her seferinde  $\alpha$  ya da  $\beta$ 'dan birini sabit tutarak, dört farklı örnekleme planı oluşturulabilir.

$\alpha$  sabit tutulduğu zaman,  $c=1$  ve  $c=2$  için  $n$  değeri şöyle hesaplanabilir.

$$c=1 \text{ için; } n = \frac{np_1}{p_1} = \frac{0.355}{0.001} = 355$$

$$c=2 \text{ için; } n = \frac{np_1}{p_1} = \frac{0.818}{0.001} = 818$$

$\beta$  sabit tutulduğu zaman,  $c=1$  ve  $c=2$  için  $n$  değeri şöyle hesaplanabilir.

$$c=1 \text{ için; } n = \frac{np_2}{p_2} = \frac{3.89}{0.009} = 432.22 \cong 433$$

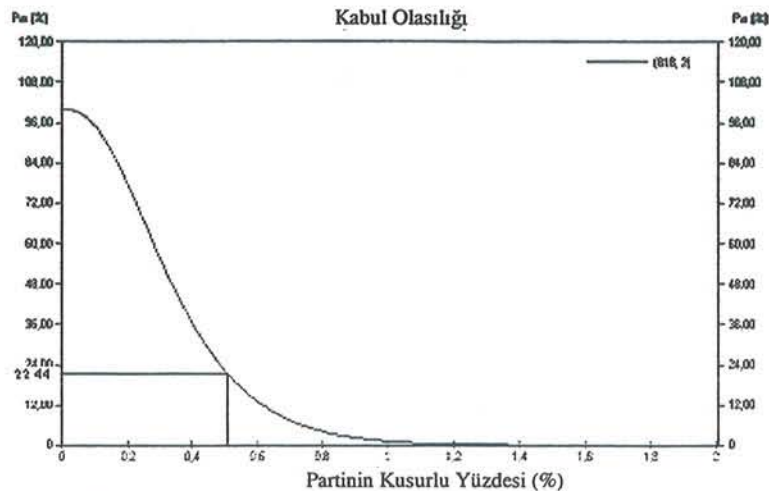
$$c=2 \text{ için; } n = \frac{np_2}{p_2} = \frac{5.32}{0.009} = 591.11 \cong 592$$

Oluşturulan dört alternatif tek katlı örnekleme planı ve üretici riski ile tüketici riski değerleri Tablo 1’de verilmektedir.

**Tablo 1.** Firma için tasarlanan alternatif örnekleme planları

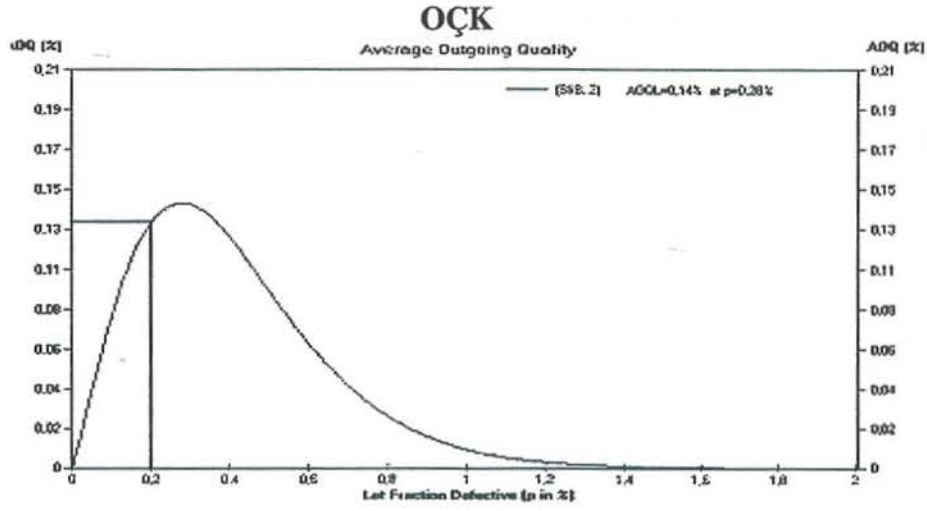
Plan	Örnek büyüklüğü (n)	Kabul sayısı (c)	Üretici riski ( $\alpha$ )	Tüketici riski ( $\beta$ )
1	355	1	0.050	0.172
2	433	1	0.071	0.100
3	592	2	0.023	0.100
4	818	2	0.050	0.023

Tablo 1’de görüldüğü gibi, Plan 1 ve Plan 4 istenen üretici riskini, Plan 2 ve Plan 3 ise istenen tüketici riskini vermektedir. Önemli olan, hem üreticinin, hem de tüketicinin isteğini gerçekleştirecek olan planı seçmektir. Dolayısıyla, Plan 4 en uygun planıdır. Bu plana ait OC, OÇK, OTM ve OÖS eğrileri sırasıyla Şekil 5, Şekil 6, Şekil 7 ve Şekil 8’de verilmektedir.

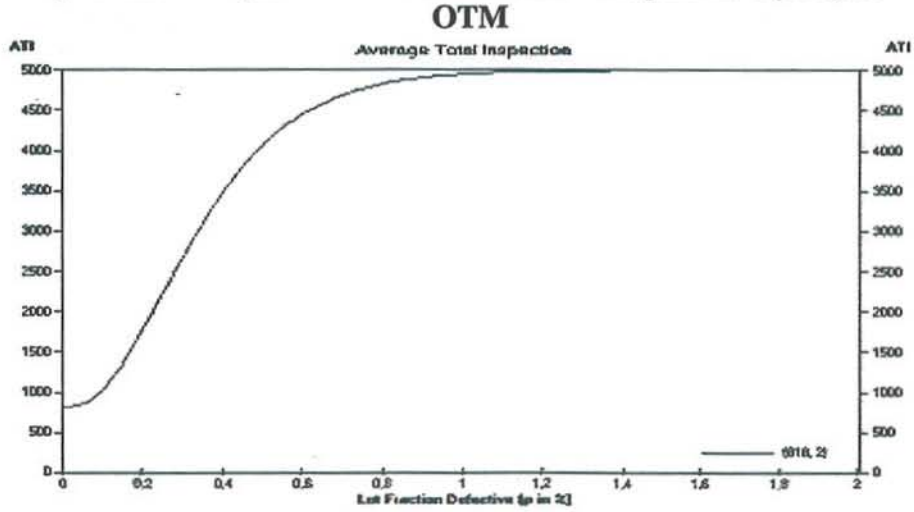


**Şekil 5.** Firma için tasarlanan tek katlı örnekleme planının OC eğrisi

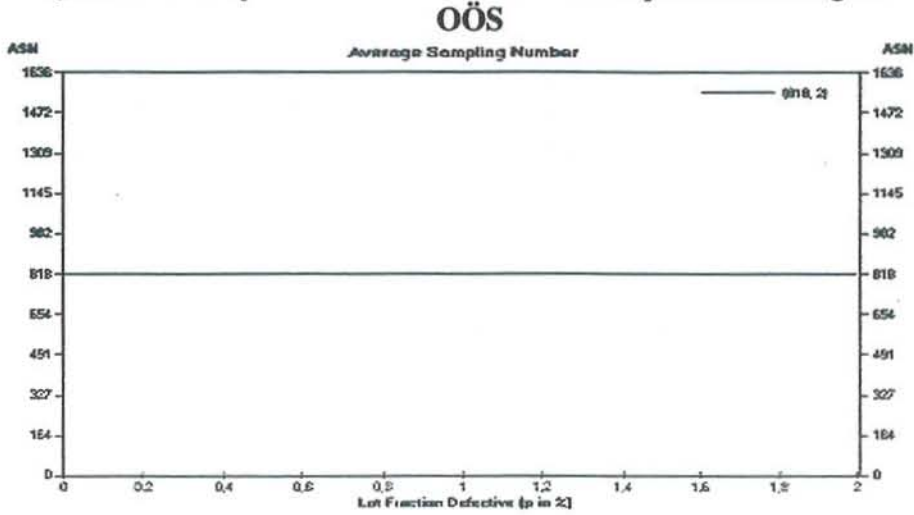




Şekil 6. Firma için tasarlanan tek katlı örnekleme planının OÇK eğrisi



Şekil 7. Firma için tasarlanan tek katlı örnekleme planının OTM eğrisi



Şekil 8. Firma için tasarlanan tek katlı örnekleme planının OÖS eğrisi

### 3.2 Çift Katlı Örnekleme Planının Hazırlanması

Firma için uygun tek katlı örnekleme planı tasarlandıktan sonra, çift katlı örnekleme planını hazırlamak için dört adım vardır. İlk adım,  $c_2 \geq c$  olacak şekilde  $c_2$  değerini seçmektir. İkinci adım,  $0 \leq c_1 < c$  olacak şekilde bir  $c_1$  değeri seçmektir. Üçüncü adım,  $n_1$  ile KKD'nin çarpımı  $1-\alpha$ 'dan küçük fakat yakın bir olasılık değeri verecek şekilde, ve  $n_1$  ile TEKY çarpımı  $\beta$ 'dan küçük fakat yakın bir olasılık değeri verecek şekilde  $n_1$  değerini bulmaktır. Son olarak dördüncü adımda öyle bir  $n_2$  değeri seçilmelidir ki;  $n_1$  çarpı KKD'nin olasılık değeri ile  $1-\alpha$  arasındaki fark ve  $n_1$  çarpı TEKY'nin olasılık değeri ile  $\beta$  arasındaki fark sağlanmalıdır. (Vaughn, 1974)

Adım 1.  $c_2$  değeri 2 olarak seçilmiştir.

Adım 2.  $c_1$  değeri 0 olarak seçilmiştir.

Adım 3.  $c_1=0$  ve  $1-\alpha=0.95$  için, birikimli Poisson tablosundan 0.95'ten küçük bir değer bulunmalıdır. Bu değer,  $np=0.06$ 'ya karşılık gelen 0.942 değeri olabilir. Bu durumda,  $n_1$  değeri aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır.

$$n_1 = \frac{0.06}{0.001} = 60$$

$n_1=60$ ,  $c_1=0$  ve  $p=0.009$  için kabul olasılığı;

$$P_a = \sum_{d=0}^c \frac{e^{-(60)(0.009)} [(60)(0.009)]^d}{d!} = 0.583$$

Bulunan 0.583 değeri,  $\beta=0.10$  değerinden büyük olduğu için,  $n_1=60$  ve  $c_1=0$  değerlerinin uygun olmadığına karar verilmiştir. Bu durumda, başka bir  $c_1$  değeri belirlemek üzere Adım 2'ye geri dönülmesi gerekmektedir.

Adım 2.  $c_1$  değeri 1 olarak seçilmiştir.

Adım 3.  $c_1=1$  ve  $1-\alpha=0.95$  için, birikimli Poisson tablosundan 0.95'ten küçük bir değer bulunmalıdır. Bu değer,  $np=0.45$ 'e karşılık gelen 0.925 değeri olabilir. Bu durumda,  $n_1$  değeri aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır.

$$n_1 = \frac{0.45}{0.001} = 450$$

$n_1=450$ ,  $c_1=1$  ve  $p=0.009$  için kabul olasılığı;

$$P_a = \sum_{d=0}^c \frac{e^{-(450)(0.001)} [(450)(0.001)]^d}{d!} = 0.088$$

0.088 değeri  $\beta=0.10$ 'a yakın bir değer olduğu için,  $n_1=450$  ve  $c_1=1$ 'in çift katlı örnekleme planı için uygun değerler olabileceğine karar verilmiştir.

Bu nedenle,  $c_1=1$ ,  $n_1=450$  ve  $c_2=2$  uygun değerlerdir.

Adım 4.  $\lambda = (n_1+n_2).KKD = (n_1+n_2).0.001$

$0.95 - P(\lambda) = 0.05$  ,  $P(\lambda) = 0.90$

$c_2=2$  için,  $\lambda=1.1$

$(n_1+n_2) . 0.001 = 1.1$  ,  $n_1+n_2 = 1100$

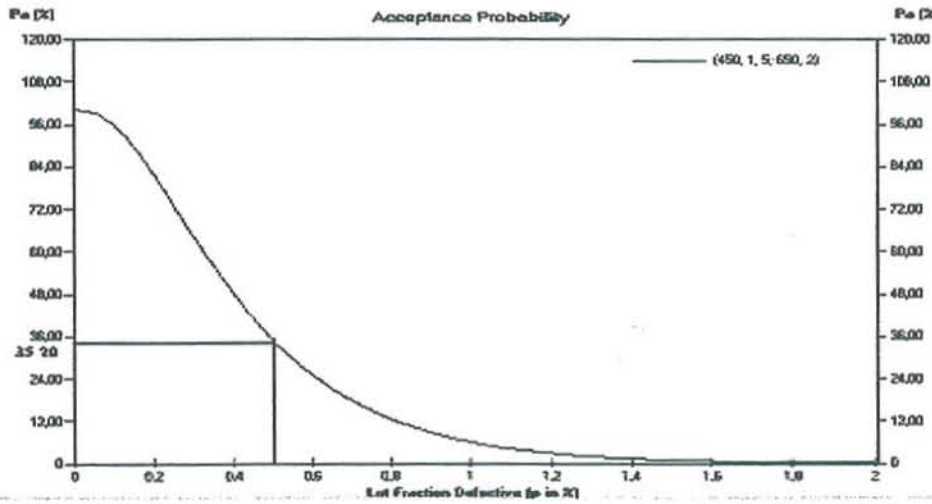
$n_2 = 1100 - 450 = 650$

$\lambda' = (n_1+n_2) . TEKY = 1100 (0.009) = 9.9 \cong 10$  ,  $P(\lambda') = 0.003$

$0.10 - 0.003 = 0.097 \cong \beta$

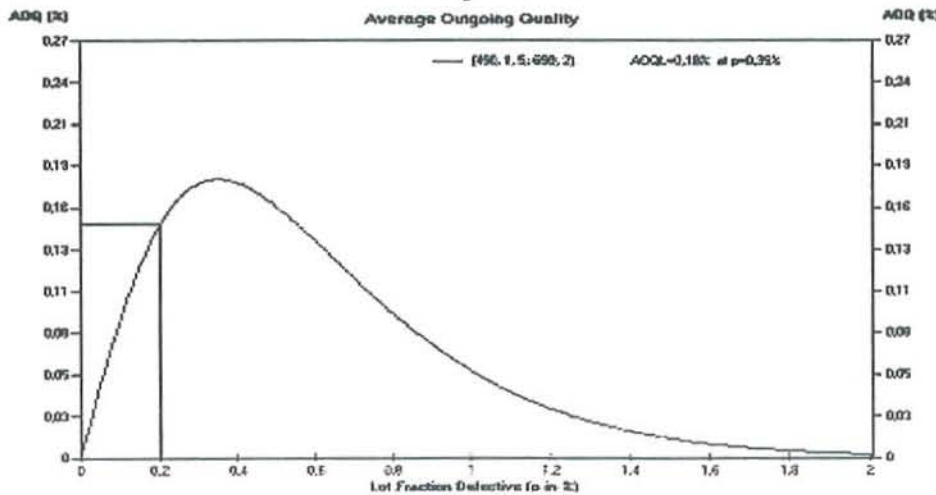
Firma için tasarlanan çift katlı örnekleme planının parametreleri,  $n_1=450$ ,  $c_1=1$ ,  $n_2=650$  ve  $c_2=2$  olarak belirlenmiştir. Bu planın OC, OÇK, OTM ve OÖS eğrileri sırasıyla Şekil 9, Şekil 10, Şekil 11 ve Şekil 12’de görülmektedir.

**OC**



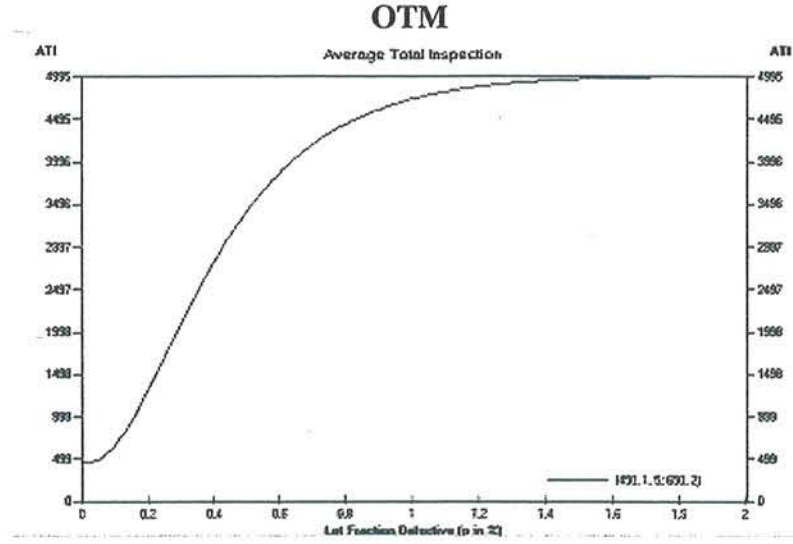
Şekil 9. Firma için tasarlanan çift katlı örnekleme planının OC eğrisi

**OÇK**



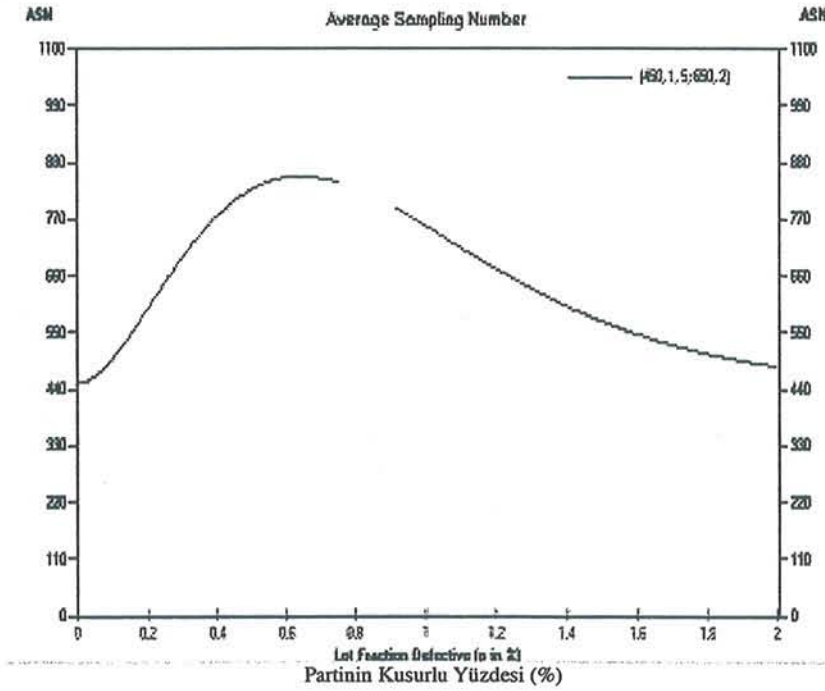
Şekil 10. Firma için tasarlanan çift katlı örnekleme planının OÇK eğrisi





Şekil 11. Firma için tasarlanan çift katlı örnekleme planının OTM eğrisi

**OÖS**



Şekil 12. Firma için tasarlanan çift katlı örnekleme planının OÖS eğrisi

### 3.1. Ardışık Örnekleme Planının Hazırlanması

Bir ardışık örnekleme planı tasarlamak için, kabul ve red doğrularının belirlenmesi gerekir.  $s$ ,  $h_1$  ve  $h_2$  değerleri aşağıdaki şekilde hesaplanmış, kabul ve red doğrularının denklemleri belirlenmiştir.

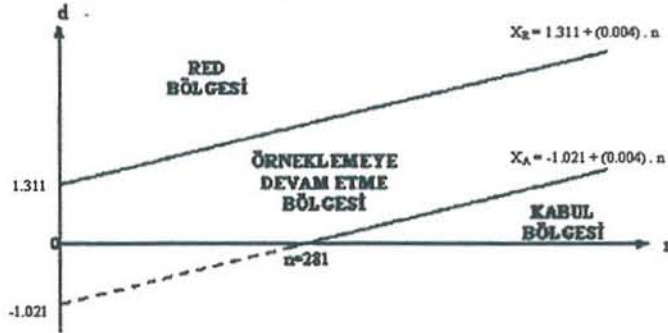
$$s = \frac{\log \frac{1-p_1}{1-p_2}}{\log \frac{p_2(1-p_1)}{p_1(1-p_2)}} = \frac{\log \frac{1-0.001}{1-0.009}}{\log \frac{0.009(1-0.001)}{0.001(1-0.009)}} = 0.004$$

$$h_1 = \frac{\log \frac{\beta}{1-\alpha}}{\log \frac{p_2(1-p_1)}{p_1(1-p_2)}} = -1.021 \quad , \quad h_2 = \frac{\log \frac{1-\beta}{\alpha}}{\log \frac{p_2(1-p_1)}{p_1(1-p_2)}} = 1.311$$

$$x_A = -1.021 + (0.004) \cdot n \quad (20)$$

$$x_R = 1.311 + (0.004) \cdot n \quad (21)$$

Hazırlanan ardışık örnekleme planının grafiksel ifadesi Şekil 13'de görüldüğü gibidir. Ayrıca, planın tablosal ifadesi de Tablo 2'de verilmektedir.



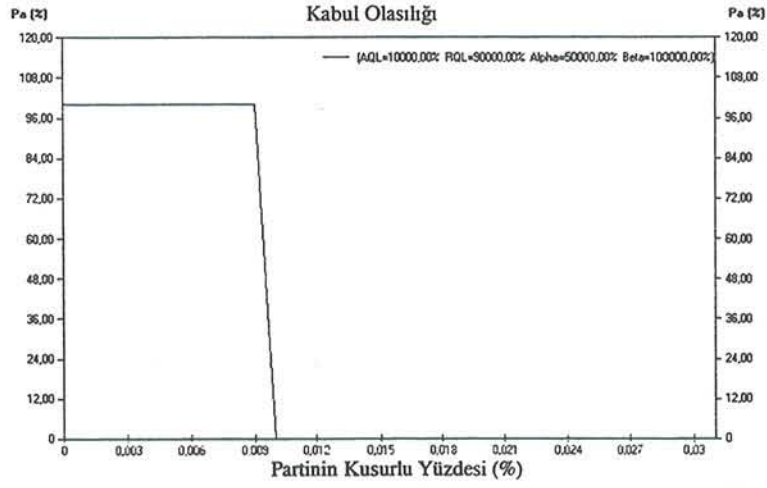
Şekil 13. Firma için tasarlanan ardışık örnekleme planının işleyişi

Tablo 2. Firma için tasarlanan ardışık örnekleme planı

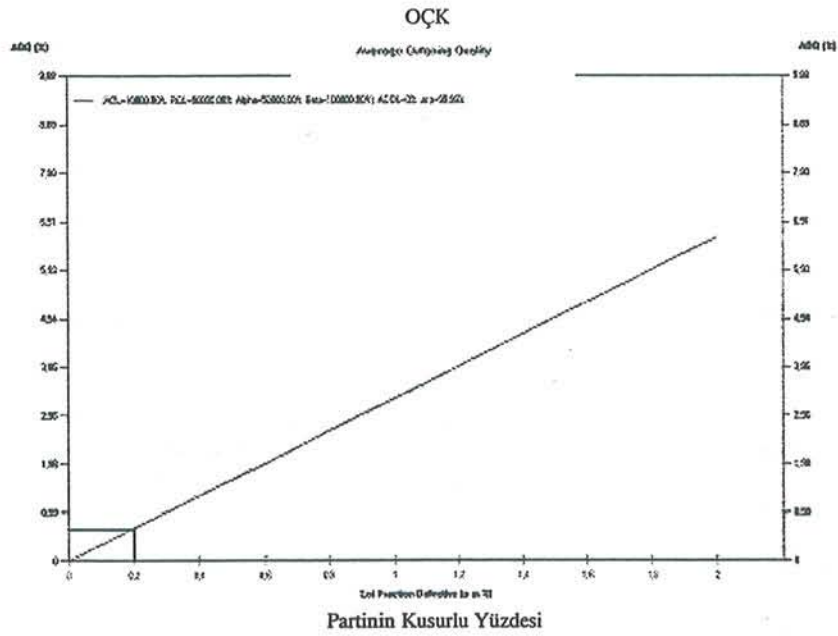
Örnek büyüklüğü ( n )	Kabul sayısı ( c )	Red sayısı ( r )
1 – 189	Mümkün değil	2
190 – 280	Mümkün değil	3
281 – 463	0	3
464 – 554	0	4
555 – 737	1	4
738 – 828	1	5
829 – 1011	2	5
1012 – 1102	2	6
1103 – 1286	3	6
1287 – 1377	3	7
1378 – 1560	4	7
1561 - 1651	4	8

Şekil 13 ve Tablo 2'de de görüldüğü gibi, en az 281 birim incelenmeden partiye kabul etmek mümkün değildir.

Firma için tasarlanan ardışık örnekleme planının OC, OÇK ve OÖS eğrileri sırasıyla Şekil 14, Şekil 15 ve Şekil 16'da görülmektedir.

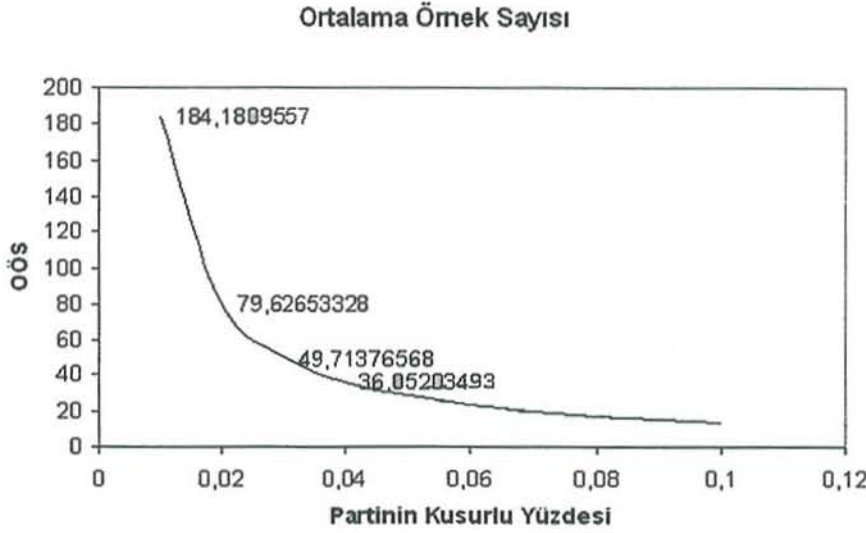


Şekil 14. Firma için tasarlanan ardışık örnekleme planının OC eğrisi



Şekil 15. Firma için tasarlanan ardışık örnekleme planının OÇK eğrisi





Şekil 16. Firma için tasarlanan ardışık örnekleme planının OÖS eğrisi

### 3.2. Firma için Tasarlanan Örnekleme Planlarının Karşılaştırılması

OÖS, bir parti hakkında karar verene kadar incelenen ortalama parça sayısıdır. Muayene edilen her parça için bir kontrol maliyeti söz konusudur. İncelenen parça sayısı arttıkça, kontrol maliyeti de artar. Bu nedenle, OÖS'nin mümkün olduğu kadar az olması istenir. Tasarlanan tek katlı ve çift katlı örnekleme planlarının OÖS eğrileri incelendiği zaman, çift katlı örnekleme planında OÖS değerinin daha küçük olduğu görülmektedir. Bunun yanında, ardışık örnekleme planlarının muayene edilen birim sayısını azaltmak için kullanıldığı bilinmektedir. Ardışık örnekleme planlarında kontrol edilen parça sayısı tek katlı ve çift katlı planlara kıyasla daha azdır. (Besterfield, 2001) Firma için tasarlanan her 3 planın da OÖS eğrileri incelendiği zaman, ardışık örnekleme planının, 184 birim ile en düşük ASN değerine sahip olduğu görülür. Bu bakış açısından, ardışık örnekleme planı diğer iki plana göre daha iyi bir plan olabilir.

Muayene süreci sonundaki en kötü kalite seviyesini gösterdiği için OÇKS değerinin bir örnekleme planı için mümkün olduğu kadar düşük olması istenir. Tasarlanan planların OÇK eğrilerine bakıldığı zaman, OÇKS değerinin tek katlı örnekleme planı için %0.14, çift katlı örnekleme planı için %0.18 ve ardışık örnekleme planı için %0.00 olduğu görülmektedir. Ayrıca, belli bir p değeri, örneğin  $p=0.2$  için planların Şekil 6, 10 ve 15'de verilen OÇK eğrileri incelenecek olursa, tek katlı örnekleme planı için OÇK'nin yaklaşık %0.133, çift katlı örnekleme planı için yaklaşık %0.148 ve ardışık örnekleme planı için yaklaşık %0.70 olduğu belirlenebilir. Bu nedenle, ardışık örnekleme planının diğerlerine göre daha iyi bir plan olabileceği söylenebilir.

5000 contadan oluşan partinin %0.5 oranında kusurlu ürün içerdiği düşünülürse, böyle bir partiyi kabul etme olasılığı; tek katlı örnekleme planında %22.44, çift katlı örnekleme planında %35.20, ardışık örnekleme planında ise %100'dür. Bu değerleri sırasıyla Şekil 5, Şekil 9 ve Şekil 14 üzerinde görmek mümkündür. %0.5 çok düşük bir kusurlu oranı olduğu için, böyle bir partinin kabul olasılığının yüksek olması beklenir.

Bu bakış açısından, ardışık örnekleme planının diğerlerine göre daha iyi bir plan olduğu söylenebilir.

Planların psikolojik etkileri de önemlidir. Partiye daha fazla şans veren planlar, daha iyi psikolojik etkiye sahiptir. Bu bakış açısından, diğer iki plana kıyasla partiye daha fazla şans verdiği için, ardışık örnekleme planı daha iyi bir plan olarak nitelendirilebilir.

Son olarak, üç planın OC eğrilerine bakıldığı zaman, ardışık örnekleme planının OC eğrisinin ideal OC eğrisine çok benzediği görülmektedir. Bu çok istenen bir durum olmasına rağmen uygulamada ulaşılması zor bir olaydır. Bu nedenle, bu açıdan ardışık örnekleme planının diğer iki plana göre daha iyi bir plan olduğu söylenebilir.

Tüm kıyaslamalar sonucunda, ardışık örnekleme planının her açıdan diğerlerinden üstün olduğu saptanmıştır. Bu nedenle söz konusu plan, firma için en uygun plan olarak seçilmiştir.

#### 4. SONUÇ

Bu çalışmada, kalite kontrolde tek katlı nitel kabul örnekleme kullanan bir firma için tek katlı, çift katlı ve ardışık olmak üzere üç örnekleme planı tasarlanmıştır. Tasarlanan planlar, OÖS değerleri, OÇKS değerleri, psikolojik etkileri, OC eğrileri gibi farklı açılardan birbirleri ile kıyaslanmıştır. Sonuç olarak, her açıdan diğerlerine üstünlük sağlaması nedeniyle ardışık örnekleme planının firma için en uygun plan olabileceğine karar verilmiştir. Bu kararın en önemli nedenlerinden biri; ardışık örnekleme planının OC eğrisinin ideal OC eğrisine benzemesidir. Diğer önemli nedeni ise, %0.5 gibi çok düşük bir kusurlu oranı için kabul olasılığının, ardışık örnekleme planında en yüksek değeri almasıdır.

#### KAYNAKLAR

- BESTERFIELD, D.H. (2001), *Quality Control (6<sup>th</sup> ed.)*, New Jersey: Prentice Hall.
- BOWKER, A.H., LIEBERMAN, G.J. (1972), *Engineering Statistics (2<sup>nd</sup> ed.)*, Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice Hall.
- GÖZLÜ, S. (1990), *Endüstriyel Kalite Kontrolü*, İstanbul: Teknik Üniversite Matbaası
- GRANT, E.L., LEAVENWORTH, R.S. (1988), *Statistical Quality Control (6<sup>th</sup> ed.)*, New York: Mc-Graw Hill.
- HUTCHINS, G.B. (1991), *Introduction to Quality Control, Assurance, and Management*, New York: Macmillan Publishing Company.
- JOHN, P.W.M. (1990), *Statistical Methods in Engineering and Quality Assurance*, New York: John Wiley & Sons.
- MONTGOMERY, D.C. (1997), *Introduction to Statistical Quality Control (3<sup>rd</sup> ed.)*, Canada: John Wiley & Sons.



RUIZ, C.L. (1996). *Lot Acceptance Sampling Plan Development for Precision Coated Materials Manufacturing*, California State University, Thesis for Master of Science in Engineering.

VAUGHN, R.C. (1974). *Quality Control*, Ames, Iowa: Iowa State University Press

## AN APPLICATION ON ATTRIBUTE ACCEPTANCE SAMPLING METHODS

### ABSTRACT

*Statistical quality control techniques consist of two parts; process control and product control. Process control is used for controlling manufacture process of a product whereas product control is used for controlling raw materials, semi finished products and finished products, used or produced in a production process. The purpose of product control is sorting defective lots out, by inspecting units in the lot. The methods used for this purpose are called acceptance sampling methods.*

*In this study, single, double, and sequential attribute acceptance sampling methods are examined. These plans are designed for an organisation which uses single sampling plan for attributes in its entrance quality control, and then compared to each other in many aspects. As a result; among three plans designed, the sequential sampling plan is decided to be the most appropriate acceptance sampling plan for the organisation.*

**Key Words :** *Acceptance Sampling, Product Control, Quality Control,*



## YANITLAMAMA VE ÇİFT ÖRNEKLEME YÖNTEMİ

Aylin ALKAYA\*

Alptekin ESİN\*\*

### ÖZET

*Bu çalışmada, birim yanıtlamama ve kaynakları, nedenleri, nelere yol açtığı incelenmeye çalışılmıştır. Yanıtlamama olması durumunda önerilen yöntemlerden biri olan çift örnekleme yöntemi ele alınmıştır. Yanıtlamama tahminlerin kalitesini ve güvenilirliğini azaltmaktadır. Yalnızca yanıtlayanlara dayalı yapılan parametre tahminleri, yanıtlamayanların yanıtlayanlardan farklı olması nedeniyle, yanıltıcı olur. Araştırmalarda yanıtlamayan birimlerin varlığı, örnek çapının küçülmesine ve araştırma maliyetinin artmasına da neden olur. Bu nedenle, yanıtlamamanın ortaya çıkmaması için çalışmalar yürütülmeli ve varlığında tahminler üzerindeki etkilerinin en aza indirgenmesi için düzeltmeler yapılmalıdır. Burada, yanıtlamama yanlılığının giderilmesi ve yanıt oranının artırılması için önerilen yöntemlerden biri olan çift örnekleme yöntemi pek çok araştırmaya ışık tutacak şekilde ele alınmıştır. Çalışmada yanıtlamama için çift örnekleme yönteminin bir uygulaması gerçekleştirilmiştir.*

*Uygulama çalışması sonucu, yanıtlamama olması durumunun yana neden olduğu, yanıtlamama yanının giderilmesi gerektiği, bunun için önerilen çift örnekleme yönteminin kullanılabileceği görülmüştür.*

**Anahtar Kelimeler :** Birim Yanıtlamama, Çift Örnekleme, Yanıtlamama.

### 1. GİRİŞ

Anket araştırmalarının amacı, araştırmanın uygulandığı birimlerden yanıt alınması olduğuna göre yanıtlamama istenilmeyen bir durumdur. Dolayısıyla, örnekleme dışı bir hata olan yanıtlamamanın giderilmesi ya da en aza indirgenmesi için gerekli düzenlemeler yapılmalıdır. Araştırmalarda yanıtlamamaya neden olan bazı etkenler vardır. Yanıtlamama durumu, araştırmanın konusuna, araştırma konusu hakkında halkın kanısına ve bilgisine, veri toplama tekniğine, görüşme süresine, anketör eğitimi ve yeteneğine, anket formunda yer alan soruların biçimi ve içeriğine bağlıdır. Bu nedenle, araştırmanın hazırlanmasından raporlanmasına kadar geçen süreçte oluşabilecek hatalar göz önüne alınmalıdır.

\* Erciyes Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü 50040 Nevşehir, Türkiye  
e-mail: aylin@eunev.edu.tr

\*\* Gazi Üniversitesi, Fen Edebiyat Fakültesi, İstatistik Bölümü 06500 Beşevler/Ankara, Türkiye  
e-mail: alpesin@gazi.edu.tr

Anket arařtırmalarında yanıtlanmadan dolayı oluşan kayıp verinin iki temel tür ayırımı yapılmıřtır. Birinci türü, *birim yanıtlanmama*; örneđi oluřturan bazı birimlere iliřkin hiçbir veri yoktur. İkinci türü ise, *soru yanıtlanmama*; örneđi oluřturan bir birime ya da birimlere iliřkin bir ya da birden fazla soru ya da deđiřken verisi yoktur. Çalıřma kapsamında yanıtlanmama türlerinden birim yanıtlanmama incelenmiřtir.

Arařtırma yöntemleriyle uğrařanlar yanıtlanmamaya iliřkin güçlükleri gidermek için çeřitli yöntemler geliřtirmiřlerdir. Bu yöntemler arasında en önemlileri, deđiřik zamanlarda birimlerle görüřme yapılabilmesi olasılıklarını da içeren yanıt modelleri ve yanıtlanmayanlardan altörnek alınmasına dayalı çift örnekleme yöntemidir. Ayrıca, yanıtlanmayanların yanıtlayanlara benzediđi varsayımı esas alınıp bazı düzeltme yöntemleriyle yanıt oranını arttıran tekniklerinde geniř kullanım alanı bulduđu görülmektedir (Kish, 1965; Moser ve Kalton, 1971; Ayhan, 1983).

Arařtırmalarda yanıtlanmayan birimlerin varlıđı, örnek çapının küçülmesine ve arařtırma maliyetinin artmasına neden olur. Bu nedenle, yanıtlanmamanın ortaya çıkmaması için çalıřmalar yürütülmeli ve varlıđında tahminler üzerindeki etkilerinin en aza indirilmesi için düzeltmeler yapılmalıdır. Bu çalıřmada, yanıtlanmama yanlılıđının giderilmesi ve yanıt oranının artırılması için önerilen yöntemlerden Hansen ve Hurwitz (1946), Cochran (1977) ve Srinath (1971)'ın çift örnekleme yöntemi incelenmiřtir. Ayrıca, yanıtlanmama için çift örnekleme yönteminin bir uygulaması yapılmıřtır. Bu uygulama, Nevřehir Tekel Fabrikası çalıřanlarına iř ortamı profilinin tespit edilmesi amacıyla birinci ařama posta anketi, ikinci ařama yüz-yüze görüřme yönteminin uygulanması řeklinde gerçekleřtirilmiřtir.

## 2. ANKET ARAřTIRMALARINDA YANITLAMAMA

Yanıtlanmama olması durumunda veri kümesinde eksiklikler var demektir. Eksik veri olması standart tam veri yöntemlerinin kullanılamayacađı anlamına gelir. Tam yanıt olması ve birim yanıtlanmama durumu ařađıdaki veri kümeleriyle gösterilmiřtir.

		Deđiřken 1, . . . . . , p			
Birimler 1, . . . . , n	[	$y_{11}$	$y_{12}$	$y_{13} \dots \dots \dots y_{1p}$	
		$y_{21}$	$y_{22}$	$y_{23} \dots \dots \dots y_{2p}$	
		.	.	.	
		$y_{n1}$	$y_{n2}$	$y_{n3} \dots \dots \dots y_{np}$	

řekil 1. Tam yanıt olması durumu

		Deđiřken 1, . . . . . , p			
Birimler 1, . . . . , n	[	$y_{11}$	$y_{12}$	$y_{13} \dots \dots \dots y_{1p}$	
		?	?	? . . . . . ?	
		.	.	.	
		$y_{n1}$	$y_{n2}$	$y_{n3} \dots \dots \dots y_{np}$	

→ İkinci birim soruların tümünü yanıtlanmamamıřtır.

řekil .2. Birim yanıtlanmama durumu (Little and Rubin, 1987)



## 2.1 Birim Yanıtlamama

Örneklem çerçevesinde bulunan birimlerin bazılarıyla gözlem yapılamaması ve bu birimlere ilişkin hiç veri toplanamamış olması durumudur. Birim yanıtlamamayı “boş” veri vektörüyle göstermek mümkündür ( $y_i$ :  $i$  inci yanıtlamayan birime ilişkin gözlem değerlerini gösteriyorken,  $y_i=(\_,\_,\dots,\_)$  olur).

Yanıtlamama kaynakları, örneğe alınan bazı birimler için gözlemleri elde etmede başarısızlığın kaynaklarını belirtir. Evde kimsenin olmaması, yanıtlayıcının yöre dışında olması, redler, ulaşılamayanlar (bulunamadı) ve kayıp listeler yanıtlamamaya neden olur.

## 2.2 Yanıtlamamanın Etkileri

Örnek çapı ve yanıt oranı, örnek araştırmasının kalitesinin belirleyicileridir. Yanıt oranı %100 olduğunda ancak parametrelerin yansız tahminleri yapılabilir. İstatistikçiler ve araştırmacılar, yanıtlamamanın tahminlerin kalitesini düşürdüğünü belirtmektedirler (Levy ve Lemeshow, 1991). Groves ve Lyberg (1987), araştırmalarda yanıtlamamanın üç nedenden dolayı sorun olduğunu belirtmişlerdir.

1. Yanıtlamayanların yanıtlayanlardan farklı olması nedeniyle, yalnızca yanıtlayanlara dayalı yapılan parametre tahminlerinin yanlı olmasıdır.
2. Yanıtlamayan birimlerinin varlığı, örnek çapında azalmalara neden olur.
3. Yanıtlamama araştırma maliyetini artırır.

Yanıtlamamanın araştırma sonuçları üzerinde iki önemli etkisi vardır; örnek büyüklüğünü azaltır ve yanlılık doğurur

## 2.3 Yanıtlamama Oranı

Örnek büyüklüğündeki azalma araştırma sonuçlarının güvenilirliğini azaltacağı gibi, örneklem varyansını da artırır. Dolayısıyla yanıtlamama oranının düşük olması istenir (Kish, 1965).

Hedef yığının yalnızca %20'sinden alınan sonuçların, tüm yığının görüşlerini yansıtması, bazı özel durumlar dışında çok güçtür. Bununla birlikte yüksek yanıt oranının, yanıtlamama hatasını tamamen önleyeceği de düşünülmemelidir. Örneğin, ülkemizde yapılan 2000 yılı nüfus sayımında, toplumun ortalama %94'ü ile görüşülmüş olmasına rağmen, kalan %6'luk bölümün çok farklı özellikler göstermesi (varoşlarda yaşayan kişiler) yanıtlamama hatasına yol açmıştır (Baş, 2001).

## 2.4 Yanıtlamama Yanlılığı

Yanıtlamama yanlılığı, araştırma konusu değişken değer(ler)inin, yanıtlamayanlar ve yanıtlayanlar için farklılığı nedeniyle kendini gösterir. Yanıtlamayanlar, yanıtlayanlardan çok farklı özelliklere sahip ise, yanlılığın tahminler



üzerinde etkisi daha da artacaktır. Bu konuda yapılan arařtırmalar, bu iki grubun birbirinden farklı olduđunu, bu grupların hi bir kořul altında aynı olduđu varsayımının yapılamayacađını gstermektedir (Moser and Kalton, 1971).

rneđin, eđitim dzeyi ile politik grř arasındaki iliřkinin arařtırıldıđı, teknik terimler ieren bir posta anketinin toplumun geneline uygulandıđını varsayalım. Bu tr bir anketi eđitim dzeyi ok dřk olan kiřiler anlamakta glk ekeceklerinden, toplumun bu kesimi iin yanıt oranı dřk olacaktır. Geri dnene posta anketlerinin byk bir kısmı eđitim dzeyi yksek kiřiler tarafından doldurulacađından, elde edilen sonuların yanlı olması kaınılmazdır.

Yanıtlamama yanlılıđının arařtırılmasının nemini verebilmek iin, Cochran (1977), Kish (1965), Moser ve Kalton (1971)'un bu konudaki klasik rneđi ele alınmıřtır ve yanıtlamama yanının, rnek apının arttırılmasıyla azaltılamayacađı, farklı yntemlerin uygulanması gerektiđi anlařılmıřtır.

Anket formunda yer alan sorular mmkn olan en yksek yanıt oranına ulařılacak Őekilde tasarlanmalıdır. Soruları yanıtlayanların, yanıt vermeyenlerden farklı olup olmadıkları incelenmelidir. Yanıtlamama olması durumu iin nerilen yntemler dikkate alınmalıdır.

### 3. YANITLAMAMA İİN İFT RNEKLEME YNTEMİ

İki ařamalı rneklemeye ya da diđer adıyla ift rneklemeye, N geniřlikli yıđından tesadfi olarak seilen n aplı rnekten, n' aplı ( $n' < n$ ) bir tesadfi altrnek seiminin yapılması iřlemidir. Bylece rneklemeye alınacak yıđın birimlerine iki ařamada ulařılır. Birinci ařamada seilen rnek birimlerine ilk rnek birimleri, ikinci ařamada her ilk rnekten seilen yıđın birimlerine altrnek birimleri adı verilir ([http://wwwlib.umi.com/dissertations/preview\\_page/NQ47726/13](http://wwwlib.umi.com/dissertations/preview_page/NQ47726/13)).

ift rneklemeye ynteminin yanıtlamama durumuna uygulanması, tabakalama iin ift rneklemeye ynteminin zel bir durumudur (Groves, 1989). Tabakalama iin ift rneklemeye ynteminde, N birimden oluřan yıđından tesadfi olarak seilen n aplı rnek, h. tabakada  $n_h$  birim olacak Őekilde tabakalara ayrılır ( $h=1, \dots, L$ , L: tabaka sayısı). Daha sonra tabakalardan bir altrnek seimi yapılır ve altrnekte bulunan her bir birimden veri elde edilir.

Yanıtlamama olması durumu iin ift rneklemeye ynteminde, yanıtlayanlar ve yanıtlamayanlar iki ayrı tabaka olarak sınıflandırılır. Birim rneđe seilirken yanıtlamayan olup olmadıđı bilinmez; ancak rneđe seildikten sonra gzlem sonularından ortaya ıkar (Thompson, 1992). Bu yntemde, yanıtlamayanlar ayrı bir tabaka olarak sınıflandırılır ve yanıtlamayanlar tabakasından bir tesadfi altrneđi seilir. Seilen altrneđe, ilk rnektekine kıyasla daha yođun abanın harcandıđı bir yntem veya daha farklı bir veri toplama tekniđi kullanılarak yanıt alınmaya alıřılır.

Yanıtlamama iin ift rneklemeye yntemi, yanıtlamayanların tmyle yapılacak yeniden grřmelerin ok pahalı olması durumunda ekonomik olacaktır (Teksoy, 1991).

Yanıtlamama olması durumu için üç ya da daha fazla aşama örnekleri de kullanılabilir, ancak zaman ve maliyet kısıtlamaları çoğunlukla daha fazla aşama örneklerinin kullanılması işlemine izin vermez (Raj, 1971).

Bu yöntemle yanıtlamayanlar tabakasından altörnek seçimi tesadüfi yapıldığı için, tesadüfi altörnek birimlerinin tümünden yanıt alınması durumunda, yanıtlamama yanlılığı giderilmiş olur (Groves, 1989). Aşağıda verilen yöntemlere ve formüllere ilişkin detaylı bilgiler için Alkaya (2003) çalışmasına bakılabilir.

### 3.1 Hansen ve Hurwitz Yöntemi

Hansen ve Hurwitz,  $n$  çaplı örneğe posta anketi yönteminin uygulanmasını, posta anketlerini yanıtlamayanlar olması durumunda, yanıtlamayan birimlerinden seçilecek tesadüfi altörnek birimlerine yüz-yüze görüşme yönteminin uygulanmasını önermiştir.

#### 3.1.1 Yığın ortalamasının tahmini ve tahminin varyansı

Bu yöntemle  $\bar{X}$  yığın ortalaması ve  $X$  yığın toplamı için yansız bir tahmin şöyle verilebilir.

$$\bar{x}' = \frac{n_1}{n} \bar{x}_1 + \frac{n_2}{n} \bar{x}_2' \quad (1)$$

$\bar{x}$  : Yığın ortalamasının yansız bir tahmini

$\bar{x}_1$  :  $n_1$  yanıtlayanlar tabakasının ortalama değeri

$\bar{x}_2'$  : Altörneğin ortalama değeri

$n_1$  : Örnek birimlerinden yanıtlayanların sayısı

$n_2$  : Örnek birimlerinden yanıtlamayanların sayısı

$n$  : Örnek çapı

$$\hat{X}' = N \bar{x}' \quad (2)$$

$\hat{X}$  : Yığın toplamının yansız bir tahmini

Çift örneklemeye yöntemi ile  $\hat{X}'$  nin varyansı,

$$V(\hat{X}') = N^2 \frac{N-n}{(N-1)n} S^2 + \frac{N}{n} (k-1) \frac{N_2}{N_2-1} S_2^2 \quad (3)$$

$N_2$  : Yığındaki yanıtlamayanların sayısı

$S^2$  : Yığın varyansı

$S_2^2$  :  $N_2$  yanıtlamayanların varyansı

$k$  : Altörnekleme kesri ( $k > 1$ )

### 3.1.2 $n_2'$ ve $k$ 'nin optimum değerleri

Araştırmanın toplam maliyetini en küçükleyen optimum altörnek genişliği olan  $n_2'$  ve optimum altörnekleme kesri olan  $k$  değerleri bulunmaya çalışılacaktır.

Çift örnekleme yöntemiyle örnekleme yapma maliyeti aşağıda verilen maliyet fonksiyonuyla tanımlanmıştır.

$$C = c_0n + c_1n_1 + c_2n_2' \quad (4)$$

ya da

$$C = c_0n + c_1pn + c_2 \frac{qn}{k} \quad (5)$$

( $p = \frac{n_1}{n}$ ,  $q = 1 - p = \frac{n_2}{n}$   $p$ :Posta anketini yanıtlayanların oranı,  $q$ :Posta anketini yanıtlamayanların oranı)

- $C$  : Örnekleme yapma maliyeti  
 $c_0$  : Birim başına anket formu postalama maliyeti  
 $c_1$  : Yanıtlanan bir posta anketinin işlenilmesi maliyeti  
 $c_2$  : Birim başına yüz-yüze görüşme yapılması ve alınan sonuçların işlenilmesi maliyeti

Hansen ve Hurwitz, belirlenen maliyet kısıtları altında, posta anketlerini yanıtlamayanlara tekrar anket formları postalamak için harcanacak parayı, yanıtlamayanlardan seçilecek altörnek birimleriyle yüz-yüze görüşme yapılmak üzere harcanmasının faydalı olacağını belirtmiştir.  $C$  maliyet fonksiyonu altında, optimum  $n$ ,  $k$  ve  $n_2'$  değerleri aşağıda verilen formüllerden hesaplanabilir.

Optimum altörnek genişliği olan  $n_2'$  ve optimum altörnekleme kesri olan  $k$ 'nin değerleri aşağıdaki gibidir.

$$n_2' = \frac{n_2}{k_{opt}}$$

$$k_{opt} = \sqrt{\left\{ \frac{N^2(N_2 - 1)S^2}{N_2^2(N - 1)S_2^2} \right\} \frac{c_2P}{c_0 + c_1P}} \quad (7)$$



$p$  ve  $q=1-p$  değerleri ile,  $S^2 = S_2^2$  ve  $\frac{N}{N-1} = 1, \frac{N_2}{N_2-1} = 1$  varsayımı altında optimum  $k$  ve  $n_2'$  değerleri ise şöyle belirlenir:

$$k_{opt} = \sqrt{\frac{c_2 P}{c_0 + c_1 P}} \quad (8)$$

$$n_2' = n_2 / k_{opt}$$

### 3.2 Cochran'ın Yöntemi

Cochran (1977), çift örneklemeye yöntemini Hansen ve Hurwitz (1946)'in yöntemine dayanarak, "Yanıtlamayanlar Arasındaki Optimum Örneklemeye Kesri" başlığı altında incelemiştir.

#### 3.2.1 Yığın Ortalamasının Tahmini ve Tahminin Varyansı

$\bar{X}$  yığın ortalaması ve  $X$  yığın toplamının yansız bir tahmini, Hansen ve Hurwitz'in yönteminde olduğu gibi aşağıdaki gibi verilmiştir:

$$\bar{x}' = \frac{n_1}{n} \bar{x}_1 + \frac{n_2}{n} \bar{x}_2'$$

Cochran'da, çift örneklemeye yöntemiyle  $\bar{x}'$ 'nin varyansı aşağıdaki şekilde verilmektedir.

$$V(\bar{x}') = \left( \frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) S^2 + \frac{(k-1) W_2 S_2^2}{n} \quad (9)$$

$S^2$  : Yığın varyansı

$S_2^2$  :  $N_2$  yanıtlamayanların varyansı

$W_2 = N_2/N$  : Yanıtlamama oranı

(8) eşitliğinin sağ tarafında yer alan ikinci terim, altörneklemeye dolaylı varyansta oluşan artıştır.

Cochran (1977) ve Rao (1983) çıkarsamalarından, varyans tahmini aşağıdaki şekilde de elde etmişlerdir.

$$v(\bar{x}') = \frac{(N-n)(n_1-1)}{N(n-1)} w_1 \frac{s_1^2}{n_1} + \frac{(N-1)(n_2-1) - (n-1)(n_2'-1)}{N(n-1)} w_2 \frac{s_2'^2}{n_2} + \frac{N-n}{N(n-1)} \left[ w_1 (\bar{x}_1 - \bar{x}')^2 + w_2 (\bar{x}_2' - \bar{x}')^2 \right] \quad (10)$$

$s_1^2$  :  $n_1$  birimlerinin varyansı

$s_2'^2$  :  $n_2'$  birimlerinin varyansı

$w_1 = n_1/n$

$w_2 = n_2/n$

### 3.2.2 $n_2'$ ve $k$ 'nin Optimum Değerleri

(4) denklemlerle verilen maliyet fonksiyonunu aşağıdaki gibi tanımlamakta mümkündür.

$$C = c_0 + c_1 n_1 + c_2 \frac{n_2}{k} \quad (11)$$

$$V = V(\bar{x}') = \left( \frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) S^2 + \frac{(k-1) W_2 S_2'^2}{n}$$

$k$ 'nin optimum değeri,  $V$  varyansı ve  $C$  maliyet kısıtları altında,  $C(V + \frac{1}{N} S^2)$  fonksiyonunu minimum yapılacak şekilde seçilir.

$k$ 'nin optimum değerini hesaplayabilmek için,  $C(V + \frac{1}{N} S^2)$  fonksiyonunun  $k$ 'ya göre türevi alınıp sıfıra eşitlenir.

$$k_{opt} = \sqrt{\frac{c_2(S^2 - W_2 S_2'^2)}{S_2'^2(c_0 + c_1 W_1)}} \quad (12)$$

Buradan, yanıtlamayanlar tabakasından alınacak  $n_2'$  altörnek genişliği de aşağıdaki gibi hesaplanmış olur.

$$n_2' = \frac{n_2}{k_{opt}} \quad (13)$$

### 3.3 Srinath'ın Yöntemi

El-Badry (1956), Hansen ve Hurwitz (1946)'in örneklemeye planını posta anketini yanıtlamayanlar tabakasına tekrar posta anketleri gönderme girişimlerinin yapılması, yapılan bu girişimler sonunda hala yanıtlamayanlar varsa, bu yanıtlamayanlardan yüz-yüze görüşme yapılmak üzere bir altörnek alınması şeklinde genişletmiştir.

Yığına ilişkin tahminler bu girişimlerin ve altörneklemeye sonuçlarının bir araya getirilmesiyle hesaplanmaya çalışılmıştır.

Srinath (1971)'in altörnekler seçimi için önermiş olduğu örneklemeye tekniğini, Hansen ve Hurwitz (1946)'in çift örneklemeye planı içinde ve El-Badry (1956)'in çok aşamalı örneklemeye planını içinde formüle etmiştir. Buradaki çalışmada yalnızca çift örneklemeye yöntemi verilmiştir.

#### 3.3.1 Yığın Ortalamasının Tahmini ve Tahminin Varyansı

Srinath'ın çift örneklemeye yöntemiyle  $\bar{X}$  yığın ortalaması tahmini, Hansen ve Hurwitz (1946) formülüyle verilmiştir.

$$\bar{x}' = \frac{n_1}{n} \bar{x}_1 + \frac{n_2}{n} \bar{x}_2'$$

Buna karşın  $\bar{x}'$  için varyans formülü aşağıdaki gibi verilmiştir.

$$V(\bar{x}') = \left(\frac{N-n}{Nn}\right) S^2 + \frac{k' S_2^2}{n} \quad (14)$$

$$k' = \left(\frac{n_2}{n}\right) \left(\frac{n_2}{n_2} - 1\right)$$

#### 3.3.2 $n_2'$ ve $k'$ 'nin optimum değerleri

Maliyet fonksiyonunun beklenen değeri,



$$E_1(C) = C_0n + C_1nW_1 + C_2E \frac{nW_2^2}{k' + W_2} \quad (15)$$

şeklinde yazılabilir.  $E_1(C)$  maliyet fonksiyonunun  $k'$ 'ye göre türevi alınıp sıfıra eşitlendiğinde  $k'$ 'nin optimum değeri aşağıdaki gibi bulunmuş olacaktır.

$$k'_{opt} = \sqrt{\frac{(S^2 - W_2S_2^2)c_2W_2^2}{S_2^2(c_0 + c_1W_1)}} - W_2 \quad (16)$$

$k'_{opt}$  formülü, Cochran'ın yönteminde elde edilmiş olan (12) denklemindeki  $k_{opt}$ 'a göre aşağıdaki gibi de tanımlanabilir.

$$k'_{opt} = (k_{opt} - 1) W_2$$

Optimum altörnek genişliği de aşağıdaki gibi hesaplanmış olur.

$$n_2' = \frac{n_2}{k_{opt}}$$

#### 4. UYGULAMA

Tekel Fabrikası çalışanlarına, iş ortamı profilinin tespit edilmesi amacıyla bir anket çalışması uygulanmıştır. Anket formu birinci soru grubu ve ikinci soru grubu olmak üzere toplam 34 soru ve 6 demografik sorudan oluşmaktadır. Anket formunun birinci soru grubu, işletme çalışanları üzerinde örgütsel adaletin uygulanıp uygulanmadığını ölçen 21 soruyu içermektedir. İkinci soru grubu ise işletme çalışanlarının kendilerini örgüte bağlı hissedip hissetmediklerini ölçen 17 sorudan oluşmaktadır. Uygulama çalışması birinci soru grubu, ikinci soru grubu üzerinden yapılmıştır. Birinci ve ikinci soru grubunda son iki soru aynıdır.

Anket formu tasarımı yapıldıktan sonra, Tekel Fabrikası çalışanlarından veri toplamak üzere posta anketi yönteminin uygulanacağına karar verilmiştir. Posta anketi yönteminin tercih edilmesinin nedeni, posta anketlerine olan yanıt düzeyinin ne olacağını tespit edilerek, yanıtlamama olması durumunda çift örnekleme yönteminin bir uygulamasının yapılabilmesidir.

Birinci ve ikinci soru grubunda yer alan her bir soru 5'li likert ölçeğinde (1: Kesinlikle aynı fikirde değilim,...,5: Kesinlikle aynı fikirdeyim) hazırlanmıştır. Uygulama çalışması istenen yığın ortalaması tahmininin, tek örnekleme (yalnızca posta anketini yanıtlayan birimlerin verisine dayalı tahmin) yöntemi ve yanıtlamama için çift örnekleme yöntemiyle yapılmıştır.

Araştırmamız kapsamında Hansen ve Hurwitz'in, Cochran'ın ve Srinath (1971)'in çift örneklem yöntemleri uygulanmıştır. Uygulama çalışmasında, ikiden fazla aşama altörnek alma işlemine gerek kalmamıştır, çünkü yanıtlamayanlar örneğinden seçilen altörnek birimlerinin tümünden yanıt alınmıştır. Eğer yanıtlamayanlardan tesadüfi olarak seçilen altörnek birimlerinin tümünden yanıt alınamamış olsaydı, üçüncü veya daha fazla aşama yeniden altörnek seçim işlemi yapılması gerekebilirdi. Uygulama çalışmasına ilişkin detaylı bilgi Alkaya (2003)'de yer almaktadır.

#### 4.1 Birinci Soru Grubu

Nevşehir Tekel Fabrikası personeli sayısı 384'tür.  $d = z \cdot sh(\bar{x})$  formülünden yığından alınacak örnek çapı belirlenir. Bu formülde  $S^2$  yığın varyansı biliniyor olması gerekir.  $S^2$  bilinmediğinden yığından  $n_0=40$  çaplı ön örnek alınarak bir öntest çalışması yürütülmüş ve  $S^2$ 'nin tahmini birinci soru grubu için  $s^2=1,6809$  bulunmuştur. Burada  $d=z \cdot sh(\bar{x})$  formülünden, anket çalışmasını yürütmek üzere  $N=384$  çaplı yığından seçilecek örnek büyüklüğü 262 olarak hesaplanmıştır.

Öntest çalışmasıyla yığından tesadüfi seçilen 40 kişiyle görüşme yapılmıştır dolayısıyla araştırma yığından tesadüfi seçilecek  $262-40=222$  kişiye daha uygulanacaktır. 222 kişiye gönderilen posta anketlerini yalnızca 30 kişi yanıtlamıştır. Dolayısıyla posta anketi çalışmasına katılanların sayısı yalnızca  $40+30 = 70$  olmuştur. Yanıtlamayanların sayısı  $262-70=192$  kişidir.

Tek örneklem yöntemiyle yığına ilişkin istenen ortalamanın tahmini yalnızca yanıtlayan 70 kişiye dayalı olarak gerçekleştirilmiştir. Cevaplandırılmak üzere anket formları gönderilen kişilerin %73 gibi büyük bir çoğunluğu anket formlarını yanıtlamamıştır. Yanıtlamayanlar tabakasından yanıt alınmak üzere Tekel İçki Fabrikasına gidilmiş, yanıtlamayanların ağırlıkla Tekel Fabrikası işçileri olduğu, yanıtlayanların ise ağırlıkla Tekel Fab. Memurları ve bölüm sorumluları olduğu tespit edilmiştir. Buradan, yanıtlayanların yanıtlamayanlardan farklı özelliklere sahip olduğu yorumu yapılabilir.

Araştırma kapsamında Hansen ve Hurwitz'in, Cochran'ın ve Srinath'ın çift örneklem yöntemleri uygulanmıştır. Yanıtlamayanlar tabakasından tesadüfi seçilecek altörnek çapını ( $n_2'$ ) ve k altörneklem kesri değerleri bulunarak, çift örneklem yöntemiyle yığına ilişkin ortalama ve varyans tahmin edilmeye çalışılmıştır.

Aşağıda yer alan Tablo 1.'de birinci soru grubuna ilişkin tek örneklem ve çift örneklem yöntemleriyle elde edilmiş olan sonuç istatistikleri verilmiştir.



Tablo 1. Birinci soru grubu sonuç istatistikleri

Yöntemler	Varsayımlar	$k_{opt}$	$n_2'$	$n$	Ortalama tahmini	Ortalama tahmininin varyans tahmini	Cochran (10) ve Rao (46) çıkarımlarından Ortalamanın Varyans tahmini
Tek örnekleme Yöntemi	-	-	-	262	3,6960	0,0167	-
Hansen ve Hurwitz'in Çift Örnekleme Yöntemi	$\frac{N}{N-1} = 1, \frac{N_2}{N_2-1} = 1$ ve $\sigma^2 = \sigma_2^2$ varsayımı	1,2 9	148	317	2,75	0,00192	-
Cochran'ın Çift Örnekleme Yöntemi	$\frac{N}{N-1} = 1, \frac{N_2}{N_2-1} = 1$ ve $S^2 = S_2^2$ varsayımı	1,2 9	148	262	2,75	0,00319	0,00356
	$\frac{N}{N-1} \neq 1, \frac{N_2}{N_2-1} \neq 1$ ve $S^2 \neq S_2^2$ varsayımı	1,7 8	107	262	2,86	0,00424	0,00583
Srinath'ın Çift	-	0,5 9	-	-	-	-	-

Burada  $p=0,27, q=0,73$  dir.

Tabloye bakıldığında, yığın ortalamasının tahmini tek örnekleme yöntemiyle 3,696 olurken, Hansen ve Hurwitz'in ve  $\frac{N}{N-1} = 1, \frac{N_2}{N_2-1} = 1$  ve  $S^2 = S_2^2$  varsayımı altında Cochran'ın çift örnekleme yöntemleriyle 2,75 olarak,  $\frac{N}{N-1} \neq 1, \frac{N_2}{N_2-1} \neq 1$  ve  $S^2 \neq S_2^2$  varsayımı altında ise 2,86 olarak bulunmuştur. Srinath'ın çift örnekleme yöntemi  $k_{opt}=0,59$  bulunduğu için kullanılamamıştır. Birinci soru grubu, işyerinde çalışanlar üzerinde örgütsel adaletin uygulanıp uygulanmadığını ölçen sorulardan oluşmaktadır. Dolayısıyla, tek örnekleme yöntemine dayalı olarak; çalışanların örgütsel adaletin uygulandığı görüşünde oldukları, çift örnekleme yöntemine dayalı olarak ise; örgütsel adaletin uygulandığı konusunda çalışanların kararsız oldukları tespit edilmiştir.

Tablo 1.'de ortalama tahminin varyans tahminleri kolonuna bakıldığında, en yüksek varyans değerinin tek örnekleme yöntemine ait olduğu ve bu değer 0,0167 olduğu görülmektedir. Bu örneğimizde tek örnekleme yönteminin varyansı en büyük olduğu için, çift örnekleme yöntemlerinin tek örnekleme yönteminden daha duyarlı



sonuçlar verdiği görülmüştür. Burada, örneklem yöntemleri arasında en düşük varyanslı olanı  $0,00192$  değeri ile  $\frac{N}{N-1}=1$ ,  $\frac{N_2}{N_2-1}=1$  ve  $\sigma^2 = \sigma_2^2$  varsayımlı Hansen ve

Hurwitz'in çift örneklem yöntemi olduğu için, en duyarlı örneklem yöntemi Hansen ve Hurwitz'in çift örneklem yöntemidir denir. Ancak, Tabloye bakıldığında, tüm çift örneklem yöntemleriyle bulunan varyans tahmini değerleri arasında çok da büyük farklılıklar olmadığı görülmektedir.

$n_2'$  altörnek çaplarına bakıldığında, en düşük altörnek çapının Cochran'ın  $\frac{N}{N-1} \neq 1$ ,  $\frac{N_2}{N_2-1} \neq 1$  ve  $S^2 \neq S_2^2$  varsayımı altında hesaplanan altörnek çapına ait olduğu görülmektedir. Bu yöntemle  $n_2'=107$  olarak bulunmuş ve posta ve yüz-yüze görüşme anketi yöntemleriyle toplam görüşme yapılan kişi sayısı  $107+70=177$  kişi olmuştur. Diğer çift örneklem yöntemlerinde ise altörnek çapı 148, toplam görüşme yapılan kişi sayısı ise  $148+70=218$  kişi olmuştur. Buradan, çift örneklem yöntemleri arasında Cochran'ın  $\frac{N}{N-1} \neq 1$ ,  $\frac{N_2}{N_2-1} \neq 1$  ve  $S^2 \neq S_2^2$  varsayımı altında kullanılan yönteminin daha düşük maliyet gerektirdiği görülmüştür.

### 4.2 İkinci Soru Grubu

İkinci soru grubu, işletme çalışanlarının kendilerini örgüte bağlı hissedip hissetmediklerini ölçen sorulardan oluşmaktadır. Birinci soru grubunda olduğu gibi, yığına ilişkin istenilen ortalama tahmini tek örneklem ve Hansen ve Hurwitz'in, Cochran'ın ve Srinath'ın yanıtlamama için çift örneklem ile yapılmaya çalışılmıştır.

Anket formları, yığından tesadüfi seçilen ön örnek birimi 40 kişiye postalanmıştır. 40 kişi üzerinden yapılan öntest çalışması sonucunda, ikinci soru grubu için,  $s^2=1,3860$  olarak tahmin edilmiştir.  $d = z \cdot sh(\bar{x})$  formülünde 0,05 hata düzeyinde  $z$  değeri 2,  $d=0,09$  olarak alındığında yığından seçilecek örnek çapı  $n=246$  olarak bulunmuştur. Yığından tesadüfi seçilen  $246-40=206$  kişinin adreslerine anket formları postalanmıştır. Postalanan anket formlarını yanıtlayanların sayısı  $40+30 = 70$  kişi olmuştur. Tüm hatırlatma ve girişimlere rağmen posta anketini yanıtlamayan 176 kişidir.

Tablo 2. İkinci soru grubu sonuç istatistikleri

Yöntemler	Varsayımlar	$k_{opt}$	$n_2'$	n	Yığın Ortalamasının tahmini	Yığın Ortalamasının tahmininin Varyans tahmini	Cochran (10) ve Rao (46) çıkarsamalarında Ortalamamın Varyans tahmini
Tek örnekleme Yöntemi	-	-	-	246	3,9	0,016550	-
Hansen ve Hurwitz'in Çift Örnekleme Yöntemi	$\frac{N}{N-1}=1, \frac{N_2}{N_2-1}=1$ ve $\sigma^2 = \sigma_2^2$ varsayımı	1,3	135	299	3,01	0,002470	-
Cochran'ın Çift Örnekleme Yöntemi	$\frac{N}{N-1}=1, \frac{N_2}{N_2-1}=1$ ve $S^2=S_2^2$ varsayımı	1,3	135	246	3,01	0,003747	0,00483
	$\frac{N}{N-1} \neq 1, \frac{N_2}{N_2-1} \neq 1$ ve $S^2 \neq S_2^2$ varsayımı	2,79	63	246	2,99	0,005783	0,001195
Srinath'ın Çift Örnekleme Yöntemi	-	1,3	135	406	3,01	0,00580	-

Tek örnekleme yöntemiyle yığın ortalamasının tahmini yalnızca posta anketini yanıtlayan 70 kişi üzerinden elde edilen verilere dayalı olarak yapılmıştır. Posta anketini yanıtlayanların oranı %28 olmuştur. Yanıtlamayan 176 kişiden altörnek alınması işlemini öneren ikinci soru grubuna ilişkin tek örnekleme ve çift örnekleme yöntemleriyle elde edilen sonuçlar Tablo 2.'de özetlenmiştir.

Yapılan bu uygulama çalışmamızda, birinci ve ikinci soru grubu için, tek ve çift örnekleme yöntemleri sonucunda hesaplanan ortalama tahminin varyans tahminlerine bakıldığında, her iki soru grubu için de tek örnekleme yönteminde bulunan varyans değerinin çift örnekleme yöntemleriyle bulunan varyans değerlerinden yüksek olduğu görülmüştür. Dolayısıyla, bu çalışmada yanıtlamama olması durumunda, çift örnekleme yönteminin tek örnekleme yönteminden daha duyarlı olduğu söylenebilir.

Bu uygulama çalışmasında, örnekleme yöntemleri arasında en düşük varyanslı olanı, her iki soru grubu için de,  $\frac{N}{N-1}=1, \frac{N_2}{N_2-1}=1$  ve  $\sigma^2 = \sigma_2^2$  varsayımıyla Hansen ve Hurwitz'in çift örnekleme yöntemi olduğu için, en duyarlı örnekleme yöntemi Hansen ve Hurwitz'in çift örnekleme yöntemidir denir. Ancak, tüm çift örnekleme yöntemleriyle bulunan varyans tahmini değerleri arasında çok da büyük farklılıklar olmadığı da görülmüştür.



Çift örneklemeye yöntemleriyle hesaplanan  $\bar{x}$ 'nin varyans tahmini değerleri arasında çok büyük farklılıklar olmadığı gözlenirken, altörnek çapında belirgin farklılık olduğu görülmüştür. Altörnek çapı, birinci soru grubu için;  $\frac{N}{N-1}=1$ ,  $\frac{N_2}{N_2-1}=1$  ve  $S^2=S_2^2$  varsayımı altında Cochran ile  $\frac{N}{N-1}=1$ ,  $\frac{N_2}{N_2-1}=1$  ve  $\sigma^2 = \sigma_2^2$  varsayımı altında Hansen ve Hurwitz'in yöntemiyle 148,  $\frac{N}{N-1} \neq 1$ ,  $\frac{N_2}{N_2-1} \neq 1$  ve  $S^2 \neq S_2^2$  varsayımıyla Cochran'ın yöntemiyle 107 bulunmuştur. İkinci soru grubu için;  $\frac{N}{N-1}=1$ ,  $\frac{N_2}{N_2-1}=1$  ve  $\sigma^2 = \sigma_2^2$  varsayımı altında Hansen ve Hurwitz ile  $\frac{N}{N-1}=1$ ,  $\frac{N_2}{N_2-1}=1$  ve  $S^2=S_2^2$  varsayımı altında Cochran'ın ve Srinath'ın yöntemiyle 135,  $\frac{N}{N-1} \neq 1$ ,  $\frac{N_2}{N_2-1} \neq 1$  ve  $S^2 \neq S_2^2$  varsayımıyla Cochran'ın yöntemiyle 63 bulunmuştur.

Altörnek çapı, çift örneklemeye yöntemleri arasında Cochran'ın  $\frac{N}{N-1} \neq 1$ ,  $\frac{N_2}{N_2-1} \neq 1$  ve  $S^2 \neq S_2^2$  varsayımı altında kullanılan çift örneklemeye yöntemiyle, her iki soru grubu için de, diğer yöntemlere kıyasla daha düşük bulunmuştur. Cochran'ın  $\frac{N}{N-1} \neq 1$ ,  $\frac{N_2}{N_2-1} \neq 1$  ve  $S^2 \neq S_2^2$  varsayımı altında kullanılan yöntemi, diğer çift örneklemeye yöntemlerine kıyasla, az sayıda yanıtlamayan birimle görüşme yapılmasını önermiş ve daha düşük maliyet gerektirmiştir.

Yürütülen uygulama çalışması analiz sonuçlarına dayalı olarak, aynı doğrulukta sonuçlar veren ve düşük maliyet sağlayan Cochran'ın  $\frac{N}{N-1} \neq 1$ ,  $\frac{N_2}{N_2-1} \neq 1$  ve  $S^2 \neq S_2^2$  varsayımı altında kullanılan yöntemin gelecekte yürütülecek çalışmalarda tercih nedeni olabilir. Ayrıca örneklemeye yöntemleri arasında en duyarlı olanı, her iki soru grubu için de,  $\frac{N}{N-1}=1$ ,  $\frac{N_2}{N_2-1}=1$  ve  $\sigma^2 = \sigma_2^2$  varsayımıyla Hansen ve Hurwitz'in çift örneklemeye yöntemi olduğu için de, bu yöntemin araştırmanın duyarlılığı açısından tercih edilebileceği söylenebilir.

## 5. SONUÇ

Yalnızca yanıtlayanlar verisine dayalı yapılacak tahminlerin genellikle yanlış olacağı belirtilmişti. Yürütülen uygulama çalışmasıyla da örnek birimlerinin yalnızca %27 veya %28'lik bölümünden elde edilen verilere dayalı yapılan tahminlerin yanlış olduğu ve bu tahminlerin yığın özelliğini yansıtmadığı belirlenmiştir. Yanıtlamama olması durumunun yana neden olduğu, yanıtlamama yanının ise giderilmesi gerektiği, bunun için önerilen yöntemlerden biri olan yanıtlamama için çift örneklemeye yönteminin kullanılabilir.



Yürütülen uygulama çalışması analiz sonuçlarına dayalı olarak, aynı doğrulukta sonuçlar veren ve düşük maliyet sağlayan Cochran'ın  $\frac{N}{N-1} \neq 1$ ,  $\frac{N_2}{N_2-1} \neq 1$  ve  $S^2 \neq S_2^2$  varsayımı altında kullanılan yöntemin gelecekte yürütülecek çalışmalarda tercih nedeni olabileceği söylenebilir. Ayrıca örnekleme yöntemleri arasında en duyarlı olanı, her iki soru grubu için de,  $\frac{N}{N-1} = 1$ ,  $\frac{N_2}{N_2-1} = 1$  ve  $\sigma^2 = \sigma_2^2$  varsayımıyla Hansen ve Hurwitz'in çift örnekleme yöntemi olduğu için de, bu yöntemin araştırmanın duyarlılığı açısından tercih edilebileceği söylenebilir.

Elde edilen sonuçlara göre yanıtlamama olması durumu yana neden olduğu, yanıtlamama yanın giderilmesi gerektiği, bunun için önerilen çift örnekleme yönteminin kullanılabilmesi görülmüştür.

#### KAYNAKLAR

- ALKAYA, A. (2003), *Anket Araştırmalarında Yanıtlamama Ve Çift Örnekleme Yöntemi*, G.Ü. Fen Bilimleri Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi, Ankara.
- AYHAN, H. Ö. (1983), *Türkiye Doğurganlık Araştırmasında (1978) Yanıtlamama Kaynakları ve Yanlılığı*, Hacettepe Üniversitesi, Nüfus Etütleri Enstitüsü Nüfus Bilim Dergisi, 5.
- BAŞ, T. (2001), *Anket*, Seçkin Yayınları, Ankara
- COCHRAN, W. G. (1977), *Sampling Techniques*, John Wiley & Sons Inc., New York.
- EL-BADRY, M. A. (1956), *A Sampling Procedure For Mailed Questionnaires*, Journal Of The American Statistical Association, 51: 209-227.
- GROVES, R. M., BİEMER, P. P., LYBERG, L. E., MASSEY, J. T., NİCHOLİS W. L. and WAKSBERG, J. (1987), *Telephone Survey Methodology*, John Wiley & Sons Inc., New York, 191-212.
- GROVES, R. M. (1989), *Survey Errors And Survey Costs*, John Wiley & Sons Inc., New York.
- HANSEN, M.H., HURWİTZ, W. N. (1946), *The Problem Of Nonresponse In Sample Surveys*, Journal Of The American Statistical Association, 41: 517-529.
- KISH, L. (1965), *Survey Sampling*, John Wiley & Sons Inc., New York.
- LEVY, P. S., LEMESHOW, S. (1991), *Sampling Of Populations: Methods And Applications, Solutions Manual*, John Wiley & Sons Inc., New York.
- LİTTLE, R., RUBİN, D. B. (1987), *Statistical Analysis With Missing Data*, John Wiley & Sons Inc., New York.
- MOSER, C. A., KALTON, G. (1971), *Survey Methods In Social Investigation*, Heinemann Educational Books, London.
- RAJ, D. (1971), *Sampling Theory*, McGraw-Hill, New York.

RAO, P. S. R. S. (1983), *Incomplete Data In Sample Surveys: The Panel On Incomplete Data In Sample Surveys*, Academic Press, New York, 97-105.

SHERMAN, R. P. (April 2002), *Test Of Certain Types Of Ignorable Nonresponse In Surveys Subject To Item Nonresponse Or Attrition*, American Journal Of Political Science, 44 (2): 362-388.

SRINATH, K. P. (1971), *Multiphase Sampling in Nonresponse Problems*, Journal of the American Statistical Association, 66: 583-586.

TEKSOY, N. (1991), *Cevaplamama Hatalarının Ve İkamelerin Tahminler Üzerindeki Etkileri*, Uzmanlık Tezi, T.C. Başbakanlık D.İ.E., Ankara.

THOMPSON, S. K. (1992), *Sampling*, John Wiley & Sons Inc., New York.

[http://www.lib.umi.com/dissertations/preview\\_page/NQ47726/13](http://www.lib.umi.com/dissertations/preview_page/NQ47726/13), 22.08.2001

## NONRESPONSE AND DOUBLE SAMPLING TECHNIQUE

### ABSTRACT

*In this study, unit nonresponse and its sources, reasons, what it caused was tried to be investigated. Nonresponse reduce the quality and reliability of the estimates. The parameter estimates that only depend on respondents will be biased because of the difference between nonrespondents and respondents. In researches the existence of nonrespondents, cause a decrease in sample size and an increase in research costs. For this reason, to prevent nonresponse occurrence efforts must be carried out and in its presence, to minimize its effects on estimations, corrections must be done. In here, the double sampling technique, which is one of the suggested methods for removing nonresponse bias and increasing response ratio, was evaluated to guide for many researches. An application of double sampling technique for nonresponse was made.*

*From the application result we see that nonresponse causes bias, the nonresponse bias must be eliminate and for eliminating nonresponse bias double sampling technique can be used.*

**Key Words :** Double Sampling, Nonresponse, Unit Nonresponse.



## KARMA DENEMELERDE MODEL SEÇİMİ

Nurkut Nuray URGAN \*

Pakize TAYLAN \*

### ÖZET

*Karma denemeler, bir karışımın miktarına değil de, o karışımı oluşturan bileşenlerin oranlarına bağlı olan denemelerdir. Karma denemede amaç, bileşenlerin farklı oranlardaki karışımları, fiziksel, kimyasal ve ekonomik şartları göz önüne alınarak, ürünün kalitesini azaltmayan ve maliyeti artırıcı etkisi olmayan en iyi karmayı elde edebilmektir. Bu da bileşenler üzerinde bazı kısıtlamalara neden olur. Kısıtlama genellikle  $q$  karma denemedeki bileşen sayısı ve  $x_i$   $i$ -inci bileşenin oranı olmak üzere, denemede karışımın toplam miktarı sabit tutulur ve bileşenlerin toplamı olacak şekilde bileşenlerin oranları değiştirilir. Karma denemelerde en çok kullanılan modeller Scheffé ve Cox karma deneme modelidir. Bu çalışmada, Scheffé ve Cox karma model karşılaştırılıp bir kimyasal deney üzerinde uygulanmıştır.*

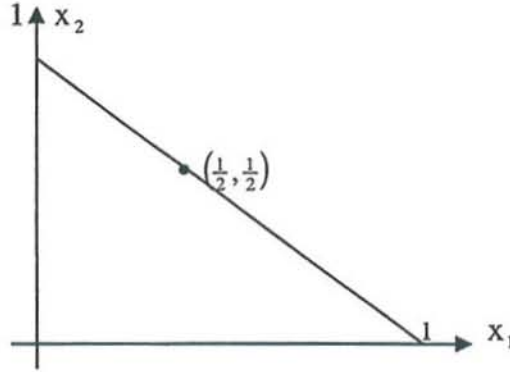
*Anahtar Kelimeler : Cox Karma Deneme Modeli, Karma Denemeler, Scheffe Karma Deneme Modeli.*

### 1. KARMA DENEMELER

Karma deneme, bir karışımın miktarına değil de, o karışımı oluşturan bileşenlerin oranlarına bağlı olan denemelerdir. Örneğin, bir kekin yumuşaklığı veya iyi kabarması gibi özellikler kek karışımını oluşturan yağ, un, şeker, süt, kabartma tozu... gibi maddelerin oranlarına; ananas, portakal ve greyfurt suyu ile yapılacak olan bir meyve suyunun tadı bu maddelerin oranlarına bağlıdır. Karma denemede amaç, bileşenlerin farklı oranlardaki karışımları, fiziksel, kimyasal ve ekonomik şartları göz önüne alınarak, ürünün kalitesini azaltmayan ve maliyeti artırıcı etkisi olmayan en iyi karmayı elde edebilmektir. Bu da bileşenler üzerinde bazı kısıtlamalara neden olur. Kısıtlama genellikle  $q$ , karma denemedeki bileşen sayısı ve  $x_i$   $i$ -inci bileşenin oranı olmak üzere, denemelerde bileşenlerin oranları toplamı  $\sum_{i=1}^q x_i = 1$  olacak şekilde değiştirilir. Örnek olarak iki maddenin karışımı ele alınırsa,  $x_1$  birinci madde,  $x_2$  ikinci maddenin oranı olmak üzere karışımları,  $x_1 + x_2 = 1$  ( $0 \leq x_1, x_2 \leq 1$ ) olmalı. Bu iki maddenin tüm olası karışımları düzlemde  $x_1 + x_2 = 1$  doğrusu üzerindedir (Şekil 1).

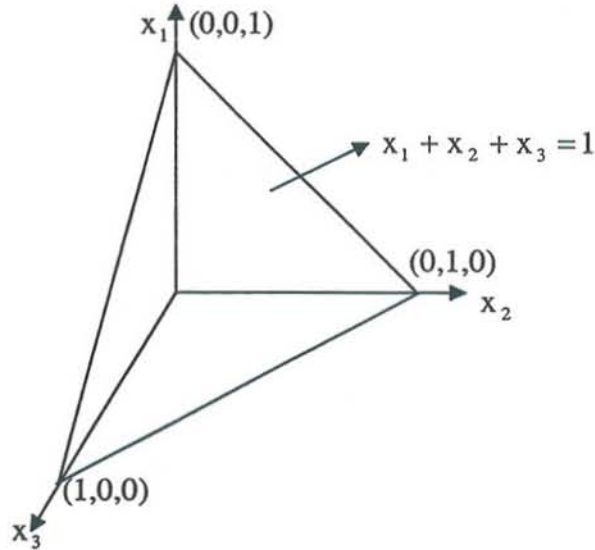
\* Dicle Üniversitesi, Fen Edebiyat Fakültesi, Matematik Bölümü, Diyarbakır, Türkiye, nsazli@dicle.edu.tr





Şekil 1.  $x_1 + x_2 = 1$  bir boyutlu karma deneme uzayı, iki boyutlu uzay içine gömülmüştür.

Eğer karma, üç maddenin birleşimiyle oluşursa, olabilecek bütün karışımların kümesi Şekil 2' deki gibi bir eşkenar üçgenle belirlenen düzlem üzerindeki noktalar olacaktır.



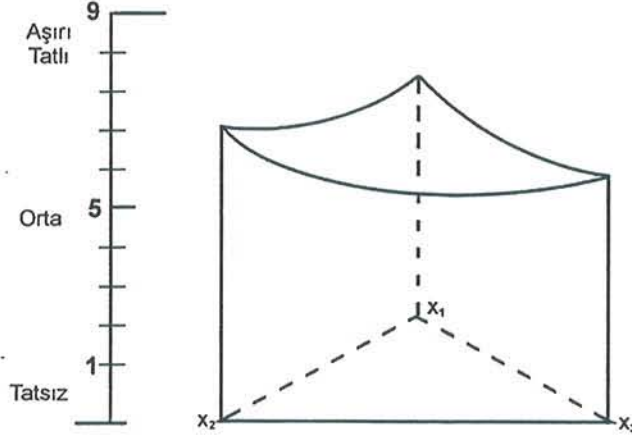
Şekil 2.  $x_1 + x_2 + x_3 = 1$  iki boyutlu karma deneme uzayı, üç boyutlu uzay içine gömülmüştür.

$q$  bileşenli bir karma deneme, beklenen yanıt  $x_1, x_2, \dots, x_q$  bileşen oranlarına bağlı olup, karışımın toplam miktarına bağlı değildir.  $q$  bileşenli karmadaki  $i$ . bileşenin oranı  $x_i$

$$\sum_{i=1}^q x_i = 1, \quad x_i \geq 0 \quad (1)$$

denklemini sağlar ve bu deneysel bölge bir simplekstir.  $(x_1, x_2, \dots, x_q) = x$  için beklenen yanıt  $\eta(x)$  ile gösterilir. (1) ile gösterilen denklem düzgün  $(n-1)$ -boyutlu  $S$  simpleksi için deneysel bölge sınırlamasıdır. Buna göre,  $n=2$  için  $S$  bir düzgün doğru;  $n=3$  için  $S$  bir düzgün üçgen;  $n=4$  için  $S$  bir düzgün tetrahedron olur.  $S$ ,  $n$ -bileşenli karma denemelerin muhtemel bölgesi olarak adlandırılır. Örneğin, portakal suyu( $x_1$ ), ananas suyu( $x_2$ ) ve greyfurt suyu( $x_3$ ) karışımıyla meyve suyu yapmak için, tatlar 1=tatsız,

5=orta ve 9=aşırı tatlı olarak puanlandırılınsın. Bu olayda meyve sularının herhangi bir karması için ölçülen tat ölçeği, ki artık buna yanıt denir, koordinatları üçgenin içinde ve sınırları üzerinde bulunan karmanın yukarısındaki bir dikey yükseklik ile gösterilebiliyorsa birli, ikili, üçlü meyve suyu karışımlarının tat değerlerinin bölgesi üçgen üzerindeki bir yüzey olarak göz önüne alınır. Bütün meyve sularının karışımı için sürekli olduğu düşünülen bir yüzey Şekil 3 ile gösterilir.



Şekil 3. Meyve suyunun tat yüzeyi.

Tat ölçeği dağılıma bağımlı, karışım oranlarının bağımsız değişkenler olduğu rasgele deneyin modeli bir polinom ise (1) deki kısıtlama bir artış gösterir, bu yüzden 1. dereceden polinom:

$$(\beta_0 - \lambda) + \sum_{i=1}^q (\beta_i + \lambda)x_i \quad (2)$$

denklemini tüm  $\lambda$ ' lar için  $S'$  de özdeşdir.  $x = (x_1, x_2, \dots, x_q)$  olsun,  $Y_i = \sum_{i=1}^q \beta_i x_i + \varepsilon_i$ ,

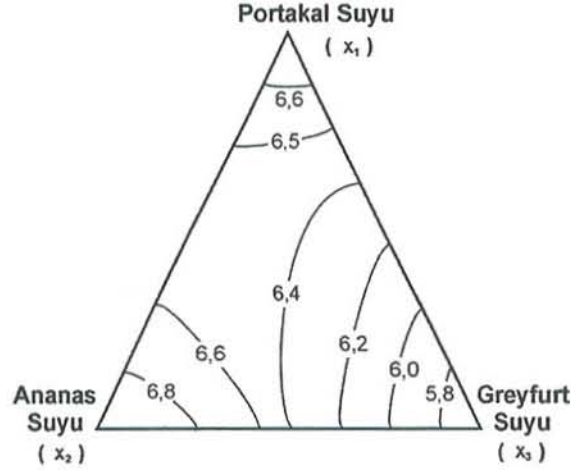
$E(Y_i) = \eta_i(x)$  ve  $E(\varepsilon) = 0$  olmak üzere önerilen birinci ve ikinci dereceden polinomlar kanonik formda sırasıyla

$$\eta_1(x) = \sum_{i=1}^q \beta_i x_i \quad (3)$$

$$\eta_2(x) = \sum_{i=1}^q \beta_i x_i + \sum_{j=1}^q \sum_{i=1}^q \beta_{ij} x_i x_j \quad (4)$$

şeklindedir. Burada  $\beta_i$ ' ler modeldeki tek bileşenli karmaların parametreleri,  $\beta_{ij}$ ' ler  $x_i = x_j = 1/2$  ( $i \neq j$ ) ikili bileşenlerin parametreleridir. Yüksek dereceli polinom eşitliklerini kullanmaktansa daha az terim içeren ve ( $\beta$ ) parametrelerini tahmin etmede az sayıda gözlenen yanıt değerleri gereken düşük dereceli polinom eşitlikleri kullanmak daha uygundur.

Tat yüzeyinin kontur haritası Şekil (4) deki gibidir. Burada her kontur eğrisi yüzeyi özel bir yükselti boyunca kesen, üçgene paralel olan bir düzlemle oluşturulan tat yüzeyinin bir dik kesitinin üç bileşenli üçgen üzerine iz düşümüdür.



Şekil 4. Meyve suyu yüzeyinin sabit meyveli tat konturları.

$n$  denemeden oluşan bir deneysel çalışmada  $\eta$  yanıtı gözlenirken,  $u$ . deneme için gözlenen değer  $Y_u$  ( $u=1,2,\dots,n$ ), bir  $\sigma^2$  varyanslı  $\eta_u$ ' nun ortalaması civarında değişir. Gözlenen değer

$$Y_u = \eta_u + \varepsilon_u, \quad 1 \leq u \leq n \quad (5)$$

dir. Burada  $\varepsilon_u$  deneysel hatadır. Deneysel hata ( $\varepsilon_u$ ), 0 ortalamalı ve  $\sigma^2$  varyanslı aynı dağılıma sahiptir. Hata için,

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_u) &= 0 \\ E(\varepsilon_u^2) &= \sigma^2, \quad E(\varepsilon_u \varepsilon_{u'}) = 0, \quad u \neq u', \quad u, u' = 1, 2, \dots, n \end{aligned}$$

dir. Bu nedenle  $Y_u$  için beklenen değer

$$E(Y_u) = \eta_u, \quad \forall u = 1, 2, \dots, n$$

olur (Cornell 1990).



## 2. SCHEFFÉ KARMA DENEME MODELİ

Scheffé karmalarının birinci dereceden

$$\eta = \sum_{i=1}^q \beta_i x_i \quad (6)$$

İkinci dereceden modeli

$$\eta = \sum_{i=1}^q \beta_i x_i + \sum_{i<j} \beta_{ij} x_i x_j \quad (7)$$

olarak tanımlanır (Scheffé 1963).

Scheffé karma deneme modeline göre Cornell (1990), 3-bileşenli ve 4-bileşenli karmalarının bazı özel tasarım noktaları Tablo 1'deki gibi belirlemiştir.

**Tablo 1.** Scheffé modeline göre 3- ve 4-bileşenli karmaların bazı tasarım noktaları.

yanıt	$x_1$	$x_2$	$x_3$		$x_1$	$x_2$	$x_3$	$x_4$
$\eta_1$	1	0	0		1	0	0	0
$\eta_2$	0	1	0		0	1	0	0
$\eta_3$	0	0	1		0	0	1	0
$\eta_{12}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	0		$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	0	0
$\eta_{13}$	$\frac{1}{2}$	0	$\frac{1}{2}$		$\frac{1}{2}$	0	$\frac{1}{2}$	0
$\eta_{23}$	0	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$		0	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	0
$\eta_{112}$	$\frac{2}{3}$	$\frac{1}{3}$	0		$\frac{2}{3}$	$\frac{1}{3}$	0	0
$\eta_{223}$	0	$\frac{2}{3}$	$\frac{1}{3}$		0	$\frac{2}{3}$	$\frac{1}{3}$	0
$\eta_{133}$	$\frac{1}{3}$	0	$\frac{2}{3}$		$\frac{1}{3}$	0	$\frac{2}{3}$	0
$\eta_{233}$	0	$\frac{1}{3}$	$\frac{2}{3}$		0	$\frac{1}{3}$	$\frac{2}{3}$	0
$\eta_{1112}$	$\frac{3}{4}$	$\frac{1}{4}$	0		$\frac{3}{4}$	$\frac{1}{4}$	0	0
$\eta_{1223}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$		$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$	0
$\eta_{1144}$					$\frac{1}{2}$	0	0	$\frac{1}{2}$
$\eta_{1234}$					$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$
$\eta_{2344}$					0	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$

İkinci dereceden 3-bileşenli karma modeli,

$$\eta = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_{12} x_1 x_2 + \beta_{13} x_1 x_3 + \beta_{23} x_2 x_3 \quad (8)$$

şeklindedir.  $x_i = 1$  ,  $x_j = 0$  ,  $i, j = 1, 2, 3$  ,  $i \neq j$  noktasında beklenen yanıt  $\eta_i$  ,  
 $x_i = \frac{1}{2}$  ,  $x_j = \frac{1}{2}$  ,  $x_k = 0$  ,  $i < j$  ,  $k \neq i, j$  noktasında beklenen yanıt  $\eta_{ij}$  ise

$$\binom{q+m-1}{m} = \binom{3+2-1}{2} = 6$$

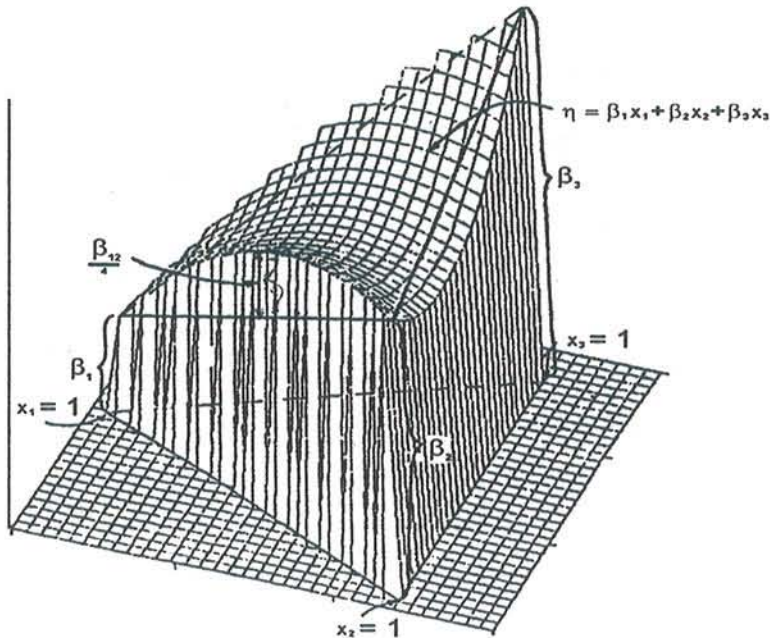
olduğundan 6 tasarım noktası bulunur. Bunlar

$$\begin{aligned} \eta_1 &= \beta_1, & \eta_2 &= \beta_2, & \eta_3 &= \beta_3 \\ \eta_{12} &= \beta_1\left(\frac{1}{2}\right) + \beta_2\left(\frac{1}{2}\right) + \beta_{12}\left(\frac{1}{4}\right), & \eta_{13} &= \beta_1\left(\frac{1}{2}\right) + \beta_3\left(\frac{1}{2}\right) + \beta_{13}\left(\frac{1}{4}\right) \\ \eta_{23} &= \beta_2\left(\frac{1}{2}\right) + \beta_3\left(\frac{1}{2}\right) + \beta_{23}\left(\frac{1}{4}\right) \end{aligned}$$

olur. Buradan da:

$$\begin{aligned} \beta_1 &= \eta_1, & \beta_2 &= \eta_2, & \beta_3 &= \eta_3 \\ \beta_{12} &= 4\eta_{12} - 2\eta_1 - 2\eta_2, & \beta_{13} &= 4\eta_{13} - 2\eta_1 - 2\eta_3, & \beta_{23} &= 4\eta_{23} - 2\eta_2 - 2\eta_3 \end{aligned} \quad (9)$$

$\beta_i$  parametresi,  $i$  saf bileşenin yanıtı,  $\beta_{ij}$ ,  $i$  ve  $j$  bileşenlerinin köşe noktalarındaki yanıtlar ile  $i$  ve  $j$  bileşenlerinin köşelerini birleştiren kenarların orta noktalarındaki yanıtları karşılaştıran bir zıtlıktır. (8) denklemindeki  $\beta_1x_1 + \beta_2x_2 + \beta_3x_3$  toplamı karmanın lineer kısmıdır. Şekil (5) de  $\beta_{ij}x_ix_j$ ,  $i < j$  terimi bulunmayan karmanın lineer bölümünü oluşturan  $\beta_1x_1 + \beta_2x_2 + \beta_3x_3$ 'nın oluşturduğu yanıt yüzeyi gösterilmiştir (Khuri ve Cornell (1987)).



Şekil 5.  $\eta = \beta_1x_1 + \beta_2x_2 + \beta_3x_3$  denkleminin yanıt yüzeyi.

Genel olarak  $i, j = 1, 2, \dots, q, i < j$  için

$$\begin{aligned}\beta_i &= \eta_i \\ \beta_{ij} &= 4\eta_{ij} - 2(\eta_i + \eta_j)\end{aligned}\quad (10)$$

olur. Scheffé (1963) karma modelinin matris gösterimi

$$y = X\beta + \varepsilon$$

(11)

şeklindedir. Burada  $X$ ,  $n \times p$  tipinde  $i$ . satırı  $x_i$  değerlerini içeren matris,  $y$ ,  $n \times 1$  tipinde yanıt vektörü,  $\beta$ ,  $p \times 1$  tipinde bilinmeyen parametrelerin vektörü,  $\varepsilon$ ,  $n \times 1$  tipinde  $E(\varepsilon) = 0$  ve  $\text{Var}(\varepsilon) = \sigma^2 I$  özelliklerini sağlayan rasgele hata vektörüdür.

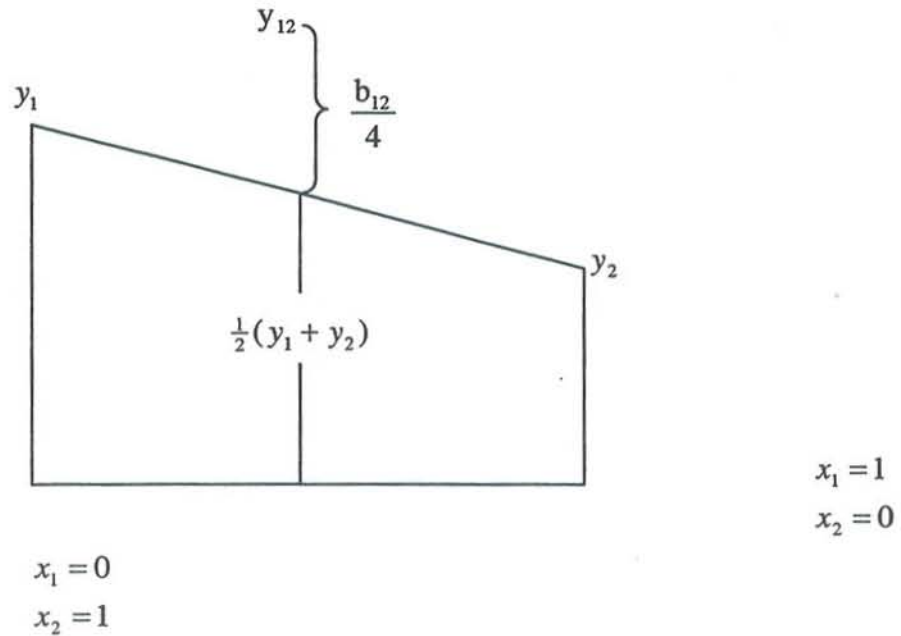
$u$ -uncu denemede yanıtın gözlem değeri  $y_u$ , ( $1 \leq u \leq N$ ) olmak üzere  $y_u = \eta_u + \varepsilon_u$  formunda yazılsın. Bu form geçici olarak gözlenen yanıtla, aynı bilimsel adlandırma olan,  $i$ . saf bileşen için yanıtın gözlenen değeri  $y_i$  ve  $i$ . ve  $j$ . bileşenlerin %50:%50 ikili karma yanıtının gözlenen değeri  $y_{ij}$  ile değiştirilsin. (10) denkleminde,  $b_i$  ve  $b_{ij}$  ler  $\beta_i$  ve  $\beta_{ij}$  lerin tahmini olmak üzere,  $\eta_i$ ,  $i$ . saf bileşen için yanıt ve  $\eta_{ij}$ ,  $i$ . ve  $j$ . eşit oranlı ikili karmalar için yanıt olmak üzere,  $\eta_i$  ve  $\eta_{ij}$  yerine sırayla  $y_i$  ve  $y_{ij}$  yazıldığında,

$$b_i = y_i, \quad i = 1, 2, \dots, q, \quad b_{ij} = 4y_{ij} - 2(y_i + y_j), \quad i, j = 1, 2, \dots, q, \quad i < j$$

$$\frac{b_{ij}}{4} = y_{ij} - \frac{(y_i + y_j)}{2}$$

(12)

olur (Cornell (1990)), son denklemdeki  $\frac{b_{ij}}{4}$  miktarı  $x_i = x_j = \frac{1}{2}$  karmasındaki gözlenen yanıtın yüksekliği ile  $i$  ve  $j$  bileşenlerinin tepe noktalarında gözlenen yanıtın yüksekliğinin ortalaması arasındaki farkı gösterir. Bu Şekil (6) da gösterilmiştir.



Şekil 6. 1 ve 2 bileşenlerinin karması.



$r_i$  ,  $x_i = 1, x_j = 0$  noktasındaki,  $r_j$  ,  $x_i = 0, x_j = 1$  noktasındaki,  $r_{ij}$  ,  $x_i = \frac{1}{2}, x_j = \frac{1}{2}$  noktasındaki tekrarlı gözlemler ve  $\bar{y}_i, \bar{y}_j$  ve  $\bar{y}_{ij}$  tekrarların ortalamaları olmak üzere ve ortalamaların (12) denkleminde yerine yazılmasıyla parametreler için en küçük kareler tahmin edicileri,

$$b_i = \bar{y}_i \quad , \quad i = 1, 2, \dots, q, \quad b_{ij} = 4\bar{y}_{ij} - 2(\bar{y}_i + \bar{y}_j) \quad , \quad i = 1, 2, \dots, q \quad , \quad i < j \quad (13)$$

$b_i$  ve  $b_{ij}$  tahminlerinin varyansı,

$$\begin{aligned} E(b_i) &= E(\bar{y}_i) = \beta_i, \quad \text{var}(b_i) = \text{var}(\bar{y}_i) = \frac{\sigma^2}{r_i} \\ E(b_{ij}) &= E[4\bar{y}_{ij} - 2(\bar{y}_i + \bar{y}_j)] = \beta_{ij} \\ \text{var}(b_{ij}) &= \text{var}[4\bar{y}_{ij} - 2(\bar{y}_i + \bar{y}_j)] = \frac{16\sigma^2}{r_{ij}} + \frac{4\sigma^2}{r_i} + \frac{4\sigma^2}{r_j} \end{aligned} \quad (14)$$

$$\begin{aligned} \text{cov}(b_i, b_j) &= E[\bar{y}_i \bar{y}_j] - E(\bar{y}_i)E(\bar{y}_j) = 0, \quad i \neq j \\ \text{cov}(b_i, b_{ij}) &= E[\bar{y}_i (4\bar{y}_{ij} - 2\bar{y}_i - 2\bar{y}_j)] - E(\bar{y}_i)E(4\bar{y}_{ij} - 2\bar{y}_i - 2\bar{y}_j) \\ &= -2E(\bar{y}_i^2) + 2(E(\bar{y}_i))^2 = -\frac{2\sigma^2}{r_i} \end{aligned} \quad (15)$$

$$\text{cov}(b_{ij}, b_{ik}) = \frac{4\sigma^2}{r_i}, \quad j \neq k$$

olarak bulunur.  $b_i$  ve  $b_{ij}$  tahminleri,  $(y_i$  ve  $y_{ij})$  rasgele değişkenlerin lineer fonksiyonları ve kendileri de rasgele değişkenler olduğundan  $x'$  deki yanıtın  $\hat{y}(x)$  tahmini bir rasgele değişkendir.  $b_i$  ve  $b_{ij}$  tahminleri yansız ise  $\hat{y}(x)$  nin beklenen değeri  $E[\hat{y}(x)] = \eta$  olur.  $\hat{y}(x)$  tahmininin varyansı (14) ve (15) denklemleriyle gösterilebilir ancak daha kolay bir yolla da gösterilebilir, bu da:

$$\begin{aligned} \hat{y}(x) &= \sum_{i=1}^q b_i x_i + \sum_{i<j}^q b_{ij} x_i x_j = \sum_{i=1}^q \bar{y}_i x_i + \sum_{i<j}^q (4\bar{y}_{ij} - 2\bar{y}_i - 2\bar{y}_j) x_i x_j \\ &= \sum_{i=1}^q \bar{y}_i \left[ x_i - 2x_i \left( \sum_{i \neq j}^q x_j \right) \right] + \sum_{i<j}^q 4\bar{y}_{ij} x_i x_j = \sum_{i=1}^q a_i \bar{y}_i + \sum_{i<j}^q a_{ij} \bar{y}_{ij} \end{aligned} \quad (16)$$

şeklindedir, burada  $a_i = x_i(2x_i - 1)$  ve  $a_{ij} = 4x_i x_j$  ,  $i, j = 1, 2, \dots, q$  ,  $i < j$  dir.  $\bar{y}_i$  ve  $\bar{y}_{ij}$ , sırayla  $r_i$  ve  $r_{ij}$  'nin ortalamaları olmak üzere,  $x$  noktasındaki yanıt tahmini  $\hat{y}(x)$  'nin varyansı,

$$\text{var}[\hat{y}(x)] = \sigma^2 \left\{ \sum_{i=1}^q \frac{a_i^2}{r_i} + \sum_{i<j}^q \frac{a_{ij}^2}{r_{ij}} \right\} \quad (17)$$

şeklindedir (Scheffé (1958)). Eğer  $\sigma^2$  bilinmiyorsa  $r_i$  ve  $r_{ij}$  tekrarlı gözlemlerle  $\sigma^2$  'nin yansız tahmin edicisi  $s^2$  bulunur.  $\sigma^2$  yerine  $s^2$  'nin yazılmasıyla,  $\text{var}[\hat{y}(x)]$  'in bir

tahmini yazılır ve bu  $\overline{\text{var}[\hat{y}(x)]}$  şeklinde yazılır. (10) eşitliğindeki  $\eta$  için  $(1 - \alpha)$  güven aralığı

$$\hat{y}(x) - \Delta < \eta < \hat{y}(x) + \Delta \quad (18)$$

şeklindedir. Burada  $\Delta = [t_{p-1, \alpha/2}] [\overline{\text{var}[\hat{y}(x)]}]^{1/2}$  ve  $p-1$ , t-dağılımının serbestlik derecesidir. Gözlemlerin varyansı, farklı karmalardaki değerlerin ortalamaları arasındaki varyans ve her karışımındaki tekrarlı örnekler arasındaki varyans olarak iki farklı şekilde ele alınır. Gözlemlerdeki karmalar arasındaki varyans,

$$\text{Karmalar arasındaki Kareler Toplamı} = \sum_{i=1}^6 r_i (\bar{y}_i - \bar{y})^2 \quad (19)$$

olur. Burada  $r_i$ , i. karmanın tekrarlı gözlem sayısı,  $\bar{y}_i$ , i. karmanın  $r_i$  tekrarlı gözlem sayısının ortalaması,  $\bar{y}$ , N gözlem sayısının tüm ortalamasıdır, ve bu toplam  $p-1$  serbestlik derecesine sahiptir.  $\{q, m\}$  polinomu,  $\{q, m\}$  simpleks latis tasarım (simplex üzerinde q bileşenli m.dereceden modelde bileşen oranları  $x_i = 0, \frac{1}{m}, \frac{2}{m}, \dots, 1$  noktalarıyla meydana gelen tasarım) noktalarında toplanan verilere uydurulduğunda, modeldeki terimlerin sayısı tasarımla gösterilen farklı karmaların sayısına eşit olacaktır, bu sayı  $\binom{q+m-1}{m}$  dir. Böylece önerilen modelle açıklanan gözlemlerdeki değişim “regresyon kareler toplamı” ,

$$\text{Regresyon kareler toplamı (R.K.K)} = \sum_{u=1}^N (\hat{y}_u - \bar{y})^2 \quad (20)$$

olarak yazılır. Burada  $\hat{y}_u$ , uygun model kullanılarak elde edilen karma bileşenlerin u. koşuldaki tahmini,  $\bar{y}$ , bütün gözlemlerin ortalamasıdır ve  $\bar{y} = (y_1 + y_2 + \dots + y_N)/N$  dir.

Karmalar içindeki tekrarlı gözlemler arasındaki değişim, karmalar arasındaki farkla bulunamaz ve kalanların değişimi olarak bulunur. Kalan kareler toplamı

$$\text{Kalan Kareler Toplamı (K.K.K)} = \sum_{u=1}^N (y_u - \hat{y}_u)^2 \quad (21)$$

olup,  $N-p$  serbestlik derecesine sahiptir. N verisinin tamamının varyansı ise

$$\text{Tüm Kareler Toplamı (T.K.K)} = \sum_{u=1}^N (y_u - y)^2 \quad (22)$$

dir.

**Tablo 2.** Varyans analiz tablosu.

	Serbestlik derecesi	Kareler toplamı	Ortalama kare	F-oranı
Regresyon	$p-1$	$R.K.K = \sum_{u=1}^N (\hat{y}_u - \bar{y})^2$	$\frac{R.K.K}{(p-1)}$	$\frac{R.K.K/(p-1)}{K.K.K/(N-p)}$
Kalan	$N-p$	$K.K.K = \sum_{u=1}^N (y_u - \hat{y}_u)^2$	$\frac{K.K.K}{(N-p)}$	
Tüm	$N-1$	$T.K.K = \sum_{u=1}^N (y_u - y)^2$		

Alınan model doğru ise regresyon için ve kalan için ortalama karelerin beklenen değeri

$$E(\text{kalanların ortalama karesi}) = \sigma^2$$

$$E(\text{regresyonun ortalama karesi}) = \sigma^2 + f(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{23})$$

olarak elde edilir. Burada eğer  $\eta = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_{23} x_2 x_3 = \beta$  yüzeyi simpleksin yukarısında bir düzlem ise  $f(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{23})$  niceliği 0 olur ( $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta$ ,  $\beta_{12} = \beta_{13} = \beta_{24} = 0$  gibi). Eğer  $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta$ ,  $\beta_{13} = \beta_{12} = \beta_{23} = 0$  hipotezi doğru ise, simpleks veya üçgen üzerindeki yüzey, tüm noktalardan eşit uzaklıkta olan yatay bir düzlemdir. Oranlar

$$\frac{(p-1) \times (\text{regresyon ortalama karesi})}{\{\sigma^2 + f(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{23})\} = \sigma^2} \sim \chi^2_{(p-1)}$$

ve

$$\frac{(N-p) \times (\text{kalanlar ortalama karesi})}{\sigma^2} \sim \chi^2_{(N-p)}$$

dir. Bu  $\chi^2_{(p-1)}$  ve  $\chi^2_{(N-p)}$  dağılımlı rasgele değişkenler bağımsızdır ve buradan F test istatistiği

$$F = \frac{(p-1) \times (\text{regresyon ortalama karesi}) / (p-1) \sigma^2}{(N-p) \times (\text{kalanlar ortalama karesi}) / (N-p) \sigma^2} \quad (23)$$

olarak bulunur. (23) oranının sonucu ile tablodan  $F_{(p-1, N-p, \alpha)}$  değeri karşılaştırılır, eğer bu değer tablo değerinden büyük çıkarsa  $H_0$  hipotezi reddedilir, küçükse kabul edilir ve bu da yüzeyin, simpleksin noktalarından eşit uzaklıkta olan bir düzlem olduğunu gösterir.

### 3. COX KARMA MODELİ

Cox karma modeli Scheffé karma polinomuna bir alternatif olarak verilir.

Polinomlar kullanıldığında,  $\sum_{i=1}^q x_i = 1$  kısıtlaması parametrisasyonda fazlalık gösterir.

Tüm özdeş  $\lambda$ ' lar için birinci dereceden polinom özdeşdir ve bu polinom

$$(\beta_0 + \lambda) + \sum_{i=1}^q (\beta_i - \lambda) x_i \quad (24)$$

şeklinde yazılır. (6) ve (7) Scheffé (1958) karma polinomlarında, ilgilenilen yalnızca verilen noktalardaki yanıt yüzeyinin yüksekliğinin tahmini ise hesaplamalar hariç parametrisasyonların seçimi önemsizdir. Bununla beraber, uygun özel yorumlu parametreler genellikle faydalıdır, bu açıdan Scheffé' nin polinomları bazen uygun olmasına rağmen aşağıdaki dezavantajlara sahiptir. Bunlar:

(i) Aynı sistem üzerinde iki kez tekrarlanan bir denemede, sabit terimler arasındaki fark hariç beklenen yanıt aynı ise (6) ve (7) modellerinde iki tekrarda farklı  $\beta_i$  parametreler görülür. Bu da yorumu güçleştirir.

(ii) (7)'den karesel terimlerin kaldırılması, özel bir bileşen için yanıtın eğrilik ölçümünün büyüklüğünü ve yönünü göz önüne almayı anlamsız yapar.



(iii) (6) ve (7)'deki  $\beta_i$  ve  $\beta_{ij}$ 'nin yorumu, çok basit karmalar için yanıtın terimlerindedir. İlgilenilen oldukça karmaşık karmaların davranışları olduğunda, deneme bölgesinin sadece birkaç bileşenli karmaları ihmal etmesi daha iyi sonuç verebilir.

Bu dezavantajları ortadan kaldırmak için bir alternatif polinom formu Cox karma modelidir.

Cox (1971) karmaların birinci dereceden modeli

$$\eta_1(x) = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_i x_i \quad (25)$$

ikinci dereceden modeli

$$\eta_2(x) = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_i x_i + \sum_{i,j=1}^q \beta_{ij} x_i x_j, \quad \beta_{ij} = \beta_{ji} \quad (26)$$

şeklindedir. (25) denklemindeki  $\beta_i$  parametresi i. bileşenin yanıt üzerindeki etkisini gösterir. Eğer i. bileşenin oranı değiştirilecek olursa, (1) deki kısıtlamanın bozulmaması için kalan q-1 bileşenden en az birinin oranında değişiklik olacaktır. Bunun için simpleks içinde merkeze yakın herhangi bir noktada  $s = (s_1, s_2, \dots, s_q)$  standart karma seçilsin. Ve s ile  $x_i = 1$  noktalarını birleştiren doğru üzerinde bir x noktası seçilsin, x üzerindeki i.bileşenin oranı  $\Delta_i$ , s üzerindeki i.bileşenin oranı  $s_i$  olsun. i.bileşen parametresinin tanımlanmasında bu bileşenin oranının  $x_i$ 'den  $x_i + \Delta_i$ 'ye arttığı göz önüne alınsın. Kalan bileşenlerde standart karma içinde kendi oluşumlarına göre oranlar dahilinde ayarlansın. Böylece  $j \neq i$  için  $x_j$ ,

$$\frac{x_j - \Delta_i s_j}{(1 - s_i)} \quad (27)$$

şeklinde değişir. (25) deki birinci dereceden model için beklenen yanıtta değişim,

$$\Delta \eta_1(x) = \frac{\beta_i \Delta_i}{1 - s_i} - \frac{\Delta_i}{1 - s_i} \sum_{j=1}^q \beta_j s_j$$

(28)

şeklindedir. Bu da,

$$\sum_{j=1}^q \beta_j s_j = 0 \quad (29)$$

kısıtlamasını güçlendirir ve bu

$$\eta_1(s) = \beta_0 \quad (30)$$

olmasını gerektirir.

(28) deki parametrelerin  $1/1 - s_i$  katsayısı dikkate alınırsa model

$$\alpha_i = \frac{\beta_i}{1 - s_j} \quad (31)$$

olarak yeniden tanımlanır.  $x_i$ 'deki artışı  $1 - s_i$  oranının bir kesri olarak ifade edebilmek için,

$$z_j = \frac{x_i}{1-s_j} \quad (32)$$

şeklindeki bağımsız değişken tanımı kullanılır. Aynı yol ikinci dereceden polinomlar içinde kullanılır. (29) kısıtlamasının yanı sıra  $\sum_{k=1}^q \beta_{jk} s_j s_k = 0$  kısıtlamasıyla birinci dereceden denklemdeki oranlarla aynı değişim yapıldığında,

$$\Delta\eta_2(s) = \beta_i \frac{\Delta_i}{1-s_i} + \beta_{ii} \left( \frac{\Delta_i}{1-s_i} \right)^2 \quad (33)$$

standart karmaşı elde edilir. Ayrıca  $\sum_{k=1}^q \beta_{jk} s_j s_k = 0$  olduğundan (26) denkleminde

$$\eta_2(s) = \beta_0 \quad (34)$$

olur. Daha sonra  $x=s'$  den başlanarak yeni oranlar elde edilir. Bu oranlar (32) denklemini de kullanılarak

$$\Delta\eta_2(s) = \sum \beta_i \Delta z_i + \sum \beta_{ij} \Delta z_i \Delta z_j \quad (35)$$

şeklinde yazılabilir. Değişim  $s'$  den değil de  $x'$  de ölçülmüş ise düzeltmeler yapılır. (35) denklemindeki ikili çarpımlar değişmez ancak lineer terimler merkezin değişiminden etkilenecektir. Eğer  $s$ ,  $(s_1 = s_2 = \dots = s_q = 1/q)$  şeklinde standart karma ise,

$$\sum \beta_j s_j = 0 \quad \text{ve} \quad \sum_{k=1}^q \beta_{jk} s_j s_k = 0 \quad \text{ve} \quad \sum_{j=1}^q \beta_j = 0, \quad \sum_{k=1}^q \beta_{jk} = 0 \quad (j=1,2,\dots,q) \quad (36)$$

şeklinde basit formda olacaktır (Cox (1971)).

#### 4. KİMYASAL BİR DENEY İÇİN MODEL SEÇİMİ

Kumaşa mavi boya ( $x_1$ ), sarı boya ( $x_2$ ) ve kırmızı boya ( $x_3$ ) karmaları dökülerek kumaşın boyayı tutma deneyi yapılıyor ve buna ilişkin gözlem değerleri aşağıdaki tablo ile veriliyor (Şahin (1998)).

**Tablo 3.** Pamuklu bir kumaşa dökülen boya renklerinin kumaşı tutma gözlem sonuçları

	mavi $x_1$	sarı $x_2$	kırmızı $x_3$	Kumaşın renk tutması ( $y_u$ )	Kumaşın renk tutmasının Ortalama değeri ( $\hat{y}_u$ )
1	1	0	0	2.84, 3.19	3.015
2	0	1	0	2.43	2.43
3	0	0	1	3.50	3.50
4	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	0	1.635, 1.234	1.4345
5	$\frac{1}{2}$	0	$\frac{1}{2}$	1.690, 1.494	1.592
6	0	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	1.145, 1.430	1.2875

Verilen gözlem sonuçlarını Scheffé ikinci dereceden modele uygulanırsa:

$$\eta = \sum_{i=1}^q \beta_i x_i + \sum_{i < j} \beta_{ij} x_i x_j$$

$$\eta = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_{12} x_1 x_2 + \beta_{13} x_1 x_3 + \beta_{23} x_2 x_3$$

$$\eta_i = \beta_i, \quad i=1,2,3, \quad \eta_{ij} = \frac{1}{2}(\beta_i + \beta_j) + \frac{1}{4}\beta_{ij}, \quad i \neq j, \quad i < j$$

$$b_i = y_i, \quad i=1,2,3$$

$$b_1 = 3.015, \quad b_2 = 2.43, \quad b_3 = 3.50$$

$$b_{12} = 4y_{12} - 2(y_1 + y_2) = -5.152, \quad b_{13} = -6.662, \quad b_{23} = -6.71$$

$$b_i = \bar{y}_i, \quad b_{ij} = 4\bar{y}_{ij} - 2(\bar{y}_i + \bar{y}_j)$$

$$E(b_i) = E(\bar{y}_i) = \beta_i, \quad E(b_{ij}) = E[4\bar{y}_{ij} - 2(\bar{y}_i + \bar{y}_j)] = \beta_{ij}$$

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^6 \sum_{u=1}^{2 \text{ veya } 3} (y_{iu} - \bar{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^6 (r_i - 1)} = \frac{(2.84 - 3.015)^2 + \dots + (1.145 - 1.2875)^2}{(2-1) + (1-1) + (1-1) + (2-1) + (2-1) + (2-1)} = 0.05$$

$$\hat{\text{Var}}(b_i) = \frac{\sigma^2}{r_i}; \quad \text{Var}(b_1) = \frac{0.05}{2} = 0.025, \quad \hat{\text{Var}}(b_2) = \hat{\text{Var}}(b_3) = \frac{0.05}{1} = 0.05$$

$$\hat{\text{Var}}(b_{12}) = S^2 \left( \frac{16}{2} + \frac{4}{2} + \frac{4}{1} \right) = 0.05 \cdot (14) = 0.7, \quad \hat{\text{Var}}(b_{13}) = 0.7, \quad \hat{\text{Var}}(b_{23}) = 0.8$$

tahminlerin standart hataları:

$$s.h(b_i) = \sqrt{\text{Var}(b_i)}, \quad s.h(b_1) = 0.16, \quad s.h(b_2) = s.h(b_3) = 0.22$$

$$s.h(b_{ij}) = \sqrt{\text{Var}(b_{ij})}, \quad s.h(b_{13}) = s.h(b_{12}) = 0.84, \quad s.h(b_{23}) = 0.89$$

$$\text{Cov}(b_i, b_j) = E[\bar{y}_i \bar{y}_j] - E(\bar{y}_i)E(\bar{y}_j) = 0$$

$$\text{Cov}(b_i, b_{ij}) = -2 \frac{\sigma^2}{r_i}, \quad \text{Cov}(b_{ij}, b_{ik}) = 4 \frac{\sigma^2}{r_i}$$

$$\hat{y}(x) = \sum_{i=1}^q b_i x_i + \sum_{i < j} b_{ij} x_i x_j = \sum_{i=1}^q \bar{y}_i x_i + \sum_{i < j} (4\bar{y}_{ij} - 2(\bar{y}_i + \bar{y}_j)) x_i x_j$$

$$\hat{y}(x) = \sum_{i=1}^q a_i \bar{y}_i + \sum_{i < j} a_{ij} \bar{y}_{ij}, \quad a_i = x_i(2x_i - 1), \quad a_{ij} = 4x_i x_j$$

ve model:

$$\hat{y}(x) = 3.015x_1 + 2.43x_2 + 3.50x_3 - 5.152x_1x_2 - 6.662x_1x_3 - 6.71x_2x_3 \quad (37)$$

(0.15)    (0.22)    (0.22)    (0.84)    (0.84)    (0.89)

olur. Parametre tahminleri sonuçlarından

$$b_3 > b_1 > b_2 \quad \text{ve} \quad b_{12} < 0, \quad b_{13} < 0, \quad b_{23} < 0$$



1 ve 2, 1 ve 3, 2 ve 3 ikili karmalarının hepsi antoganistiktir. İkili karmaların hiçbiri sinercistik olmadığından herhangi bir rengin karmada kesin olarak bulunması gerektiği söylenemiyor, bu yüzden tekil karmalara bakılır ve 3 karmasının değeri çok yüksek olduğundan ekonomik olmayacağı söylenebilir, bu da oluşturulacak karmada 3. bileşenin tek başına bulunmaması gerektiğini gösterir.

3-bileşenli üçgenin  $x$  noktasındaki,  $\hat{y}(x)$ 'in varyansının tahminleri

$$\overline{\text{var}[\hat{y}(x)]} = s^2 \left\{ \sum_{i=1}^3 \frac{a_i^2}{r_i} + \sum_{i<j}^3 \frac{a_{ij}^2}{r_{ij}} \right\}$$

örneğin;  $(x_1 = \frac{2}{3}, x_2 = \frac{1}{3}, x_3 = 0)$  noktasında:

$$\begin{aligned} a_1 &= x_1(2x_1 - 1) = \left(\frac{2}{3}\right)\left(\frac{1}{3}\right) = \frac{2}{9}, & a_2 &= \left(\frac{1}{3}\right)\left(-\frac{1}{3}\right) = -\frac{1}{9} \\ a_3 &= 0, & a_{12} &= 4x_1x_2 = 4\left(\frac{2}{3}\right)\left(\frac{1}{3}\right) = \frac{8}{9}, & a_{13} &= a_{23} = 0 \end{aligned}$$

$\hat{y}(\frac{2}{3}, \frac{1}{3}, 0)$ 'nin tahmini varyansı:

$$\overline{\text{var}[\hat{y}(x)]} = 0.05 \left\{ \frac{\left(\frac{2}{9}\right)^2}{2} + \frac{\left(\frac{1}{9}\right)^2 + 0}{1} + \frac{\left(\frac{8}{9}\right)^2 + 0 + 0}{2} \right\} = 0.05 \left\{ \frac{35}{81} \right\} = 0.02$$

$$\hat{y}(x) = 3.015\left(\frac{2}{3}\right) + 2.43\left(\frac{1}{3}\right) + 3.50(0) - 5.152\left(\frac{2}{3} \cdot \frac{1}{3}\right) - 6.662(0) - 6.71(0) = 1.68$$

$\eta$  için %95'lik güven aralığı:  $t_{4,0.025} = 2.776$

$$\Delta = t_{4,0.025} \sqrt{\sigma^2} = 2.776(\sqrt{0.022}) = 0.4$$

$$\hat{y} - \Delta \leq \eta \leq \hat{y} + \Delta$$

$$1.28 \leq \eta \leq 2.08$$

**Tablo 4.** Rasgele seçilen karmalar için limitler ve  $\hat{y}(x)$  değerleri.

karma	$(x_1$	$x_2$	$x_3)$	Alt limit	$\hat{y}(x)$	Üst limit	$(\overline{\text{var}[\hat{y}(x)])}^{\frac{1}{2}}$
1	0.68	0.16	0.16	1.28	1.68	2.08	0.15
2	0.16	0.68	0.16	1.1	1.5	1.9	0.15
3	0.16	0.16	0.68	1.45	1.85	2.25	0.15
4	0.33	0.33	0.33	0.56	0.92	1.28	0.13
5	0.80	0.10	0.10	1.72	2.08	2.44	0.13
6	0.10	0.80	0.10	1.3	1.7	2.1	0.15
7	0.10	0.10	0.80	1.81	2.21	2.61	0.15
8	0.90	0.05	0.05	2.14	2.5	2.86	0.13

$$\bar{y}(x) = \sum_{u=1}^{10} \frac{y_u}{10} = \frac{20.588}{10} = 2.06$$

**Tablo 5.** Kalanlar, sapmalar ve regresyon kareler toplamı tablosu.

değerleri	Ortalama değer ( $\hat{y}_u$ )	Kalanlar ( $y_u - \hat{y}_u$ )	Sapmalar ( $y_u - \bar{y}$ )	Regresyon ( $\hat{y}_u - \bar{y}$ )
2.84	3.015	-0.175	0.78	0.955
3.19	3.015	0.175	1.13	0.955
2.43	2.43	0	0.37	0.37
3.50	3.50	0	1.44	1.44
1.635	1.4345	0.2005	-0.425	-0.6255
1.234	1.4345	-0.2005	-0.826	-0.6255
1.690	1.592	0.098	-0.37	-0.468
1.494	1.592	-0.098	-0.566	-0.468
1.145	1.2875	-0.1425	-0.915	-0.7725
1.430	1.2875	0.1425	-0.63	-0.7725
		$\sum_{u=1}^{10} (y_u - \hat{y}_u)^2$ =0	$\sum_{u=1}^{10} (y_u - \bar{y})^2$ =144.10 <sup>-6</sup>	$\sum_{u=1}^{10} (\hat{y}_u - \bar{y})^2$ =144.10 <sup>-6</sup>

**Tablo 6.** Boya örneği için varyans tablosu.

	Serbestlik derecesi	Kareler toplamı	Ortalama kare	F-oran
regresyon	p-1=5	144.10 <sup>-6</sup>	144.10 <sup>-6</sup> /5 =288.10 <sup>-7</sup>	288.10 <sup>-7</sup> /0 = ∞
kalan	N-p=4	0	0	
toplam	N-1=9	144.10 <sup>-6</sup>		

F-oranı testi için;  $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta$  ,  $\beta_{12} = \beta_{13} = \beta_{23} = 0$  hipotezi doğru ise yanıt yüzey, simpleks veya üçgen üzerindeki yüzey yüksekliği her noktada aynı olan bir yatay düzlemdir.

$$F_{(p-1, N-p, \alpha)} = F_{(5,4,0.05)} = 6.26 \quad , \quad F_{(5,4,0.05)} < \infty$$

olduğundan  $H_0$  hipotezi reddedilir. Buda yanıt yüzeyinin simpleksten aynı uzaklıkta olmadığını gösterir. Bu yüzey düzlem veya eğri olabilir. Eğer yüzey köşe noktalarından eşit uzaklıkta olmayan bir düzlem ise:

$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta$  ,  $\beta_{12} = \beta_{13} = \beta_{23} = 0$  hipotezi reddedilir,

$H_A : \beta_{12} = \beta_{13} = \beta_{23} = 0$  ,  $\beta_1 \neq \beta_2 = \beta_3$  veya

$\beta_1 = \beta_2 \neq \beta_3$  veya

$\beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3$  hipotezi kabul edilir.

Eğer yüzey bir eğri ise:

$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta$  ,  $\beta_{12} = \beta_{13} = \beta_{23} = 0$  hipotezi reddedilir,

$H_A : \beta_{12} = \beta_{13} = \beta_{23} \neq 0$  ,  $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3$  veya

$\beta_1 = \beta_2 \neq \beta_3$  veya

$\beta_1 \neq \beta_2 = \beta_3$  hipotezi kabul edilir.

Aynı örnek Scheffé modeline  $\beta_0$  katsayısı ekleyerek çözülecek olursa, yeni denklem:

$$\eta = \beta_0 + \beta_1^* x_1 + \beta_2^* x_2 + \dots + \beta_{q-1}^* x_{q-1} + \sum_{i < j} \beta_{ij} x_i x_j = \beta_0 + \sum_{i=1}^{q-1} \beta_i^* x_i + \sum_{i < j} \beta_{ij} x_i x_j$$

şeklinde olur. Kumaşı boyama örneğinde  $\beta_0$ ,  $\beta_3$  'ün yerine ve  $\beta_i^*$ ,  $\beta_i - \beta_3$  'ün yerine yazılsın.

$$\hat{y}(x) = b_0 + b_1^* x_1 + b_2^* x_2 + b_{12} x_1 x_2 + b_{13} x_1 x_3 + b_{23} x_2 x_3$$

$$b_0 = b_3 = 3.50, \quad b_1^* = b_1 - b_3 = 3.015 - 3.50, \quad b_2^* = b_2 - b_3 = -1.07$$

$$s.h(b_0) = s.h(b_3) = 0.22, \quad s.h(b_i^*) = \{ \text{var}(b_i) + \text{var}(b_3) - 2\text{cov}(b_i, b_3) \}^{1/2}$$

$$s.h(b_1^*) = \{ 0.025 + 0.050 - 2(0) \}^{1/2} = 0.27, \quad s.h(b_2^*) = 0.32$$

$$\hat{y}(x) = 3.50 - 0.485x_1 - 1.07x_2 - 5.152x_1x_2 - 6.662x_1x_3 - 6.71x_2x_3 \quad (38)$$

**Tablo 7.** Boya örneği için  $\beta_0$  katsayılı varyans tablosu.

	Serbestlik derecesi	Kareler toplamı	Ortalama kare	F-oran
regresyon	p-1=5	144.10 <sup>-6</sup>	144.10 <sup>-6</sup> /5 = 288.10 <sup>-7</sup>	288.10 <sup>-7</sup> /0 = ∞
kalan	N-p=4	0	0	
toplam	N-1=9	144.10 <sup>-6</sup>		

Scheffé' nin ikinci dereceden (37) denklemine ait varyans analizi Tablo 6 ile, Scheffé' nin ikinci dereceden denklemine bir  $\beta_0$  parametresi eklendiğinde oluşan yeni (38) denklemine ait varyans analizi Tablo 7 ile gösterilmiştir. İki tablodan da anlaşılacağı gibi  $\beta_0$  parametresinin eklenmesiyle modelin varyansında hiç bir değişiklik meydana gelmez. Değişiklik sadece uydurulan model denkleminde oluşur.



## KAYNAKLAR

- CORNELL , J. A. (1990). *Experiments with Mixtures, 2d Edition*, Willey, New York
- COX , D. R. (1971). *A Note on Polynomial Response Functions for Mixtures. Biometrica* , Vol. 58, pp. 155-159.
- DRAPER , N. R. and LAWRENCE , W. E. (1965). *Mixture Designs for Three Factors. J. Roy. Statist. Soc. B*, Vol. 27, pp. 450-465.
- KHURI , A. I. and CORNELL , J. A. (1987). *Response Surface Designs and Analyses*. Dekker Inc. ASQC Quality Pres, New York.
- SCHEFFÉ , H. (1958). *Experiments with Mixtures. Journal of the Royal Statistical Society, B*, Vol. 20, pp. 344-360.
- SCHEFFÉ , H. (1963). *The Simplex-Centroid Design for Experiments with Mixtures. Journal of the Royal Statistical Society, B*, Vol. 25, pp. 235-263.
- THOMPSON , W. O. and MYRES , R.H. (1968). *Response Surface Designs for Experiments with Mixtures. Technometrics*, Vol. 10, pp. 739-756.
- ŞAHİN, E. *Pamuk Elyafı Üzerinde Çeşitli Direkt Boyaların (Direct Red 80, Direct Yellow 50 ve Direct Blue 79) ve Bunların İkili ve Üçlü Karışımlarının Sorpsiyonunun İncelenmesi*". Dicle Üniversitesi 17.07.1998(Yüksek Lisans Tezi)

## MODEL CHOICE IN MIXTURAL EXPERIMENTS

### ABSTRACT

*Experiments with mixtures are considered in which the response to a mixture depends on the proportions of the components present, but not on the total amount of the mixture. The purpose of it is to obtain the best mixture which does not increase the cost and does not reduce the quality of the product by considering the physical chemical and economical properties of the different proportions of the mixture. This causes some restrictions over the components. Generally the set of the constraint made by fixing the total amount of the mixture*

*and changing the total of the components to be  $\sum_{i=1}^q x_i = 1$ ,  $q$  is the*

*number of components and  $x_i$  is the proportion of  $i$ th component in the mixture. Scheffé's and Cox's mixture models are the most used ones for the experiments with mixtures. In this study, Scheffé's and Cox's mixture models were compared and this applied to a chemical experiment.*

**Key Words :** *Cox's Mixture Models, Experiments With Mixtures, Scheffé's Mixture Models.*

## ENFLASYON-ÇIKTI DEĞİŞKENLİĞİ ÖDÜNLEŞMESİ: İKİ DEĞİŞKENLİ GARCH(1,1) BULGULARI

Yakup KÜÇÜKKALE\*

### ÖZET

*Makroekonomik etkinliğin incelenmesinde son dönemde önemli bir araç haline gelen "Değişkenlik Ödünleşmesi", bu çalışmada Türkiye örneği için yeniden incelenmiştir. Ele alınan dönem 1994:01-2003:06 olup veri seti aylıktır. Kullanılan İki Değişkenli GARCH (1,1) modeli, değişkenlik ödünleşmesine ilişkin ilave bulgular ortaya koymuştur. Bu bulgular şu şekilde özetlenebilir: (i) Değişkenlerdeki değişkenlik kendi geçmiş dönem değişkenliklerinden etkilenmemektedir. Yani, değişkenlikler "yapışkan" değildir, (ii) Enflasyon değişkenliği, nispi olarak, çıktı değişkenliğinden daha büyüktür, (iii) Enflasyondaki değişkenlik çıktı değişkenliğini etkilemektedir, yani enflasyon değişkenliği "geçişken"dir.*

*Anahtar Kelimeler : Çıktı, Değişkenlik Ödünleşmesi, Enflasyon,, İki Değişkenli GARCH (1,1), İstikrar Programları.*

### 1. GİRİŞ

Para politikasını değerlendirmedeki en önemli araçlardan biri, enflasyon-çıktı ya da enflasyon-işsizlik arasındaki seviye ödünleşmesini gösteren Phillips Eğrisinin incelenmesidir. Taylor (1993, 1994), bu değerlendirmelerin, seviye ödünleşmeleri üzerine kurulu olmasından çok, çıktı ve enflasyon değişkenlikleri arasındaki ödünleşmeye dayalı olması gerektiğini ifade etmiştir. Taylor'un dayanak noktası, enflasyon ya da çıktı için yapılan düzey hedeflemesinin, söz konusu bu değişkenlerin değişkenliklerini de etkileyecek olması temel prensibine dayanmaktadır. Nitekim, herhangi bir talep şoku durumunda, merkez bankasının enflasyonu sabit tutma çabası, çıktıda eskisine oranla daha büyük bir dalgalanmanın olmasına yol açacaktır. Bu da, enflasyonu istikrara kavuşturmak için çıktı istikrarından "Ödün" verilmesi gerektiği anlamına gelmektedir.

"Değişkenlik Ödünleşmesi (Variability Trade-off)" şeklinde adlandırılabilir olan bu yaklaşım, Fuhrer (1997) tarafından da, para politikalarının değerlendirilmesinde önemli bir araç olarak tercih edilmiş ve kullanılmıştır. Ne var ki, bu konudaki literatür oldukça yeni ve çeşitlilikten yoksundur [Lown ve Rich (1997), McDonough (1997), Mishkin ve Posen (1997), Cecchetti (1998), Siklos (1999), Dittmar, Gavin ve Kydland (1999a, 1999b), Dittmar ve Gavin (2000), vd.]. Bu yoksunluğun belki de en önemli nedeni, seviye ödünleşmesinin doğrudan gözlemlenmesine karşın, dalgalanma

\* Karadeniz Teknik Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Giresun, Türkiye



davranışlarının doğrudan gözlemlenememesidir. Değişkenlik Ödünleşmesi yaklaşımı, ülkemiz literatürü için de oldukça yenidir [Altinkemer (1996), Yamak ve Küçükkale (1999, 2000), Küçükkale ve Zengin (2000), Küçükkale ve Bayraklı (2001), Kunter ve Janssen (2002), Küçükkale (2003) vd.].

Bu çalışmada, oluşturulan çok değişkenli bir GARCH modeli çerçevesinde, enflasyon ve çıktıya ilişkin koşullu varyanslar tahmin edilmiş, tahmin edilen koşullu varyanslar temelindeki stokastik dalgalanmalar modellenmeye çalışılmıştır. 1994:01-2003:06 dönemi Türkiye aylık veri seti için oluşturulan iki değişkenli GARCH modeli, çıktı-enflasyon değişkenliği ödünleşmesinin geçerliliğini incelemek için alt periyot parametre tahminlerinde kullanılmıştır. Alt periyotlar için elde edilen parametrelerin karşılaştırılması, konuyla ilgili bir izlenim edinilmesini kolaylaştırmıştır.

## 2. AMPİRİK YÖNTEM VE SONUÇLAR

Bu çalışmada ödünleşme ilişkisi, iki değişkenli GARCH modeli ışığında araştırılmıştır<sup>1</sup>. Ele alınan dönem 1994:01-2003:06'dır. Fuhrer (1997) ve Taylor (1994)'un da önerdiği gibi, çıktı değişkenliği Sanayi Üretim Endeksinin (SUE) potansiyel SUE'den yüzde sapması olarak ölçülmüştür. Enflasyon değişkenliğinin hesabında TÜFE'deki aylık yüzde değişimler dikkate alınmıştır. Bu tür çalışmalarda TÜFE yerine, TEFE ya da GSMH deflatorünün de kullanılabileceği aşikardır. Ancak, Cecchetti (1997) ve Motley (1997)'in de önerdiği üzere, TÜFE'de meydana gelen gelişmeler, enflasyon trendini daha iyi temsil etmektedir<sup>2</sup>.

Tahmin modeli, Bollerslev ve Wooldridge (1992) tarafından geliştirilen GARCH (1,1) modelidir. Bu tanımlama, daha yüksek dereceden ARCH etkilerinin varlığını sorgulamak için, Engle (1983) tarafından geliştirilen Lagrange çarpan testi ile desteklenmiştir. Model şu şekilde özetlenebilir,  $y_t \equiv [y_{1t} y_{2t}]'$  enflasyon ve çıktı değişkenliklerini içeren  $2 \times 1$ 'lik bir vektör, ve  $\epsilon_t \equiv [\epsilon_{1t} \epsilon_{2t}]'$  bu değişkenliklere ilişkin yine  $2 \times 1$ 'lik hata terimleri vektörüdür. Hata terimleri vektörü aşağıdaki (1) nolu denklem kullanılarak, bu değişkenlerin ortalamadan arındırılmış değerlerini içermektedir.

$$y_t = \mu + \epsilon_t, \epsilon_t \sim N(0, H_t) \quad (1)$$

burada  $\mu$  sabit terimleri içeren  $2 \times 1$ 'lik bir vektör, ve  $H_t$   $2 \times 2$ 'lik  $t$  anında ölçülmüş zamana göre değişen şartlı varyans-kovaryans terimlerini içeren bir matrisdir.  $H_t$ 'nin stokastik yapısı (2) nolu denklemde görüldüğü gibi tanımlanabilir:

$$H_t = \gamma' \gamma + \alpha' \epsilon_{t-1} \epsilon_{t-1}' \alpha + \beta' H_{t-1} \beta, \quad (2)$$

burada  $\gamma$ , üç sabit terimle birlikte  $2 \times 2$ 'lik alt üçgen matrisi,  $\alpha$  ve  $\beta$   $2 \times 2$ 'lik parametre matrisini temsil etmektedir. İki değişkenli GARCH (1,1) modeli için tahmin edilmesi

<sup>1</sup> Enflasyon serisi, aylık TÜFE endeksi kullanılarak tarafımızdan hesaplanmıştır. Çıktı değişkenliği ise, aylık Sanayi Üretim Endeksinin (SUE) Hodrick-Prescott filtresi ile elde edilen Potansiyel SUE'den yüzde sapması olarak yine tarafımızdan hesaplanmıştır. Bütün veriler TC Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden derlenmiştir.

<sup>2</sup> TÜFE dikkate alınarak tarafımızdan yapılmış olan çalışmanın sonuçları, alternatif ölçüm değişkenleri ile yapılan diğer ölçümlerle ödünleşme değişkenliğinin eğimi konusunda pek de farklı sonuçlar vermemiştir.



gereken 11 parametre bulunmaktadır. Bu parametrelerin tahmininde Bollerslev ve Wooldridge (1992)'de önerilen maksimum olabilirlik yöntemi tercih edilmiştir.

GARCH (1,1) modelinin tahmin sonuçları Tablo-1'de gösterilmiştir. A sütununda özetlenen çözüm sonuçları, ele alınan dönemin tamamını kapsayan çözüm sonuçlarıdır.  $\gamma$  matrisindeki parametreler; ortalamadan arındırılmış çıktının şartlı varyansını ( $\gamma_{11}$ ), ortalamadan arındırılmış enflasyonun şartlı varyansını ( $\gamma_{22}$ ) ve her iki değişkenin şartlı kovaryansını ( $\gamma_{21}$ ) temsil etmektedir. Çıktının şartlı varyansı istatistiksel olarak sıfıra eşit (yani anlamsız) olduğundan, tüm periyot çözüm sonuçları için, enflasyonun şartlı varyansının çıktının şartlı varyansından yüksek olduğunu söylemek mümkündür. Yani, ele alınan dönem içinde, enflasyon değişkenliği çıktı değişkenliğinden daha fazladır.

$\alpha$  parametreleri, çıktı ve enflasyonun şartlı varyanslarının, geçmiş dönem hata terimlerinin kareleriyle olan ilişkilerini ortaya koymaktadır. Burada özellikle üzerinde durulması gereken parametreler, matrisin köşegeni dışında kalan parametrelerdir. Çünkü bu parametreler, bir değişkenin değişkenliğinden kaynaklanan hata terimleri karelerinin, diğer değişkeni ne şekilde etkilediğini göstermektedir. Örneğin  $\alpha_{12}$ , enflasyonun gecikmeli hata terimleri karesinin çıktıyı negatif yönde etkilediğini ortaya koymaktadır. Benzer şekilde  $\alpha_{21}$  de çıktının geçmiş dönem hata terimlerinin enflasyonla negatif ilişkili olduğunu göstermektedir. Ancak her iki parametre de anlamsız bulunduğundan dolayı bu konuda bir yorum yapmak olanaksızdır.

**Tablo 1.** GARCH(1,1) çözüm sonuçları

	A 1994:06-2003:06		B 1994:06-2000:06		C 2000:07-2003:06	
<b>Regresyon:</b> $H_t = \gamma' \gamma + \alpha' \epsilon_{t-1} \epsilon_{t-1}' \alpha + \beta' H_{t-1} \beta$						
<b>Sabit Matrisi (<math>\gamma</math>)</b>						
$\gamma_{11}$	0.020920	(0.29567)	-0.000012	(-0.00029)	0.062032*	(5.43217)
$\gamma_{21}$	-0.035217	(-0.70276)	0.024288	(0.83186)	0.018568	(0.95152)
$\gamma_{22}$	0.019102***	(1.84342)	0.011110*	(4.08638)	0.007869**	(2.24788)
<b>Değişkenlik Geçişkenliği (<math>\alpha</math>)</b>						
$\alpha_{11}$	-0.293991***	(-1.73386)	0.442249*	(2.72546)	0.507718***	(1.73198)
$\alpha_{12}$	-0.096272	(-0.98360)	-0.006360	(-0.14924)	-0.180736**	(-2.41577)
$\alpha_{21}$	-0.725614	(-1.18929)	0.203351	(0.26626)	-0.180631	(-0.21290)
$\alpha_{22}$	0.063989	(0.42091)	0.496046*	(2.82001)	0.761262**	(2.52397)
<b>Değişkenlik Ödünleşmesi (<math>\beta</math>)</b>						
$\beta_{12}$	0.128472	(0.72817)	0.085572	(1.28543)	0.000062	(0.00089)
$\beta_{21}$	-1.677230**	(-2.24583)	-0.896936	(-1.01144)	-0.003203	(-0.00332)
<b>Wald Testi</b>						
<b>Enflasyon → Çıktı</b>						
$H_0: \alpha_{12} = \beta_{12} = 0$	1.156102		2.330024		5.871836***	
<b>Wald Testi</b>						
<b>Çıktı → Enflasyon</b>						
$H_0: \alpha_{21} = \beta_{21} = 0$	6.768819**		1.447445		0.045976	
<b>Değişkenlik Sürekliliği</b>						
$\beta_{11}$	0.256943	(0.50676)	-0.767293*	(-4.19745)	-0.002603	(-0.00607)
$\beta_{22}$	-0.459979	(-0.82313)	-0.419089	(-0.96607)	0.000203	(0.00089)
<b>Olabilirlik fonk.</b>	420.059369		432.991609		212.128878	

**Not.**  $\epsilon_{1t}$  çıktının ve  $\epsilon_{2t}$  enflasyonun ortalamalardan sapma serileridir.  $\gamma_{ij}$ ,  $\alpha_{ij}$  ve  $\beta_{ij}$  ( $i, j = 1, 2$ ) sırasıyla  $\gamma$ ,  $\alpha$  ve  $\beta$  matrisinin elemanlarını göstermektedir. Parametre tahminlerinin yanında parantez içindeki rakamlar, ilgili tahminin t-istatistiğini vermektedir. Wald Test İstatistiği  $\chi^2(2)$  dağılımına uygunluk göstermektedir. \*, \*\* ve \*\*\* ilgili parametrenin istatistiksel olarak sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğuna işaret etmektedir.



$\beta$  matrisinin elemanları, t anına ilişkin şartlı varyansların geçmiş dönem şartlı varyanslarla olan ilişkisini parametrik olarak ortaya koymaktadır. Bu matrisin köşegen elemanları ( $\beta_{11}$  ve  $\beta_{22}$ ) sırasıyla, çıktı ve enflasyonun şartlı varyanslarının kendi geçmiş dönem şartlı varyanslarından etkilenme derecesi ve yönünü göstermektedir. Bu anlamda, söz konusu bu parametrelere, ilgili değişkenlerin değişkenliklerindeki yapışkanlık benzetmesi yapılabilir. Ele alınan döneme ilişkin tüm periyot çözüm sonuçlarına bakıldığında, her iki değişkenin de değişkenliklerinde yapışkanlığın bulunmadığı söylenebilir. Nitekim her iki parametre de anlamsız bulunmuştur.  $\beta$  matrisinin köşegen dışında kalan elemanları ise, bir değişkenin şartlı varyansının diğer değişkenin şartlı varyansını ne oranda ve ne yönde etkilediğini ortaya koyar. Yani, aslında, çalışmanın asıl konusunu oluşturan ödünleşmeyi bu parametreler yakalamaktadır. Bu bağlamda, tüm periyot çözüm sonuçları için, tek yönlü bir etkileşimin olduğu, ya da daha açık bir ifadeyle, enflasyon değişkenliğinin çıktı değişkenliği ile negatif yönde bir etkileşim içinde olduğunu söylemek olasıdır. İlişkinin negatif bulunmuş olması, beklentilere uygun olarak, enflasyon değişkenliği azaldıkça çıktı değişkenliğinin de artacağını ortaya koymaktadır. Ancak, ödünleşmenin diğer ayağına ilişkin, yani çıktı değişkenliğindeki bir değişimin enflasyon değişkenliğini etkilediğine dair bir bulgu elde edilememiştir.

Çıktı ve enflasyon değişkenliklerinin birbirlerini hiçbir şekilde (ne geçmiş dönem hata terimleri ne de geçmiş dönem şartlı varyansları ile) etkilemedikleri şeklinde oluşturulan  $H_0$  kötümser hipotezi Wald Testi ile test edilmiştir. Tüm periyot çözüm sonuçları için elde edilen test değerleri, parametrik bulguların tersine, çıktı değişkenliğinin enflasyon değişkenliği üzerinde anlamlı bir etkisinin olduğunu ortaya koymaktadır. Bu durumda, çıktı değişkenliğinin parametrik olarak ortaya konulmaması da, aslında enflasyon değişkenliğini etkilediğini ve dolayısıyla her iki değişkenlik arasında karşılıklı bir ödünleşmenin olduğunu söylemek olasıdır.

Para politikalarında farklı yaklaşımların takip edildiği iki alt periyot için yapılan çözüm sonuçları da yine Tablo 1'de, B ve C sütunlarında rapor edilmiştir. Burada, periyot seçiminde dikkate alınan kriter, Kasım 2000 ve Şubat 2001 krizlerini ayrı bir alt periyotta inceleme şeklinde oluşturulmuştur. Nitekim, söz konusu krizlerin öncesinde sabit kur politikası uygulayan TC Merkez Bankası, bu krizlerin ardından serbest dalgalanan kur rejimine geçiş yapmıştır. Bu geçişin iki değişken arasındaki ödünleşmeyi ne şekilde etkilediği böylece yakalanmak istenmiştir.

Birinci alt periyot için elde edilen çözüm sonuçları, bu dönemde herhangi bir karşılıklı ödünleşmenin söz konusu olmadığını ortaya koyarken, ikinci alt periyot için elde edilen sonuçlar, enflasyondan çıktıya negatif bir etkileşimin varlığına işaret etmektedir. Wald Test çözüm sonuçları da aynı yönde bulguları desteklemektedir.

### 3. SONUÇLAR

Makroekonomik politikaların etkinliğinin test edilmesinde sıkça kullanılan araçlardan biri de, hiç şüphesiz, standart Phillips Eğrisi'dir. Ancak, standart Phillips eğrisi ile yapılan incelemeler, çıktı (ya da işsizlik) ile enflasyon arasındaki ödünleşmeyi seviye düzeyinde ele almakta, bu da istikrar programlarının doğasına ters düşmektedir. Oysa, "İstikrar" kelimesi, herhangi bir değişkenin değişkenliğinin azaltılması anlamında

kullanılmaktadır. Bu durumda, bu aracın, enflasyon ya da çıktının değişkenliğinin azaltılmasının, yani istikrara kavuşturulmasının etkilerini ölçmede yetersiz kaldığını düşünmek kaçınılmaz olmaktadır. Taylor (1993, 1994) ve Fuhrer (1997), bu aksaklığın giderilmesi için yeni bir ödünleşme türü üzerinde yoğunlaşmış ve geliştirilen yöntemler, ekonomi literatüründe yeni olmakla birlikte, oldukça büyük bir ilgiyle karşılanmıştır.

Bu çalışmada, söz konusu ödünleşme yaklaşımı, Türkiye örneği için, farklı bir enstrümanla yeniden ele alınmıştır. Elde edilen bulgular, Türkiye örneği için değişkenlik ödünleşmesinin çift yönlü olduğunu, ancak bu çift yönlü ödünleşmenin sadece enflasyondan çıktıya yönseyen kısmının parametrik olarak ortaya konulabildiğini göstermektedir. Çıktıdan enflasyona yönseyen ödünleşme, her ne kadar grup parametre anlamlılık sınaması ile doğrulanmış olsa da, bireysel parametre anlamlılık sınamaları ile ortaya konulamamıştır. Bu durumun olası bir nedeni, çıktı-enflasyon varyans ödünleşmesinin şartlı olmaması olabilir. Ancak, enflasyon-çıktı varyans ödünleşmesinin şartlı bir kalıba dahil edilebileceği, çözüm sonuçları ile ortaya konulmuştur.

İki değişken arasındaki değişkenlik ödünleşmesine ilişkin, belki de en çarpıcı sonuç, Kasım 2000 ve Şubat 2001 krizleri sonrasında, söz konusu ödünleşmenin daha da belirgin bir şekilde ortaya çıkmış oluşudur.

Analiz yöntemi olarak kullanılan iki değişkenli GARCH (1,1) modeli, söz konusu iki değişken arasındaki değişkenlik ödünleşmesinin yanı sıra, bu değişkenlerin değişkenliklerine ilişkin ilave bulgular da sunmaktadır. Bu bulgular şu şekilde özetlenebilir: (i) Değişkenlerdeki değişkenlik kendi geçmiş dönem değişkenliklerinden etkilenmemektedir. Yani, değişkenlikler “yapışkan” değildir, (ii) Enflasyon değişkenliği, nispi olarak, çıktı değişkenliğinden daha büyüktür, (iii) Enflasyondaki değişkenlik çıktı değişkenliğini etkilemektedir, yani enflasyon değişkenliği “geçişken”dir.

## KAYNAKLAR

- ALTINKEMER, M., (1996), *Problems with Stabilization Programs and an Outline for a Turkish Stabilization*, The Central Bank of the Republic of Turkey, Discussion Paper No: 9624.
- BOLLERSLEV, T. and J. WOOLDRIDGE, (1992), *Quasi Maximum Likelihood Estimation of Dynamic Models with Time Varying Covariance*, *Econometric Review*, 11, pp: 143-172.
- CECCHETTİ, S. G., (1997), *Measuring Short-run Inflation for Central Bankers*, *Review*, FRB of St. Louis, 79, pp: 143-155.
- (1998), *Policy Rules And Targets: Framing The Central Bank's Problem*, FRB of New York Economic Policy Review, Vol. 4, Iss. 2, pp: 1-14.
- DITTMAR R., Gavin W. T. And KYDLAND F. E., (1999), *The Inflation-Output Variability Tradeoff And Price-Level Targets*, FRB of St. Louis Review, Vol. 81, Iss. 1, pp: 23-31.
- (1999), *Price Level Uncertainty and Inflation Targeting*, FRB of St. Louis Review, Vol. 81, Iss. 4, pp: 23-33.



- DITTMAR R., ve GAVIN W. T. (2000), *What Do New Keynesian Phillips Curves Imply for Price Level Targeting*, FRB of St. Louis Review, Vol. 82, Iss. 2, pp: 21-30.
- ENGLE, R. F., (1983), *Estimates of the Variance of U.S. Inflation Based upon the ARCH Model*, Journal of Money, Credit and Banking, 15, pp: 266-301.
- ENGLE, R. F. and KRONER K. F., (1995), *Multivariate Simultaneous Generalized ARCH*, Econometric Theory, 11, pp: 122-150.
- FUHRER, J. C., (1997), *Inflation/Output Variance Trade-offs and Optimal Monetary Policy*, Journal of Money, Credit and Banking, 29, pp: 214-234.
- KUNTER K., ve JANSSEN N., *Credibility of Monetary Regimes: Is Inflation Targeting Different*, The Central Bank of the Republic of Turkey Discussion Paper No: 2002/1.
- KÜÇÜKKALE Y.,(2003), *İstikrar Politikalarının Sürdürülebilirliği Üzerine Bir Not: Tepkilerdeki Değişim İstikrar Programlarının Sürdürülebilirliğini Etkiler mi?*, Bildiri, VI. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, Mayıs 2003, Gazi Üniversitesi, Ankara.
- KÜÇÜKKALE Y., ve ZENGİN A., *Output-Inflation Variability Tradeoff and Stabilization Policies*, Proceeding Paper, First International Joint Symposium on Bussiness Administration, 1-3 Temmuz 2000, Gökçeada, Çanakkale.
- KÜÇÜKKALE Y., ve BAYRAKLI A., *Belirsizlik Durumunda Çıktı-Enflasyon Değişkenliği Ödünleşmesi ve İstikrar Politikala*, Bildiri, İstatistik Araştırma Sempozyumu 2000, 27-29 Kasım 2000, Ankara, ss: 393-400.
- LOWN C. S. And RICH R. W., (1997), *Is There An Inflation Puzzle?*, FRB of New York Economic Policy Review, Vol. 3, Iss. 4, pp: 51-69.
- MCDONOUGH W. J., (1997), *A Framework For The Pursuit Of Price Stability*, FRB of New York Economic Policy Review, Vol. 3, Iss. 3, pp: 1-8.
- MISHKIN F. S. And POSEN A. S., (1997), *Inflation Targeting: Lessons From Four Countries*, FRB of New York Economic Policy Review, Vol. 3, Iss. 3, pp: 9-110.
- MOTLEY, B., (1997), *Should Monetary Policy Focus on 'core' Inflation*, Economic Letter, FRB of San Francisco, No:97-11.
- SIKLOS P. L., (1999), *Inflation-Target Design: Changing Inflation Performance And Persistence In Industrial Countries*, FRB of St. Louis Review, Vol.81, Iss. 2, pp: 47-58.
- TAYLOR, J. B., (1993), *Discretion versus Policy Rules in Practice*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 39, pp: 195-214.
- (1994), *The Inflation/Output Variability Trade-off Revisited*, In: Goals, Guidelines and Constraints Facing Policymakers, FRB of Boston Conference Series, 38, pp: 21-38.
- YAMAK R. AND KÜÇÜKKALE Y., (1999), *Çıktı-Enflasyon Değişkenliği Ödünleşmesi ve Hedef Belirleme*, Bildiri, DİE Araştırma Sempozyumu 2000, 27-29 Kasım 2000, Ankara.
- Rasyonel Beklentiler Doğal Oran Hipotezi: Türkiye İçin Zaman Serisi Bulguları 1950-1995*, Bildiri, IV. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, 14-16 Mayıs 1999, Belek, Antalya.

Ek 1. Veri Seti

Çalışmada kullanılan veri seti aşağıdaki tabloda verilmiştir.

Tarih yıl/ay	SUE	TUFE	Tarih yıl/ay	SUE	TUFE	Tarih yıl/ay	SUE	TUFE
1994:01	86,2	64,5	1997:01	88,7	456,0	2000:01	85,0	2575,9
1994:02	77,2	68,7	1997:02	80,6	481,8	2000:02	93,1	2671,3
1994:03	81,0	72,7	1997:03	99,0	507,8	2000:03	93,0	2749,3
1994:04	73,8	89,7	1997:04	88,3	541,4	2000:04	96,4	2813,2
1994:05	69,6	97,1	1997:05	101,1	566,8	2000:05	103,1	2875,6
1994:06	71,5	99,1	1997:06	99,0	583,1	2000:06	104,1	2895,1
1994:07	71,8	102,2	1997:07	101,6	619,6	2000:07	101,2	2960,1
1994:08	76,7	105,1	1997:08	101,2	658,0	2000:08	103,5	3024,4
1994:09	83,9	111,6	1997:09	109,9	706,1	2000:09	104,9	3117,4
1994:10	84,6	119,7	1997:10	113,0	764,9	2000:10	114,3	3214,0
1994:11	84,7	127,2	1997:11	107,9	815,6	2000:11	114,7	3333,3
1994:12	81,9	136,1	1997:12	109,6	857,5	2000:12	98,2	3415,5
1995:01	79,3	145,7	1998:01	90,6	919,4	2001:01	91,4	3501,1
1995:02	75,7	152,8	1998:02	93,5	960,0	2001:02	88,4	3564,1
1995:03	79,5	159,7	1998:03	105,2	1001,3	2001:03	85,8	3780,5
1995:04	83,8	169,0	1998:04	89,7	1048,0	2001:04	87,0	4171,2
1995:05	79,3	174,6	1998:05	105,0	1084,7	2001:05	93,4	4382,0
1995:06	88,7	179,1	1998:06	101,0	1111,1	2001:06	93,5	4519,3
1995:07	86,0	184,6	1998:07	101,8	1148,4	2001:07	90,1	4627,5
1995:08	87,0	192,6	1998:08	100,3	1193,8	2001:08	92,3	4763,5
1995:09	88,8	207,4	1998:09	108,3	1274,0	2001:09	95,2	5044,0
1995:10	86,5	220,5	1998:10	110,5	1351,1	2001:10	98,7	5350,3
1995:11	93,9	230,9	1998:11	105,2	1409,1	2001:11	98,2	5576,4
1995:12	94,8	239,6	1998:12	99,1	1455,4	2001:12	90,3	5756,2
1996:01	89,1	259,5	1999:01	82,0	1525,3	2002:01	89,6	6062,4
1996:02	77,1	271,2	1999:02	86,9	1573,7	2002:02	84,3	6168,7
1996:03	89,7	286,4	1999:03	92,5	1637,5	2002:03	102,5	6242,1
1996:04	82,8	305,6	1999:04	94,3	1717,2	2002:04	99,9	6370,4
1996:05	91,4	319,4	1999:05	101,0	1767,7	2002:05	103,9	6407,3
1996:06	90,5	327,5	1999:06	102,1	1825,2	2002:06	100,3	6444,7
1996:07	90,5	334,5	1999:07	98,2	1894,9	2002:07	101,1	6537,6
1996:08	88,0	350,4	1999:08	88,2	1974,6	2002:08	98,8	6680,4
1996:09	90,6	371,9	1999:09	98,5	2092,8	2002:09	105,5	6912,7
1996:10	100,0	396,0	1999:10	100,7	2225,2	2002:10	110,6	7139,9
1996:11	99,3	416,5	1999:11	103,1	2318,7	2002:11	106,4	7347,8
1996:12	94,6	430,7	1999:12	102,4	2456,6	2002:12	102,7	7468,6
						2003:01	103,3	7661,9
						2003:02	87,9	7834,9
						2003:03	108,8	8077,8
						2003:04	103,7	8246,5
						2003:05	109,0	8377,0
						2003:06	112,0	8362,6

Kaynak. <http://www.tcmb.gov.tr> Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)



## Ek 2. Çözüm Prosedürü

Çalışmada kullanılan RATS 5.10 “Çok Değişkenli GARCH Prosedürü” aşağıda verilmiştir (Kaynak: <http://www.estima.com> ).

```
* GARCHMV.PRG
* Updated, March 2003 to include dynamic conditional correlation
* Also, all models have been rewritten to stuff the uu' into a
* matrix of series. This allows a bit more flexibility in handling
* both initial conditions, and parameterizing the functions.
*
cal 1986 1 12
all 1996:12
*
open data returns.xls
data(format=xls,org=cols)
COMPUTE GSTART=1986:2 , GEND=1996:12
*
* Parameters for the regression function
*
dec vect[series] y(2) u(2)
dec vect[frml] resid(2)
set y(1) = sp500
set y(2) = spmidcap
*
NONLIN(parmset=MEANPARMS) B11 B21
FRML RESID(1) = (Y(1)-B11)
FRML RESID(2) = (Y(2)-B21)
*
* Do initial regression. Copy initial values for regression parameters
*
LINREG Y(1) / u(1)
# CONSTANT
COMPUTE B11 = %BETA(1)
LINREG Y(2) / u(2)
# CONSTANT
COMPUTE B21 = %BETA(1)
*
* Get the covariance matrix of the residuals.
*
VCV(MATRIX=RR,NOPRINT)
# U
*
* h will have the sequence of variance estimates
* uu will have the sequence of uu' matrices
*
declare symm[series] h(2,2)
```



```

declare symm[series] uu(2,2)
*
* hx and uux are used when extracting elements from h and uu.
* ux is used when extracting a u vector
*
declare symm hx(2,2) uux(2,2)
declare vect ux(2)
*
* This is used to initialize pre-sample variances.
* If you want the pre-sample uu' to be the unconditional variance,
* change the right side of the set uu(i,j) to rr(i,j) (same as h).
*
do i=1,2
  do j=1,i
    set h(i,j) = rr(i,j)
    set uu(i,j) = 0.0
  end do j
end do i
*
*
* This is a standard log likelihood formula for any bivariate
* ARCH, GARCH, ARCH-M,... The difference among these will be in
* the definitions of HF and RESID. The function %XT pulls information
* out of a matrix of SERIES, while %PT puts information into one.
*
declare frml[symm] hf
*
FRML LOGL = $
  U(1) = RESID(1) , U(2) = RESID(2) , $
  HX = HF(T) , $
  UX = %XT(U,T) , UUX = %OUTERXX(UX), $
  %PT(H,T,HX),%PT(UU,T,%OUTERXX(UX)), $
  %LOGDENSITY(HX,UX)
*
* Simple GARCH(1,1)
*
dec symm vc(2,2) va(2,2) vb(2,2)
nonlin(parmset=garchparms) vc va vb
frml hf = ||vc(1,1)+va(1,1)*h(1,1){1}+vb(1,1)*uu(1,1){1}|| $
          vc(1,2)+va(1,2)*h(1,2){1}+vb(1,2)*uu(1,2){1}, $
          vc(2,2)+va(2,2)*h(2,2){1}+vb(2,2)*uu(2,2){1}||
*
* Initialize GARCH parameters
*
compute vc = rr , vb = %mscalar(0.05) , va = %mscalar(0.05)
*
* Use simplex for a few iterations to get initial conditions
* straightened out

```

```

*
NLPAR(SUBITS=50)
defaults maximize(trace)
MAXIMIZE(parmset=meanparms+garchparms,METHOD=SIMPLEX,ITERS=5)
LOGL GSTART GEND
MAXIMIZE(parmset=meanparms+garchparms,METHOD=Bfgs,ITERS=100) LOGL
GSTART GEND
*
* Constant correlation
*
dec vect vbv(2) vav(2)
nonlin(parmset=garchparms) vc vbv vav
frml hf = (h11=vc(1,1)+vav(1)*h(1,1){1}+vbv(1)*uu(1,1){1}),$
          (h22=vc(2,2)+vav(2)*h(2,2){1}+vbv(2)*uu(2,2){1}),$
          ||h11|vc(1,2)*sqrt(h11*h22),h22||
compute vc = rr, vc(1,2)=vc(1,2)/sqrt(vc(1,1)*vc(2,2))
compute vbv=%const(0.05),vav=%const(0.05)
MAXIMIZE(parmset=meanparms+garchparms,METHOD=SIMPLEX,ITERS=5)
LOGL GSTART GEND
MAXIMIZE(parmset=meanparms+garchparms,METHOD=Bfgs,ITERS=100) LOGL
GSTART GEND
*
* Full vech parameterization
*
dec vect vcv(3)
dec rect var(3,3) vbr(3,3)
nonlin(parmset=garchparms) vcv var vbr
*
dec frml[vector] hfv
frml hfv = $
          ([VECTOR] VECHH=%VEC(%XT(H,T-1))),$
          ([VECTOR] VECHU=%VEC(%XT(UU,T-1))),$
          VCV + VAR * VECHH + VBR * VECHU
frml hf = (vechh=hfv(t),||vechh(1)|vechh(2),vechh(3)||
*
compute vcv = %vec(rr)
compute var = %mscalar(0.05), vbr = %mscalar(0.05)
*
MAXIMIZE(parmset=meanparms+garchparms,METHOD=SIMPLEX,ITERS=5)
LOGL GSTART GEND
MAXIMIZE(parmset=meanparms+garchparms,METHOD=BFGS,ITERS=100) LOGL
GSTART GEND
*
* Positive definite parameterization (BEKK,EK)
* This enforces a positive definite covariance matrix by writing the
* covariance matrix evolution as
*
*  $V(t) = C'C + B'u(t)u(t)'B + A'V(t-1)A$ 

```

```

*
* Note that the parameters are not globally identified: changing the signs
* of all members of C,B or A will have no effect on the function value.
* Using METHOD=SIMPLEX to begin is quite important with this setup, to
* pull the estimates away from zero before starting the derivative-based
* methods.
*
dec rect var(2,2) vbr(2,2)
dec rect vcr(2,2)
nonlin(parmset=garchparms) var vbr vcr vcr(1,2)=0.0

FRML HF = $
  (HX=%XT(H,T-1)),(UUX=%XT(UU,T-1)),$
  %INNERXX(VCR)+%MQFORM(HX,VAR)+%MQFORM(UUX,VBR)
*
* Initialize c's from the decomp of the covariance matrix
*
COMPUTE vcr = %decomp(r)
compute var = %mscalar(.05) , vbr = %mscalar(.05)
*
MAXIMIZE(parmset=meanparms+garchparms,METHOD=SIMPLEX,ITERS=5)
LOGL GSTART GEND
MAXIMIZE(parmset=meanparms+garchparms,METHOD=Bfgs,ITERS=100) LOGL
GSTART GEND
*
* Dynamic Conditional Constant Correlation
* Engle, JBES 2002, pp 339-350
*
* This uses a bivariate GARCH(1,1) model with fixed parameters to generate
* a sequence of p.d. matrices (Q's) which are used only for their implied correlation.
* The main model is otherwise structured like the constant correlation variety.
*
declare symm[series] q(2,2)
declare symm qx(2,2)
*
declare frml[symm] qf
*
* Initialize the q sequence
*
do i=1,2
  do j=1,i
    set q(i,j) = r(i,j)
  end do j
end do i
dec vect vbv(2) vav(2) vcv(2)
dec real a b
*
* a and b are the parameters governing the "GARCH" process of the Q sequence

```



```

*
nonlin(parmset=garchparms) vcv vbv vav a b
*
frml qf = (qx=(1-a-b)*rr+a*%xt(uu,t-1)+b*%xt(q,t-1)),%pt(q,t,qx),qx
frml hf = qf(t,rho=%if(a<1.and.b<1,qx(1,2)/sqrt(qx(1,1)*qx(2,2)),%na),$
(h11=vcv(1)+vav(1)*h(1,1){1}+vbv(1)*uu(1,1){1}),$
(h22=vcv(2)+vav(2)*h(2,2){1}+vbv(2)*uu(2,2){1}),$
||h11|rho*sqrt(h11*h22),h22||
*
* Initialize the c's to the diagonal elements of rr, others with typical values
*
compute vcv=%xdiag(rr),vbv=%const(0.05),vav=%const(0.05), a=0.05, b=0.05
MAXIMIZE(parmset=meanparms+garchparms,METHOD=SIMPLEX,ITERS=10)
LOGL GSTART GEND
MAXIMIZE(parmset=meanparms+garchparms,METHOD=Bfgs,ITERS=100) LOGL
GSTART GEND

```

## INFLATION OUTPUT VARIABILITY TRADE-OFF : BIVARIATE GARCH (1,1)

### ABSTRACT

*Variability trade-off that has recently become a reasonable tool to investigate the macroeconomic efficiency has been re-examined for Turkish economy. Monthly data cover and the period of 1994:01-2003:06. Bivariate GARCH (1,1) model that used in this study implied additional findings about the variability trade-off in Turkish economy. These findings can be summarized as: (i) Variability in the questioned variables has not been affected by their own variability. That is, the variables are not "sticky", (ii) Inflation variability is relatively greater than output variability, and (iii) Inflation variability affects output variability. That is, inflation variability is "transitional".*

**Key Words :** *Bivariate GARCH (1,1), Inflation, Output, Stabilization Program, Variability Trade-Off.*

## ÖZEL İMALAT SANAYİ FİYAT ENDEKSİ DEĞİŞİM DEĞERLERİ ÇEKİRDEK ENFLASYON ÖLÇÜSÜ MÜDÜR ?

Rahmi YAMAK\*

Servet CEYLAN\*

### ÖZET

Ülkemizde son dönemlerde özel imalat sanayi fiyat endeksi değişim değerlerinin çekirdek enflasyon ölçüsü olarak kamu oyuna lanse edildiğini görmekteyiz. Literatürde çok farklı çekirdek enflasyon ölçülerin kullanıldığı dikkate alındığında, bu ölçünün gerçekten çekirdek enflasyon ölçüsü olup olmadığının belirlenmesi önem arz etmektedir. İyi bir çekirdek enflasyonun taşıması gerekli özellikler konusunda bir çok seçenek vardır. Ancak bu seçeneklerden, çekirdek enflasyon ölçüsünün ölçülen enflasyonun dışsal bir tahmin edicisi olması gerekliliği konusunda bir hemfikirlik vardır. Bu amaçla, bu çalışmada özel imalat sanayi fiyat endeksi değişim değerlerinin enflasyonun dışsal bir tahmin edicisi olup olmadığı incelenmiştir. İnceleme, Engle- Granger ko-entegrasyon ve hata düzeltme modeli yanında, dinamik etkileri görmek amacıyla Vektor Otoregresyon (VAR) çözümlenmesi vasıtasıyla gerçekleştirilmiştir.

Bu analizler sonucunda elde edilen bulgular, özel imalat sanayi fiyat endeksi değişim değerlerinin enflasyonun iyi bir tahmin edicisi olduğunu, ancak dışsallık vasfını taşımadığını göstermiştir. Bu nedenle dışsallık vasfını taşıyan uygun bir çekirdek enflasyon ölçüsünün belirlenmesi, enflasyon hedeflemesi sistemini benimsemeyi düşünen ülkemiz açısından faydalı olacaktır.

**Anahtar Kelimeler :** Çekirdek Enflasyon, Enflasyon Hedeflemesi, Özel İmalat Sanayi Fiyat Endeksi ve Vektor Otoregresyon (VAR).

### 1. GİRİŞ

Son 15 yıl, merkez bankalarının birinci amaç olarak fiyat istikrarını sağlamaya yönelik yoğun para politikaları uyguladıklarına tanık olmaktadır. Uygulanan bu politikalarının merkezinde ise enflasyon hedeflemesi yer almaktadır. Enflasyon hedeflemesi yönteminde uygulanan para politikası, ölçülen enflasyon oranı yanında öngörülebilir bir enflasyon ölçüsüne de ihtiyaç duymaktadır. Bu ihtiyaç, genellikle arz

\* Karadeniz Teknik Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, 61080, Trabzon, Türkiye, e-mail:yamak@ktu.edu.tr - e-mail: sceylan@ktu.edu.tr



şokları olarak nitelendirilen enflasyondaki geçici etkilerin enflasyon değerleri ve sonuçta para politikası üzerindeki etkilerinden kaynaklanmaktadır. Enflasyon üzerinde bu etkilerin sürekli olmaması, bir diğer ifadeyle, enflasyon trendi dışında gerçekleşmesi enflasyon hedeflemesi açısından yeni bir enflasyon göstergesinin oluşturulması ve kullanılmasını zaruri kılmıştır. Bu gelişme *sürekli enflasyon*, *uzun dönemli enflasyon*, *genelleşmiş enflasyon*, *uzun dönem denge enflasyonu* gibi çeşitli şekillerde adlandırılan *çekirdek enflasyon* kavramını literatüre kazandırmıştır.

Çekirdek enflasyon ölçüsü, özellikle 1990'lı yıllardan itibaren para politikalarının uygulanmasında ve analiz edilmesinde çok fazla kullanılan bir gösterge olmasına rağmen bu göstergenin herkesçe kabul edilen bir tanımı henüz mevcut değildir. Buna rağmen, göstergenin nasıl bir gösterge olması gerektiği konusunda bir hemfikirlik vardır. Genel yaklaşım, çekirdek enflasyonun genel enflasyon oranındaki geçici şokların etkisini gidermesi gerektiği yönündedir. Çekirdek enflasyon konusunda temel olarak üç farklı yaklaşım mevcuttur. Bunlardan ilki çekirdek enflasyonu, enflasyonun süreklilik gösteren kısmı olarak tanımlarken, ikincisi çekirdek enflasyonu enflasyonun genelleşmiş kısmı olarak görmektedir. Son yaklaşım ise çekirdek enflasyonu para politikasının etkinliğini artırmak için arzu edilmeyen fiyat kalemlerinin dışındaki Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) enflasyonu olarak görmektedir. Bu üç yaklaşım çok farklılık arz etmemesine rağmen bu yaklaşımlar etrafında oluşturulan çekirdek enflasyon ölçüleri farklılaşabilmektedir.

Bu farklılığın nedeni olarak, üç yöntemle göre elde edilen çekirdek enflasyon ölçülerinin farklı metodolojiler altında elde edilmesi gösterilebilir: Süreklilik gösteren enflasyon yaklaşımı çerçevesinde oluşturulan Quah ve Vahey ve P star ölçüleri enflasyon endeksinin zaman serisi özelliklerini kullanırken, çekirdek enflasyonu, enflasyonun genelleşmiş kısmı olarak gören yaklaşım ile merkez bankası yaklaşımları çerçevesinde oluşturulan çekirdek enflasyon ölçüleri olan trim, ağırlıklı medyan, Edgeworth endeksi, dışlama yöntemi vb yöntemler daha çok yatay kesit analizler kullanmaktadır. Bunun yanında aynı yaklaşım çerçevesinde oluşturulan çekirdek enflasyon ölçüleri dahi kullanılan metodolojilere göre farklılaşabilmektedir. Bu nedenden dolayı herhangi bir çekirdek enflasyon ölçüsünün enflasyon hedeflemesi noktasında seçiminden önce bazı kriterleri yerine getirip getirmediğinin incelenmesi gereklidir. Bu kriterlerin bazıları Roger (1997), Roger (1998), Marques vd.(2002) ve Cutler (2001) tarafından ifade edilmiştir. Roger (1998)'e göre çekirdek enflasyon ölçüsü, fiyatlar genel düzeyindeki arz ve talep yada sürekli ve geçici değişimleri doğru ve tarafsız bir şekilde ayırt etmeli, ölçülen enflasyonla eşanlı olarak elde edilmeli, hesaplanması basit olmalı ve bağımsız kurumlarca doğrulanabilmesi gerekmektedir. Marques vd (2002)'de ise çekirdek enflasyon ölçülen enflasyonla uzun dönem ilişki içinde olmalı ve kısa dönemli ilişki, çekirdek enflasyondan ölçülen enflasyona doğru tek yönlü (çekirdek enflasyonun dışsal olması) olmalıdır. Ancak Marques vd.'den önce Roger 1997 yılındaki çalışmasında çekirdek enflasyon ve ölçülen enflasyon arasındaki ilişkinin dışsal olması gerekliliğine değinmiştir. Cutler (2001)'de ise çekirdek enflasyondan istenen özelliklerin kullanım amacına göre farklı olacağı ifade edilmektedir. Hedef değişken olarak kullanılması durumunda çekirdek enflasyonun şeffaf ve düzeltilmeye maruz kalmaması gerekir. Gösterge amacıyla kullanılması durumunda ise para politikası ve enflasyon arasındaki zaman gecikmesini dikkate alan ve gelecek dönem enflasyon değerleri konusunda bilgiler taşıyan bir özellik taşıması



gerekmektedir. Literatürde Clark (2001), Bryan ve Cecchetti (1999 ve 2001), Roger (1997), Moron ve Zegerra (1998), Cutler (2001), Marques vd (2002) gibi yazarlar çekirdek enflasyonun dışsallığı sağlayıp sağlayamadığı konusunda veya enflasyonun gelecek dönem değerlerini tahmin gücü açısından çalışmalar yapan yazarlara örnek gösterilebilir.

Bilindiği üzere, ülkemizde son yıllarda basın yayın kuruluşları özel imalat sanayi fiyat endeksi (ÖİSE) değişim değerlerini çekirdek enflasyon ölçüsü olarak kamuoyuna lanse etmeye başlamışlardır. Bu ölçü TÜFE veya Toptan Eşya Fiyat Endeksi (TEFE) gibi arz şoklarına maruz kalabilen ancak mevsimsel etkilerden daha az etkilenen bir yapı göstermektedir. Bu noktadan bakıldığında bu ölçü teorik niteliklere tam olarak uymamakta, aynı zamanda literatürde de pek kullanılmamaktadır. Ancak bir enflasyon göstergesi olabilmesi noktasında değerlendirilebilmesi için bu ölçüden istenilen bazı özelliklerin sağlanıp sağlanmadığının belirlenmesi önemlidir. Bu açıdan bu çalışma ÖİSE ile TÜFE endeks değerleri arasındaki muhtemel uzun dönem ve kısa dönem ilişkilerin incelenmesini amaçlamaktadır.

Çalışma ÖİSE aylık değişim değerlerinin uygun bir çekirdek enflasyon ölçüsü olup olmadığını dışsallık noktasında test etmektedir. Bunun için öncelikle ÖİSE değişim değerleriyle TÜFE değişim değerleri arasındaki muhtemel uzun dönem ve kısa dönem ilişkilerini irdelenmektedir. Bu amaçla Engle-Granger ko-entegrasyon testi ile uzantısında hata düzeltme modeli ve ayrıca VAR çözümlemesi gerçekleştirilmiştir. Çalışmanın geri kalan kısmı şu şekilde biçimlenmiştir. İkinci bölümde Türkiye ekonomisini için çekirdek enflasyon konusunda yapılan uygulamalı çalışmalar sunulmuştur. Üçüncü bölümde ÖİSE'nin çekirdek enflasyon ölçüsü olarak kullanılmasının olumlu ve olumsuz yönleri üzerinde durulmuştur. İzleyen bölümde veri seti tanıtılmıştır. Beşinci bölümde elde edilen bulgular sunulmuştur. Bu bölümü sonuç ve değerlendirme bölümü izlemiştir.

## **2. TÜRKİYE EKONOMİSİ İÇİN ELDE EDİLEN ALTERNATİF ÇEKİRDEK ENFLASYON ÖLÇÜLERİ**

Türkiye'de uygulanması muhtemel bir enflasyon hedeflemesi ve mevcut para politikası çerçevesinde kullanılması amacıyla, Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası (TCMB), Devlet Planlama Teşkilatı ve son dönemlerde Devlet İstatistik Enstitüsü vasıtasıyla çekirdek enflasyon konusunda çeşitli çalışmalar yapılmış ve yapılmaktadır. Bu güne kadar yapılan çalışmaların tamamı istatistiksel yöntemler vasıtasıyla gerçekleştirilmiş olup, elde edilen alternatif çekirdek enflasyon ölçülerinin gerek iktisadi gerekse istatistiksel yönden ortaya atılan kriterlerin birçoğunu taşıdıkları görülmüştür. Ancak, genel enflasyonla dışsal ilişkisi olan bir ölçü henüz bulunamamıştır.

Türkiye ekonomisini için çekirdek enflasyon ölçülerinin oluşturulduğu ilk çalışma Cihan ve Malatyalı (1999) tarafından gerçekleştirilmiştir. Çalışmada, gıda ve enerji fiyatlarını dışlama yöntemi, ağırlıklı medyan ve % 15 simetrik trim ölçüleri elde edilmiştir. Ancak, bu ölçülerin istenilen istatistiksel kriterlere uymadığı Sakarya, Yurtoğlu ve Duvan (1999)'ın çalışmalarıyla belirlenmiştir. Adı geçen yazarlar bu ölçüler ile genel enflasyon arasında uzun dönem ilişki bulamadıkları gibi para arzı



büyüklikleri ile de aynı ilişkiyi tespit edememişlerdir. Sakarya, Yurtoğlu ve Duvan (1999)'nin çalışmaları sadece para arzı ile ÖİSE arasında uzun dönem ilişkiyi ortaya koymaktadır. Çekirdek enflasyon konusunda bir diğer çalışma Berkmen (1999) tarafından yapılmıştır. Yazar TEFE ve TÜFE endekslerini kullanarak sırasıyla %19 ve %12 simetrik trim, gıda ve enerji fiyatlarını dışlama yöntemi ve ağırlıklı medyan ölçüleri elde etmiştir. Bu çalışmada elde edilen trim ölçüsünün diğer ölçülere göre daha etkin (enflasyon trendini tahmin etmede) olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca trim ölçüleri ile genel enflasyon arasında uzun dönem ilişki bulunmuş ancak bu ölçülerin dışsallık vasfını taşımadıkları görülmüştür.

Türkiye'de çekirdek enflasyon konusundaki en kapsamlı çalışma 2001 yılında TCMB tarafından hazırlanan komite raporudur. Bu raporda istatistiksel yöntemler vasıtasıyla yedi TÜFE bazlı, sekiz TEFE bazlı olmak üzere toplam 15 çekirdek enflasyon ölçüsü belirlenmiştir. Bu çekirdek enflasyon ölçüleri iki açıdan test edilmiştir. Bunlarda ilki bu ölçüler ile TEFE ve TÜFE arasındaki uzun dönem ilişkinin araştırılmasını içermektedir. İkincisi ise parasal büyüklükler ile çekirdek enflasyon ölçüleri arasındaki uzun dönem ilişkilerin incelenmesini kapsamaktadır. Çalışmada iki kritere göre en iyi ölçüler, TÜFE kaynaklı ölçüler arasında ağırlıklı medyan ve mevsimsel fiyatların dışlandığı ölçü, TEFE kaynaklı ölçüler arasında ise enerji fiyatlarının dışlandığı ölçü ile kok kömürü ve rafine petrol fiyatları dışındaki özel imalat sanayi fiyatları olmuştur. Ayrıca, TÜFE kaynaklı ölçülerin TEFE kaynaklı ölçülere göre daha istikrarlı olduğu ifade edilmiştir. Ancak çalışmada elde edilen ölçülerle ilgili dışsallık sınaması yapılmamıştır.

Yukarıdaki çalışmalar genel olarak değerlendirildiğinde, Türkiye ekonomisi için genel enflasyonla ve parasal büyüklüklerle uzun dönem ilişki içinde olan alternatif çekirdek enflasyon ölçülerine rastlanmaktadır. Ancak bu ölçülerle ilgili dışsallık sınamasının yapılmadığı yada dışsallık ilişkisinin bulunamadığı dikkat çekmektedir. Çekirdek enflasyon ölçüsünün genel enflasyonun dışsal tahmin edici olması önemli bir kriterdir. Bu kriterin sağlanamaması çekirdek enflasyon ölçüsünün genel enflasyondan dolayı olarak etkilendiği anlamına gelmektedir. Bu durumda çekirdek enflasyon ölçüsü genel enflasyonun içerdiği geçici hareketlere ve arz şoklarına maruz kalmaktadır. Bu nedenle genel enflasyon ile dışsal bir ilişki içinde olan bir çekirdek enflasyon ölçüsünün bu ölçülere alternatif olarak tespit edilmesi önemlidir.

### 3. ÖZEL İMLAT SANAYİ FİYAT ENDEKSİ VE ÇEKİRDEK ENFLASYON

Çekirdek enflasyon, genel enflasyon değerinden geçici ve istenmeyen hareketlerinin çıkartılması veya diğer tekniklerle elimine edilmesiyle elde edilen ve enflasyonun daha kalıcı yada sürekli kısmını gösteren enflasyon olarak tanımlanabilir. Bu tanımlama çerçevesinde genel enflasyon oranı, enflasyon üzerinde geçici etkileri olan arz şoklarını, mevsimsel hareketleri, döviz kurundaki ani değişiklikleri, dolaylı vergilerdeki ani değişimleri ve kamu fiyatlandırmalarını kapsamayacak şekilde yeniden düzenlenmektedir. Böylelikle para politikasının sorumluluğunda olan ve piyasanın talep değişimi konusunda iyi sinyal veren bir enflasyon ölçüsünün elde edilebilmesi amaçlanmaktadır.



ÖİSE yukarıdaki açıklamalar çerçevesinde çekirdek enflasyon kavramına iki olumlu katkı yapmaktadır. Bunlardan ilki ÖİSE'nin enflasyonda geçici etkileri olan mevsimsel hareketleri ve kamu fiyatlandırmalarını kapsamamıştır. İkincisi ise, Yurtoğlu ve Duvar (1999)'ın çalışmasında elde edilen sonuçlara göre ÖİSE'nin para politikasının sorumluluğunu göstermesi açısından (parasal büyüklükler ile uzun dönem ilişki içinde olması nedeniyle) başarılı olmasıdır.

Diğer taraftan ÖİSE'nin çekirdek enflasyon kavramı açısından taşıdığı önemli sakıncalar da mevcuttur. Bu sakıncaların başında bu ölçünün döviz kurundaki değişimlerden ve arz şoklarından etkilenmesi gelmektedir. İmalat sanayi üretiminde aramalı ve hammadde ithalatı önemli bir yere sahiptir. Bu durumda ÖİSE arz şoklarına neden olan petrol vb enerji fiyatlarını dışlayamamaktadır.

ÖİSE piyasa fiyat mekanizması dışında gerçekleşen kamu fiyatlandırmalarını kapsamaması ilk bakışta olumlu bir katkı gibi gözükebilir. Ancak Özatay (1992) ve Kıvılcım ve Kara (2001) tarafından yapılan çalışmalar kamu fiyatlarının ÖİSE'ni etkilediğini göstermiştir. Ayrıca Özatay (1992), kamu fiyatlarının TEFE içerisindeki dışallığından bahsederek bu etkileşimin tek yönlü olduğunu vurgulamaktadır. Bu açıdan bakıldığında ÖİSE'nde kamu fiyatlarının yer almaması çekirdek enflasyon açısından olumlu bir katkı yapmamaktadır.

ÖİSE, TEFE bazlı bir ölçüdür. Oysa literatürde çekirdek enflasyon kavramı genellikle TÜFE kapsamlı elde edilmektedir. Bunun nedeni ise TÜFE bazlı ölçülerin piyasanın talep dinamikleri açısından TEFE bazlı ölçülere göre daha fazla bilgi sunması gösterilmektedir. Bu nedenle ÖİSE'nin piyasa talebi konusundaki sinyal gücünün alternatif TÜFE bazlı ölçülere göre düşük olduğu söylenebilir.

#### 4. VERİ SETİ

Çalışma, 1994:01-2003:10 dönemi aylık ÖİSE TÜFE değerleri kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Veri seti merkez bankası elektronik veri dağıtım sisteminden elde edilmiş olup değişkenler logaritmaları alınarak kullanılmıştır. Çalışma, dönem içerisindeki kriz dönemlerini ve muhtemel deterministik mevsimsellik etkileri dikkate alınarak yapılmıştır. Ayrıca yapılan tüm analizlerde gecikme uzunlukları Akaike ve Schwarz kriterlerine göre belirlenmiştir. Çalışmada değişkenler önündeki D işaretleri değişkenlerin birinci farklarının alındığını, L işareti ise değişkenlerin doğal logaritmalarının alındığını göstermektedir.

#### 5. BULGULAR

##### 5.1. Birim Kök Test Sonuçları

Çalışmada öncelikle TÜFE ve ÖİSE endeks değerlerinin ve aylık değişim değerlerinin birim köke sahip olup olmadığı genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) testi ile irdelenmiştir. ADF testinde iki spesifikasyon tercih edilmiştir. Bunlar sabitli ve sabitli+trendli versiyonlardır. Bu spesifikasyonlara göre elde edilen sonuçlar Tablo 1'de verilmiştir. Tablodan görüldüğü üzere TÜFE değerleri ne sabitli versiyonda nede trendli versiyonda durağan bulunmuştur. ÖİSE ise sabitlide % 5 anlamlılık seviyesinde durağan bulunurken, trendli modelde durağan bulunamamıştır. Bu nedenle değişkenlerin birinci



farkları alınarak test tekrar edilmiştir. Her iki değişkenin birinci farkları diğer bir ifade ile aylık değişim değerleri tablodan görüldüğü gibi % 1 seviyesinde anlamlı yani durağan bulunmuştur.

**Tablo 1. ADF Test Sonuçları**

Kriter : AIC	LTÜFE		LOİSE		DLTÜFE		DLOİSE	
Spesifikasyonlar	m	ADF	m	ADF	m	ADF	M	ADF
Sabit	2	-1.0245	2	-2.9128**	1	-5.3071*	1	-5.2003*
Sabit + trend	2	-0,2302	2	-2.1428	1	-7.1359*	1	-5.9978*

Not. m Akaike kriterine göre gecikme sayısını,\* ve \*\* ilgili değişkeninin sırasıyla % 1 ve % 5 anlamlılık seviyesinde birim köke sahip olmadığını göstermektedir.

## 5.2. Ko-entegrasyon ve hata düzeltme modeli sonuçları

Elde edilen birim kök testi sonuçları bize TÜFE ve ÖİSE değerlerinin ko-entegrasyon ilişkisi içinde olabileceklerini ifade etmektedir. Ancak bu ko-entegrasyon ilişkisi Marques vd. (2002)'deki ko-entegrasyon ilişkisinden farklıdır. Çünkü durağan bir süreç (enflasyon) üzerinde geçici olan bir şokun etkisi durağan olmayan bir alt süreç (endeks değerleri) üzerinde kalıcı olmaktadır. Engle- Granger ko-entegrasyon analiz sonucunda elde edilen sonuçlar Tablo 2'de sunulmuştur. Tablodan görüldüğü üzere değişkenlerin ko-entegre oldukları, diğer bir ifade ile uzun dönemde birlikte hareket ettikleri görülmektedir.

**Tablo 2. Engle- Granger Ko-entegrasyon Sonuçları**

MODEL : $LTÜFE_t = \alpha + \lambda ÖİSE_t + RES_t^*$ , $DRES_t = \phi RES_{t-1} + \sum_{i=1}^m DRES_{t-i}$				
Kriter	m	ADF	m	ADF
AIC	0	-1.6674**	2	-2.2683**
SCH			1	-2.4515**

Not. m AIC ve SCH Akaike ve Schwarz kriterine göre gecikme sayılarını, ADF değerleri  $res_{t-1}$ 'in katsayısının t istatistiği değerlerini ve \*\* % 5 anlamlılık düzeyinde ilgili değişkenin birim kök içermediğini göstermektedir.

Değişkenler arasında uzun dönem ilişkinin varlığının tespitinden sonra kısa dönemde nedensellik ilişkileri hata düzeltme modeli yardımıyla gerçekleştirilmiştir. Hata düzeltme modeli dönem içindeki ekonomik krizleri ve muhtemel deterministik mevsimselliği kapsayacak şekilde 4 spesifikasyonda gerçekleştirilmiştir. Bu spesifikasyonlar; mevsimsel kukla içeren (M), mevsimsel ve kriz dönemi kuklaları içeren (K,M), sadece kriz dönemi kuklası (K) içeren ve hiç kukla içermeyen modeller şeklindedir. Kriz kuklaları 1994:4 krizi ve 2001:1 kriz döneminin etkilerinin giderilmesi amacıyla, konulmuştur. Bu spesifikasyonlara göre elde edilen model sonuçları tablo 3'de sunulmaktadır.

\* Bu sonuçlar gecikme uzunluğunun Schwarz kriterine göre belirlenmesi durumunda da değişmemektedir.

\*  $LÖİSE_t = \alpha + \beta LTÜFE_t + RES_t$  modelinden elde edilen hata terimlerin kullanılması sonucunda da ko-entegrasyon ilişkisi elde edilmekte ve hata düzeltme modeli sonuçlarında bir değişiklik oluşmamaktadır.

**Tablo 3.** Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

MODEL 1: $DLTÜFE_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^h \alpha_i D_i + \sum_{i=1}^m \beta_i DLTÜFE_{t-i} + \sum_{i=1}^k \lambda_i DLÖISE_{t-i} + \mu RES_{t-1}$				
MODEL 2: $DLÖISE_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^h \alpha_i D_i + \sum_{i=1}^m \sigma_i DLÖISE_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_i DLTÜFE_{t-i} + \phi RES_{t-1}$				
Diğer Dışsallar(D <sub>i</sub> )	$\mu$	$\lambda_i = 0$ (F)	$\phi$	$\gamma_i = 0$ (F)
--	-0.000006 (-0.6427)	3.2577* [12]	0,00001 (0.8998)	1.4157 [12]
K	-0.00001 (-1.6950)	2.0708** [12]	-0.00001 (-1.2159)	1.7215*** [12]
M	-7.1327xe <sup>7</sup> (-0.0898)	5.1199* [4]	0.00001 (1.6390)	1.9132 [4]
K, M	-1.1292xe <sup>5</sup> (-1.3553)	2.7321** [4]	-4.8187xe <sup>6</sup> (0.4595)	4.4027* [4]

Not. K kriz kuklası, M mevsimsel kuklaları, parantez ilgili katsayının t istatistiği değerini, köşeli parantez ilgili değişkenin Akaike kriterine göre gecikme sayısını ve \*, \*\* ile \*\*\* sırasıyla ilgili değişkenin % 1, % 5 ve % 10 anlamlılık seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı olduklarını göstermektedir.

Elde edilen sonuçlar ÖİSE değişim değerlerinin tüm spesifikasyonlarda TÜFE enflasyon oranını açıkladığı yani neden olduğu yönündedir. Buna karşın kriz ile kriz ve mevsimsel kuklaların yer aldığı denklemlerde enflasyon oranı da ÖİSE değişim değerlerine Granger anlamda nedendir. Bu nedenle bu analizde çift yönlü nedenselliğin olduğu ortaya çıkmıştır. Hata düzeltme modeli sonuçlarında dikkat çeken diğer bir tespit, hiçbir spesifikasyona göre, uzun dönem ve kısa dönem arasındaki dinamikleri veren hata düzeltme katsayılarının anlamlı çıkmamasıdır. Bu katsayıların çoğunluğu negatif işaret taşımalarına rağmen katsayı değerleri oldukça düşüktür.

### 5.3. VAR Modeli Sonuçları

VAR modeli oluşturulmasındaki temel amaç dinamik ilişkilerin yakalanması ve enflasyon ve ÖİSE değişim değerleri arasındaki nedensellik ilişkisini farklı bir açıdan görmektir. Bu gerekçenin temelinde ko-entegrasyon analizinde ve devamında oluşturulan hata düzeltme modeliyle ilişkili oluşan kuşularımız yer almaktadır. Marques vd (2002)'de ifade edilen ko-entegrasyon ilişkisi enflasyon ile çekirdek enflasyon arasında varsayılmıştır. Ancak burada bu ilişki bir alt seviyede, endeks seviyesinde gerçekleşmiştir. Şunu biliyoruz ki geçici şoklar durağan olmayan süreçlerde sürekli (eğilimsel) bir değişmeye neden olurken, durağan süreçlerde geçici bir etkiye neden olmaktadır. Bu nedenle VAR çözümlemesi başlığı altında Granger nedensellik, varyans ayrıştırma ve etki tepki fonksiyonları incelenerek ÖİSE değişim değerlerinin dışsallığı konusunda daha sağlıklı bilgilere ulaşılabacaktır.

VAR çözümlemesi kriz kuklası, kriz ve mevsimsel kukla ve sadece mevsimsel kukla taşıyan modeller vasıtasıyla gerçekleştirilmiştir. Bu spesifikasyonlara göre VAR sisteminin çözümlenmesiyle elde edilen Granger nedensellik testi sonuçları aşağıdaki tabloda sunulmaktadır.



**Tablo 4.** VAR Çözümlemesinde Granger Nedensellik Sonuçları

Spefikasyonlar	DLTÜFE	DLÖİSE	DLOİSE	DLTÜFE
K	2.5622*[12]		3.0978*[12]	
M	1.9359 [4]		5.6712*[4]	
K,M	4.0171*[4]		3.6778*[4]	

Not. K kriz kuklası, M mevsimsel kuklaları, köşeli parantez ilgili değişkenin Akaike kriterine göre VAR sistemindeki gecikme sayısını, \*: ilgili grup değişkeninin F değerlerinin %1'de anlamlı olduğunu ve ok işareti nedenselliğin yönünü göstermektedir.

Tablodan görüldüğü gibi VAR çözümlemesinde elde edilen sonuçlar ile hata düzeltme modeli sonuçları genel anlamda çakışmaktadır. Bu sonuçlara göre, mevsimsel kuklaların olduğu model hariç diğer iki modelde çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Mevsimsel kuklalı modelde ise ÖİSE değişim değerlerinden TÜFE enflasyonu değişim değerlerine doğru tek yönlü ilişki mevcuttur. Bu durumda ÖİSE değişim değerlerinin, TÜFE enflasyon değerlerinin iyi bir tahmin edicisi olduğunu hem hata düzeltme modeli sonuçlarına göre hem de VAR'da ki nedensellik analizi sonuçları doğrulamaktadır. Ancak her iki modelde de ÖİSE değişim değerlerinin dışsallık niteliğine sahip olmadığı aşikardır. Bu noktadan sonra kriz ve mevsimsel kuklalar içeren model için varyans ayrıştırması ve etki-tepki fonksiyonları incelenecektir.

#### 5.4. Varyans Ayrıştırması ve Etki - Tepki Analizi

Çalışmanın bu kısmında ÖİSE ile TÜFE enflasyonu arasındaki dinamik etkileşimler incelenecektir. Bu etkileşimler çekirdek enflasyonun (ÖİSE değişim değerlerinin) enflasyon oranını tahmin etmedeki başarısı daha net bir şekilde gösterecektir. Varyans ayrıştırması ve etki tepki fonksiyonları 12 dönemlik periyotlar halinde gerçekleştirilmiştir. Bunun nedeni çekirdek enflasyonun enflasyon üzerinde açıklayıcılık gücünün kısa dönemde istenilir olmasıdır. Uzun dönem dikkate alındığında farklı enflasyon göstergelerinin (mesela para arzı) de enflasyon üzerinde etkisi olacağı kuşkusuzdur. Bu durumda çekirdek enflasyon ölçüsü gerekli bir enstrüman niteliğini kaybeder.

TÜFE enflasyon oranındaki varyans değişimlerinin ne kadarının kendisi ve ÖİSE değişim değerleri tarafından belirlendiği Tablo 5'de sunulmuştur. Tabloya göre TÜFE değişim değerlerindeki varyansın dönem sonunda %92.8'si kendisi tarafından açıklanırken, ancak %7.2'si ÖİSE değişim değerleri tarafından açıklanmaktadır.



**Tablo 5.** TÜFE Enflasyon Oranının Varyans Ayrıştırması

Periyot	Std Hata	DLTÜFE	DLÖİSE
1	0.010022953	100.00000	0.00000
2	0.010127282	99.13976	0.86024
3	0.010270061	97.54187	2.45813
4	0.010389507	96.75043	3.24957
5	0.010526079	94.29373	5.70627
6	0.010735933	93.36287	6.63713
7	0.010771276	93.24435	6.75565
8	0.010828102	93.27984	6.72016
9	0.010850170	93.09749	6.90251
10	0.010883601	92.75476	7.24524
11	0.010893085	92.60915	7.39085
12	0.010911146	92.62585	7.37415

Tablo 6’da ise ÖİSE değişim değerlerinin varyans ayrıştırması sunulmuştur. Bu sonuçlara göre ÖİSE değişim değerlerindeki varyans değerlerinin büyük bölümü, % 76.8’i kendisi tarafından açıklanırken, %23.2’si TÜFE enflasyon değerleri tarafından açıklanmaktadır. Sonuç olarak TÜFE enflasyon oranının ÖİSE değişim değerlerini daha iyi açıkladığı söyleyebiliriz.

**Tablo 6.** ÖİSE Değişim Değerlerinin Varyans Ayrıştırması

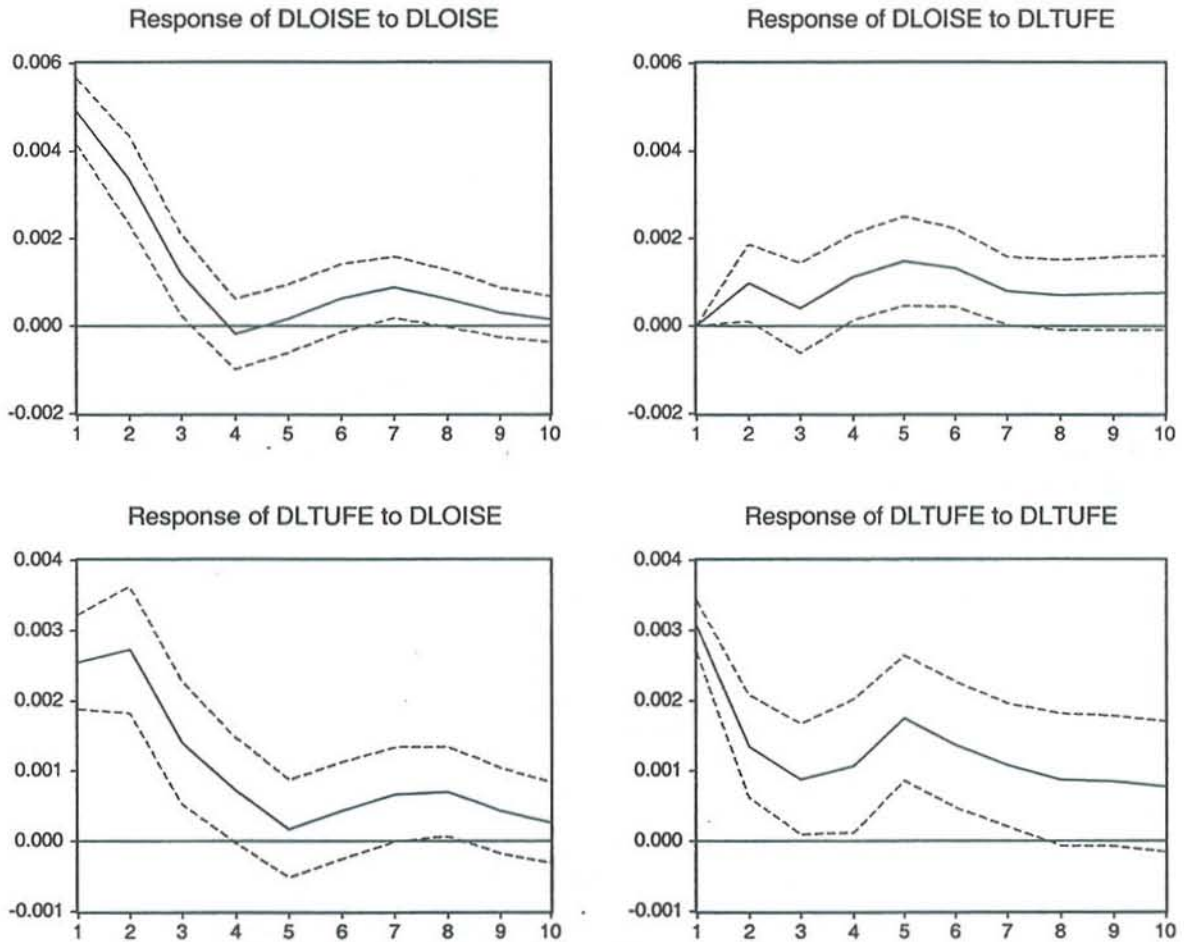
Periyot	Std Hata	DLTÜFE	DLÖİSE
1	0.012516131	0.00000	100.00000
2	0.014048514	0.97756	99.02244
3	0.014089945	1.00430	98.99570
4	0.014718383	6.37129	93.62871
5	0.015877653	11.94442	88.05558
6	0.016370059	12.94888	87.05112
7	0.016916605	14.29509	85.70491
8	0.017372473	15.82768	84.17232
9	0.018131566	18.87222	81.12778
10	0.018681802	20.35155	79.64845
11	0.019126866	21.98794	78.01206
12	0.019603459	23.21387	76.78613

Etki tepki analizi sonuçları ise Şekil 1 ve Şekil 2’de sunulmuştur. Bu grafiklerden Şekil 1’de VAR sıralamasında ÖİSE değişim değerleri, Şekil 2’de ise TÜFE değişim değerleri ilk sırada yer almıştır.

ÖİSE değişim değerlerinin VAR sıralamasında ilk sırada yer aldığı Şekil 1’in, sol alt köşedeki grafik ÖİSE değişim değerlerindeki bir birimlik şokun TÜFE enflasyon değeri üzerindeki etkisini göstermektedir. Bu etki tüm dönem boyunca pozitiftir. Başlangıçta enflasyon üzerinde büyük bir etki yapan ÖİSE şoku, dönem ilerledikçe azalarak devam etmekte ve dönem sonunda etki önemsizleşmektedir. Aynı şeklin sağ üst köşesindeki grafik ise enflasyondaki bir birimlik şokun ÖİSE değişim değerleri üzerindeki etkilerini göstermektedir. Dönem başlangıcından itibaren ÖİSE üzerinde enflasyonu şokunun etkisi pozitif ve kısmen dalgalı bir seyir izlediği görülmektedir.

Ancak dönem sonunda şokun enflasyon üzerindeki etkisi devam etmekte olup aynı zamanda istikrar kazanmaktadır.

Response to One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.

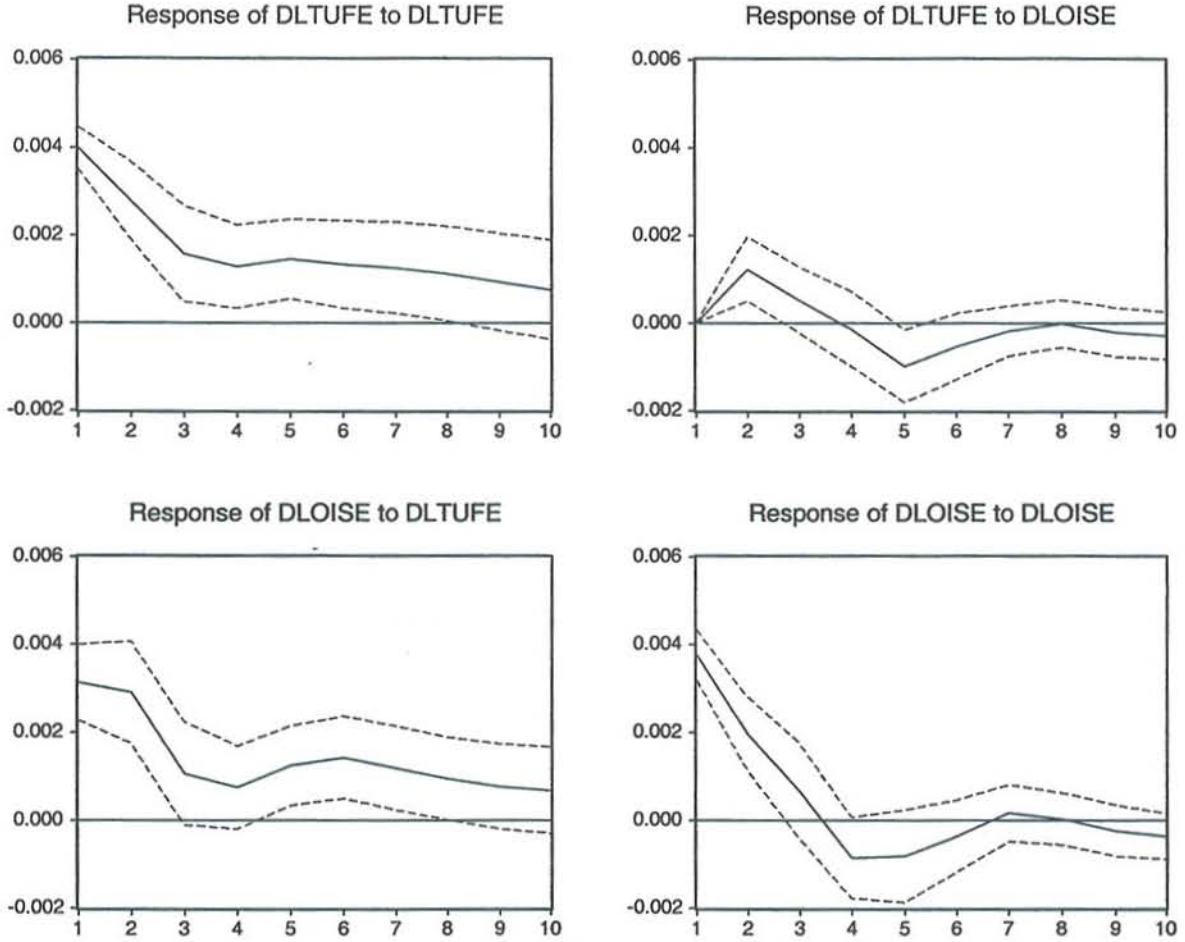


Şekil 1. ÖİSE-TÜFE Sıralamasında Etki - Tepki Analizi

TÜFE enflasyon oranının VAR sıralamasında ilk sırada olduğu Şekil 2'in sağ üst köşesindeki grafik, ÖİSE değişim değerindeki bir birimlik şokun TÜFE enflasyon oranı üzerindeki etkisini göstermektedir. Grafiğe göre ilk 4 ay içinde pozitif etki yapan ÖİSE şoku, 4. aydan dönem sonuna (12. aya) kadar enflasyon üzerinde negatif etki yapmakta ve etkinin şiddeti 7. aydan itibaren azalarak önemsizleşmektedir. Şekil 2'de, enflasyon şokunun ÖİSE değişim değerleri üzerindeki etkisini gösteren grafik sol alt köşede bulunmaktadır. Bu grafikten görüldüğü üzere, enflasyon şoku tüm dönem boyunca ÖİSE üzerinde pozitif etki yapmaktadır. Bu etki başlangıç döneminde oldukça kuvvetli iken, dönem sonuna doğru etki şiddetini kaybetmektedir.



Response to One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



Şekil 2. TÜFE- ÖİSE Sıralamasında Etki - Tepki Analizi

Etki tepki fonksiyonları grafiklerinin genelinden çıkan sonuç, değişkenlerin VAR sistemindeki sıralamanın önemli olduğunu bir kez daha göstermiştir. Ancak sıralamada hangi değişkenin daha önce olması gerektiği belirsizdir. Çünkü ÖİSE değişim değerlerinin dışsal olup olmadığını test etmek amacıyla yapılan bir analizde, değişkenler arasında içsel dışsal ayırım yapmak pek mantıklı görülmemektedir. Bu nedenle TÜFE enflasyon oranı ile ÖİSE değişim değerleri arasında çift yönlü bir nedensel ilişkinin olduğu yönünde sonuçlar veren hata düzeltme ve VAR nedensellik sonuçlarının, iki sıralamaya göre elde edilen etki tepki analizinde de geçerli olduğunu kabul edebiliriz.

## 6. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Son dönemlerde para politikası biçimlendirmesinde enflasyon hedeflemesi önemli bir yer teşkil etmektedir. Genel anlamda enflasyon hedeflemesi fiyat istikrarının sağlanması amacıyla kullanılan ve sayısal bir enflasyon hedefine göre para politikasını biçimlendiren bir nitelik göstermektedir. Ancak enflasyon oranı, hangi endeks (TÜFE, TEFEBİ vb) değerine göre elde edilirse edilsin bazı problemleri de beraberinde



taşımaktadır. Bu problemlerden bir tanesi genellikle arz şokları tarafından oluşturulan enflasyondaki geçici hareketlerdir. Bu geçici hareketler dikkate alınmadan uygulanacak bir enflasyon hedeflemesi para politikasının etkinliğini düşürmekte, hatta enflasyondaki dalgalanmaları daha da artırabilmektedir. Bu nedenle literatürde, bu etkileri gideren ve enflasyon hedeflemesinde hedef yada gösterge olarak kullanılan bir enflasyon ölçüsünden bahsedilmeye başlanmıştır.

Çekirdek enflasyon olarak ifade edilen bu ölçü, en basit tanımla uzun dönemli enflasyon oranı yada trend enflasyon oranı olarak ifade edilebilir. Çekirdek enflasyon literatürde çok farklı teknikler kullanılarak elde edilmesine rağmen tamamı enflasyondaki geçici hareketleri gidermeyi amaçlamaktadır. Ancak bu ölçülerden hangisinin daha iyi olduğu konusunda bir fikir birliği oluşturulamamaktadır. Bu nedenden dolayı literatürde alternatif çekirdek enflasyon ölçülerini değerlendirmek için ekonometrik ve istatistik bazı kıstaslar getirilmiştir. Kanımızca bu kıstasların en önemlisi, çekirdek enflasyon ölçüsünün enflasyonun gelecek dönem değerlerini belirlemede başarılı olması ve bu nedensel ilişkide çekirdek enflasyonun dışsal olmasıdır. Çekirdek enflasyonun dışsallık özelliğinin bozulması, enflasyon hedeflemede kullanılmasını zorlaştıracaktır. Her şeyden önce geçici hareketler taşıyan enflasyon oranının, çekirdek enflasyon ölçüsüne etki yapması, çekirdek enflasyonun da dolaylı yoldan geçici hareketlerden etkilenmesi sonucunu doğuracaktır.

Bu çalışmada, çekirdek enflasyon ölçüsü olarak kullanılan ÖİSE değişim oranlarının dışsallık niteliğine uymadığı yapılan analizler sonucunda tespit edilmiştir. Bu durumda iyi bir enflasyon göstergesi diye bir endeksin enflasyon hedeflemesi açısından kullanılması uygun olmayacaktır. Tabii ki bu ölçünün para politikasının şekillenmesinde hiç kullanılmaması gerektiğini ifade edemeyiz. Ancak şu noktaya dikkat edilmelidir ki, enflasyon hedeflemesinin en önemli noktası bireylerin ve sonuçta toplumun beklentilerinin kırılması, en azından kontrol altına alınması gerekliliğidir. Bu nedenle enflasyon hedeflemesine girecek bir ekonomide basın yayın kuruluşları aracılığıyla çekirdek enflasyon olarak lanse edilen ÖİSE değişim değerlerinin toplumun beklentilerini etkilemesi olumsuz sonuçlar doğurabilir. Bu nedenle teorik ve istatistiksel niteliklere uygun alternatif çekirdek enflasyon ölçüleri konusunda çalışmaların hızlandırılması ve neticesinde resmi kuruluşlar tarafından belirlenen uygun bir çekirdek enflasyon ölçüsünün oluşturulması gerekmektedir.

## KAYNAKÇA

- BERKMEN P. (2002), *Measuring Core Inflation Forr Turkey*, Central Bank Republic of Turkey Review, vol. 2, no.2
- BRYAN M. F. and CECCHETTİ S. (1999), *The Montly Measurement of Core Inflation in Japan, Monetary and Economic Studies*, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, vol. 17. no.1.
- BRYAN M. F. and CECCHETTİ S. (2001), *A Note on the Efficient Estimation of Inflation in Brazil*, Working Paper Series 11 Banco Central do Brasil.

- CİHAN C. and MALATYALI K.(1999.), *Measuring Core Inflation in Turkey*, DPT Working papers
- CLARK T.E. (2001), *Comparing Measures of Core Inflation*, Erişim: [www.kc.frb.org/PUBLICAT/ECONREV/PDF/2901clark.pdf]
- CUTLER J. (2001), *Core Inflation in the UK* Erişim: [http://www.bankofengland.co.uk/mpc/extmpcaper0003.pdf,]
- KIVILCIM M. and KARA A.H. (2001), *Forecasting The Turkish Private Sector Manufacturing Industry Price Index*, Yapı Kredi Economic Review, vol 12, no. 1
- MARQUES C.R., NEVES P.D. and SARMENTO L. M. (2002), *Evaluating Core Inflation Indicators*, Economic Modelling.
- MARQUES C. R, NEVES P. D. and DE SİLVA A. G. (2002 ), *Why Should Central Bank Avoid the Use of the Underlying Inflation Indicator*, Economic Letters, 75
- MORON E. and ZEGERRA L.F. (1998), *Measuring and Targetting Core Inflation in a Smal, Open and Dolarized Economy: The Peruvian Case*, Erişim:[www.decontes.up.edu.pe/Emoron/ emoron\_ab.pdf.]
- ÖZATAY F. (1992), *The Price Dynamics in Turkey*, The Central Bank of Turkey Research Department Discussion Papers, no.92/02
- ROGER S. (1997), *A Robust Measure of Core Inflation in New Zealand* Erişim: [www4.statcan.ca/secure/english/ottawagroup/pdf/04R063.pdf.]
- ROGER S. (1998), *Core Inflation: Concept, Uses and Measurements*, Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper Series G98/9.
- SAKARYA B., YURTOĞLU H. and DUVAN B. (1999), *A Cointegration Analyses of Alternative Core Inflation Measures for Turkey*, DPT Working Papers
- TCMB (2003), *Çekirdek Enflasyon Teknik Komite Çalışma Raporu*, Erişim: www.tcmb.gov.tr/yeni/evds/yayin/kitaplar/cekirdekenf-mayis2001.pdf.



## IS THE GROWTH RATE OF THE PRIVATE MANUFACTURING PRICE INDEX THE MEASURE OF THE CORE INFLATION?

### ABSTRACT

*Recently, in our country, the growth rate of the private manufacturing price index has been used as the measure of the the core inflation. In fact, to determine whether this measure, among the many measures in the literature, is a measure of the core inflation is very important. In the literature, there are many options for the characteristics which the core inflation has. Among the options, there is a consensus on the exogeneity of the core inflation. For this purpose, in this study, it has been examined whether the growth rate of the private manufacturing price index is an exogenous estimator of the headline inflation. Analysis was carried by the means of Engle-Granger co-integrations, error correction models and Vector Autoregression (VAR.)*

*The findings of the analysis here indicated that the growth rate of the private manufacturing price index is an excellent estimator of the headline inflation, but not exogenous. For this reason, finding and calculating an appropriate measure which has the characteristic of exogeneity will be useful for inflation targeting in our country.*

**Key Words :** *Core inflation, Inflation target, Private Anufacturing Price Index and Vector Autoregression (VAR)*



## BİREYSEL EMEKLİLİK SİGORTA SİSTEMİ ÜZERİNE BİR UYGULAMA ÇALIŞMASI

Şanslı ŞENOL\*

Sevcan DEMİR\*

### ÖZET

*Bireysel Emeklilik Sistemi (BES) Kamu Sosyal Güvenlik sistemini (SSK, BAĞKUR, EMEKLİ SANDIĞI) tamamlayan, bireylerin emekliliğe yönelik tasarruflarını yatırıma yönlendirerek ikinci bir emeklilik geliri sağlayan, gönüllü katılıma dayalı bir özel emeklilik sistemidir. Bu çalışmada yeni bir konu olan bireysel emeklilik sistemi incelenmiş, aynı zamanda genel eğilimi belirlemek amacıyla bir uygulama çalışması yapılmıştır. Uygulama çalışması İzmir ili Karşıyaka, Bornova, Konak ve Buca ilçelerinde, kota örnekleme ile belirlenen 197 kişi ile yüzyüze görüşülerek elde edilen verilere istatistiksel yöntemler uygulanarak yapılmıştır.*

*Araştırmaya katılanların %51'inin bireysel emeklilik ile ilgili bilgi sahibi olduğu ve %38'nin bireysel emeklilik sistemine geçmeyi düşündüğü belirlenmiştir. Bireysel emeklilik sistemine geçmeyi düşünen kişiler, emekli olduktan sonra refah seviyesinin artması, şirkete duyulan güven ve tasarruflarını doğru değerlendirmek amaçları bu kararı vermelerinin nedenlerini oluşturmaktadır. BES hakkında bilgi sahibi olma ile eğitim ve ekonomik durum değişkenlerine aralarında ilişki olup olmadığını belirleyebilmek amacıyla  $\chi^2$  analizi yapılmıştır. Analiz sonucunda her iki değişkeninde BES hakkında bilgi sahibi olma ile arasında ilişki olduğu ortaya çıkmıştır. Yapılan faktör analizinde tüketici davranışlarının bir sonucu olan sigorta / sigortacılığı etkileyen dokuz değişken ele alınmış, sonuçta bu değişkenlere bağlı olarak 4 faktör belirlenmiştir.*

**Anahtar Kelimeler :** *Bireysel Emeklilik Sistemi (BES), Sigorta, Sigorta Poliçesi, Pazarlama Araştırması, Tüketici Davranışları.*

### 1.GİRİŞ

Tüm dünyada, 11 trilyon dolara ulaşan fonları bünyesinde toplayan BES konusunda ülkemizde 07.04.2001 tarihli Resmi Gazete'de yayımlanan "Bireysel Emeklilik Tasarruf ve

\* Ege Üniversitesi, Fen Fakültesi, İstatistik Bölümü, 35100 Bornova , İzmir, Türkiye.

Yatırım Sistemi Kanunu" ile, bu sistemin yasal dayanağı oluşturulmuştur. Katılımcının, gönüllü katılım ve belirlenmiş katkı esasına göre oluşturulan (BES)'e girmesi çağdaş pazarlama kavramı ile tüketicinin istek ve gereksinimlerinin tatminini hedef alacak biçimde bir pazarlama sisteminin oluşturulmasına bağlıdır. Bu nedenle tüketici davranışlarının öğrenilmesi önemlidir. Tüketici davranışlarının öğrenilmesi, pazarlama çalışmalarını sonuçlarının değerlendirilmesiyle mümkün olabilmektedir. En geniş anlamı ile tüketici davranışı, pazar yerinde tüketicinin davranışını inceleyen, bu davranışın nedenlerini araştıran uygulamalı bir bilim dalıdır. Pazarı oluşturan tüketicilerin kimler olduğu, ne satın aldıkları, ne zaman satın aldıkları, satın alınan kimlerle ilgili olduğu (kimin için ya da kimler için satın alırlar?), neden satın aldıkları, nereden satın aldıkları tüketici davranışlarının incelenerek cevaplandırılmaya çalışılan sorulardır.

Genellikle ürün satışı alışkanlıkları ile sigorta tanıtımı ve pazarlaması yapıldığında, hem başarı kazanma zor hem de müşteri potansiyelinin uzun süre korunması imkansız olmaktadır. Ürün pazarlamasında, görünen, yoklanan, koklanan, tadılan, yani ele alınıp tetkik edilen bir meta ortadadır ve bunun satıcı tarafından kar amacıyla satışının yapıldığı bilinir ve kabul edilir. Buna göre sigorta poliçesi satışındaki en ince nokta, sigorta müşterisinin özelliğini bilmek ve "Doğru Hizmet Esaslarını" oluşturarak çalışmaktır. Bu halde, tanıtım-pazarlama esasları kendi şartları içinde oluşturulmuyorsa, başarılı olunması beklenmemelidir. Katılımcının kazanılması sigortalı olmayı kabul etmiş olmasıyla belli olmaz. Beklentilerinin karşılanması "mutlaka hasar olacak ve zararını aldığı için memnun olacak" şeklindeki dar bir kalıba girmez. Şirket hakkında alacağı duyular, iletişimin devamı, belgelerin hazırlanış ve sunuş kalitesi, şirketin yenilikleri hakkında bilgi edinmesi katılımcının satış sonrası temel beklentileridir. Görüldüğü gibi, sigorta poliçesi sahibi olan katılımcı hasara bağlı hizmetin görülmesini değil, kendisinin nasıl kabul edildiğinin araştırması içinde kalır. Bu özelliğin başka bir pazarlama konusunda görülmesi pek mümkün olmamaktadır (Sergici, 2001). Bu nedenle özel bir emeklilik sigortası olan BES içinde temel dayanak noktası olan katılımcıya odaklılık sağlanmış olmaktadır.

Doğuş yeri olan İtalya'dan, "sicurta" kelimesinden gelip dilimize yerleşen sigorta, bir zarar doğuran veya meydana gelen bir olayın yada tehlikenin sonuçlarını sigorta şirketinin üstlenmesidir. Eğer öngörülen tehlike gerçekleşirse, bunun ekonomik sonucuna sigortacı katlanır. Buna karşı çıkarını veya canını sigorta ettiren kişi de bir para öder. Sigortayı ya devlet (Emekli Sandığı, Sosyal Sigorta, Bağ-Kur, vs. gibi) ya da özel şirketler yapar. Bu suretle meydana gelen zararlar sigorta yoluyla paylaşılır ve bunun için ödenen ücretler (primler) genel masraflar arasına girer; beklenmedik zararlar, normal harcamalar gibi önceden öngörülen, hesaplanan masraflar haline dönüşür. T.T.K'nin 1263'üncü maddesine göre SİGORTA "Sigorta bir akittir ki, bununla sigortacı, bir prim (ücret) karşılığında, diğer bir kimsenin para ile ölçülebilir menfaatini zarara uğratan bir rizikonun meydana gelmesi halinde tazminat vermeyi yahut bir veya birkaç kişinin hayat müddetleri sebebiyle veya hayatlarında meydana gelen belli bir takım hadiseler dolayısıyla bir para ödemeyi üzerine alır." diye tanımlamıştır.

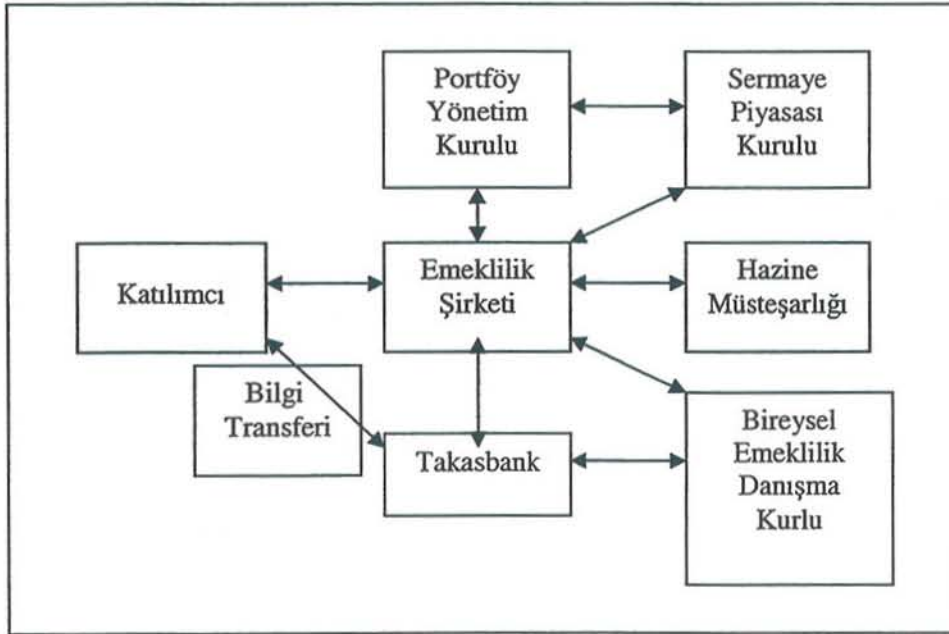


BES ise Kamu Sosyal Güvenlik sistemini (SSK, BAĞKUR, EMEKLİ SANDIĞI) tamamlayan, bireylerin emekliliğe yönelik tasarruflarını yatırıma yönlendirerek ikinci bir emeklilik geliri sağlayan, gönüllü katılıma dayalı özel bir emeklilik sigortasıdır.

## 2. BİREYSEL EMEKLİLİK SİSTEMİ

Gönüllü katılıma dayalı olan Bireysel Emeklilik Tasarruf ve Yatırım Sistemi Kanununun kapsamını Emeklilik Şirketlerinin kuruluş, çalışma, yönetim ve denetimine, kişilerin sisteme katılma, ayrılma ve emeklilik koşullarına, emeklilik yatırım fonlarının kuruluşuna, katkıların bu fonlarda toplanmasına ve değerlendirilmesine, aracılık hizmetlerine, kamuya açıklanacak bilgilerin kapsamına ve bireysel emeklilik ile ilgili diğer hususlara ilişkin esas ve usulleri düzenlemek oluşturmaktadır.

Bireysel Emeklilik Sözleşmesi katılımcının, gönüllü katılım ve belirlenmiş katkı esasına göre oluşturulan BES'e girmesine, sistemden ayrılmasına, emekli olmasına, katkıların ödenmesine, bu katkıların bireysel emeklilik hesaplarında izlenmesine, fonlarda yatırıma yönlendirilmesine katılımcı ve lehdarına yapılacak ödemelere ilişkin esaslar ile tarafların diğer hak ve yükümlülüklerini düzenleyen bir sözleşmedir. Bireysel Emeklilik Sisteminde en az 10 yıllık süreyi doldurulması, 10 yıllık katkı payı ödenmesi ve 56 yaşını tamamlanması gerekmektedir. Emeklilik sözleşmesi içinde katılımcı herhangi bir anda bireysel emeklilik sisteminden birikimlerini alarak ayrılabilir. Emeklilik hesabındaki birikimler emeklilik sözleşmesi hükümlerine göre ödenir. (Bireysel Emeklilik Tasarruf ve Yatırım Sistemi Kanunu, Madde 6).



Şekil 1. Bireysel emeklilik sistemi



Kamu sosyal güvenlik sistemine alternatif değil, tamamlayıcı nitelikte ve katılımın zorunlu olmaması, belirlenmiş katkı esasına dayanması, birikimlerin tercihe göre yönlendirilme hakkı bulunması, birikimlerin bireysel hesaplarda ayrı ayrı izlenecek olması, bireysel emeklilik hesabının başka bir şirkete aktarılabilmesi, sermaye piyasalarının derinleşmesi BES'in temel özellikleridir.

BES; vergi avantajından faydalanarak uzun vadeli yatırım imkanı, katılımcılara sunulan güvenli, şeffaf, kontrol edilebilir yapı, uzun vadeli altyapı yatırımları için gerekli fon ve dolayısıyla istihdam artışı, piyasalardaki kısa vadeli spekülasyon baskılarının azalması, ulusal tasarruf eğiliminin artması, kayıtlılığın teşviki, sermaye piyasalarının derinleşmesi gibi temel getirilere sahiptir (http Anadolu).

### **3. YÖNTEM VE METODOLOJİ**

#### **3.1. Yöntem**

BES konusunda ülkemizde 07.04.2001 tarihli Resmi Gazete'de yayımlanan "Bireysel Emeklilik Tasarruf ve Yatırım Sistemi Kanunu" ile, bireysel emeklilik sistemin yasal dayanağı oluşturulmuş, Nisan – Mayıs 2003 döneminde aktif olarak hayata geçirilen bu yeni konu ile ilgili olarak bir araştırma çalışması yapılmıştır. BES hakkında sonuç elde edebilmek amacıyla İzmir'in nüfusu 300.000'in üzerinde olana 4 büyük ilçesinde (Karşıyaka, Bornova, Konak ve Buca), yaşları 18 – 60 arasında olan bireylerin, cinsiyet, eğitim ve gelir durumu kriterleri göz önünde bulundurularak kota örnekleme ile 197 kişi belirlenmiş ve bu kişilerle yüzyüze görüşme yöntemi kullanılarak elde edilen verilere araştırmanın amacına yönelik olarak SPSS paket programı kullanılarak gerekli istatistiksel yöntemler uygulanmıştır.

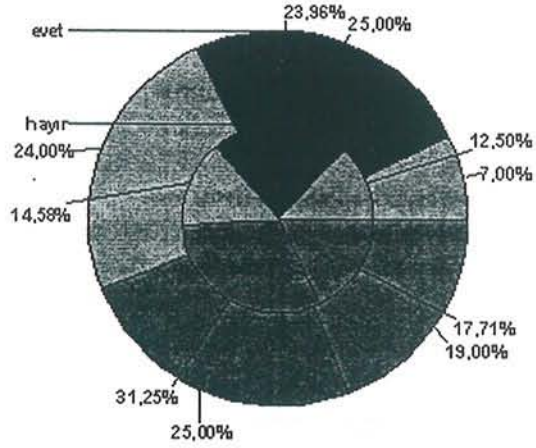
#### **3.2. Bulgular ve Değerlendirme**

##### **3.2.1. Genel Özellikler**

Yapılan anket çalışmasından elde edilen sonuçlara göre ilk olarak katılımcıların genel özellikleri belirlenmeye çalışılmıştır. Buna göre ankete katılanların ve bunun yanında BES hakkında bilgi sahibi olanların yaş dağılımları bir arada değerlendirildiğinde aşağıdaki sonuçlar elde edilmiştir:

**Tablo 1.** Yaşlara göre dağılım

Yaş	%	Sayı
25 -	18.3	36
26 - 35	28.4	56
36 - 45	19.3	38
46 - 55	24.4	48
56+	9.6	19
Toplam	100	197



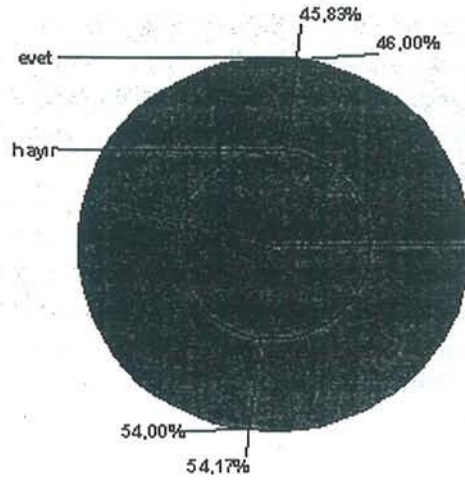
**Şekil 2.** BES hakkında bilgi sahibi olup olmama durumunun yaşlara göre dağılımı

Buna göre BES hakkında bilgi sahibi olanların %19.00'u 25 yaşın altında, %25.00'i 26-35, %24.00'ü 36-45, %25.00'i 46-55 yaşları arasında, %7.00'si 55 yaş üstü katılımcılara aittir. BES hakkında bilgi sahibi olmayanların %17.71'i 25 yaşın altında, %31.25'i 26-35 yaş arası, %14.58'i 36-45 yaş arası, %23.96'sı 46-55 yaş arası, %12.50'si 55 yaş üstü katılımcılara aittir.

Cinsiyete ve aynı zamanda BES hakkında bilgi sahibi olup olmamanın cinsiyete göre değişimi incelendiğinde:

**Tablo 2.** Cinsiyete göre dağılım

Cinsiyet	%	Sayı
Kadın	46.2	91
Erkek	53.8	106
Toplam	100	197



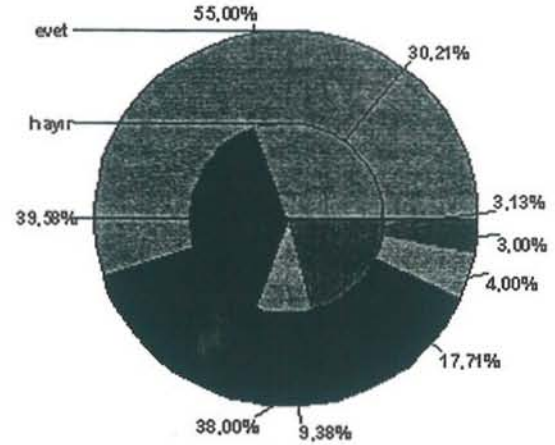
**Şekil 3.** BES hakkında bilgi sahibi olup olmama durumunun cinsiyete göre dağılımı

BES hakkında bilgi sahibi olanların %54.00'ü erkek ve %46.00'si kadın katılımcılara aittir. BES hakkında bilgi sahibi olmayanların %54.17'si erkek ve %45.83'ü kadın katılımcılara aittir.

Katılımcıların eğitim durumları ve BES hakkında bilgi sahibi olup olmamanın eğitim durumlarına göre gösterdikleri farklılık ise aşağıdaki gibidir:

**Tablo 3.** Cinsiyete göre dağılım katılımcıların dağılımı

Eğitim durumu	Yüzde	Sayı
Okur – yazar değil	1.5	3
İlkokul mezunu	10.2	20
Ortaokul mezunu	6.6	13
Lise mezunu	39.1	77
Üniversite mezunu	42.6	84
Toplam	100	197



**Şekil 4.** BES hakkında bilgi sahibi olup olmama durumunun eğitim seviyesine göre dağılımı

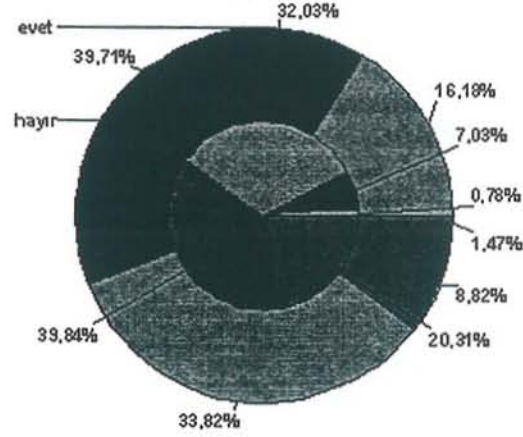
Katılımcılardan BES hakkında bilgi sahibi olanların %3.00'ü ilkokul mezunu, %4.00'ü ortaokul mezunu, %38.00'i lise mezunu ve %55.00'i üniversite mezunu katılımcılara aittir. BES hakkında bilgi sahibi olmayanların %3.13'ü okuryazar olmayan, %17.71'i ilkokul mezunu, %9.38'i ortaokul mezunu, %39.58'i lise mezunu ve %30.21'i üniversite mezunu katılımcılara aittir.

Aynı zamanda katılımcıların %77.2'si çalışmakta, %22.8'si ise çalışmamaktadır. Buna bağlı olarak örneklemin ekonomik açıdan değerlendirildiğinde aşağıdaki tablo elde edilmektedir. Poliçe sahibi olmak ekonomik durum ile bağlantılı olduğundan örneklem ekonomik seviyelere göre poliçe sahibi olma açısından da değerlendirilmiş ve aşağıdaki grafik elde edilmiştir.



**Tablo 4.** Gelir seviyelere göre katılımcıların dağılımı

Ekonomik durum	Yüzde	Sayı
Asgari ücret altı	13.7	27
230 – 500 milyon	28.9	57
500 milyon – 1 milyar	33.0	65
1 – 2 milyar	18.3	36
2 milyar üstü	6.1	12
Toplam	100	197



**Şekil 5.** Gelir seviyelerine göre sigorta poliçesi sahibi olup olma durumlarına göre dağılım

Sigorta poliçesi sahibi olan katılımcıların %1.47'sinin aylık ortalama geliri 230 milyondan az, %8.82'sinin aylık ortalama geliri 230 milyon – 500 milyon arasında, %33.82'sinin aylık ortalama geliri 500 milyon – 1 milyar arasında, %39.71'inin aylık ortalama geliri 1 milyar – 2 milyar arasında değişen ve %16.18'inin aylık ortalama geliri 2 milyarın üstünde olan katılımcılara aittir.

Önemli bir konu olan sosyal güvence değişkenininin 197 kişi için dağılımı ise:

**Tablo 5.** Katılımcıların sahip oldukları sosyal güvence durumlarına göre dağılımları

Sosyal güvence	Yüzde	Sayı
Sosyal güvencesi yok	19.8	39
SSK	37.6	74
Bağ – kur	14.7	29
Emekli Sandığı	23.4	46
Özel sigorta şirketleri	4.6	9
Toplam	100	197

şeklinde. Tüm pazarlama ve üretim faaliyetlerinin temel hedefi tüketiciler olduğuna göre tüketicilerin gelecek ve güven duygularının da tatmin edilmesi gerekir. Bu bağlamda sigorta ve gelecek için gerekli BES'in tüketiciler açısından ifade ettiği anlam önemlidir. Katılımcıların %60'ına göre sigorta kelimesi güven ve gelecek anlamına geliyor. Geriye kalanlardan %14.2'lik bir kesim için sigorta tasarrufla, %17.3'lük kesim için sigorta

teminat kelimesi ile eşdeğer, %4.6'lık kesim için ise sigorta gelecek demek ve %3.6'lık kesim için ise sigorta bir anlam ifade etmiyor. 197 kişinin %12.7'sinin sigorta/sigortacılık hakkında hiçbir bilgisi yok iken, %60.4'ü sigorta hakkında biraz bilgi sahibi, sigortacılık hakkında ortalamanın üstünde bilgisi olan kesim ise %26.9'luk dilimi oluşturmaktadır. Günümüzde özel sigorta şirketleri tarafından birçok sigorta ürünü seçenekleri sunulmaktadır. Ancak kişilerin bu sigortalar hakkında bilgi sahibi olma düzeyleri oldukça farklılık göstermektedir. Buna göre aşağıdaki tabloda sigorta ürünlerinin bilinme yüzdeleri verilmektedir.

**Tablo 6.** Sigorta ürünlerinin bilinme yüzdelerine göre dağılımları

Sigorta Ürünleri	Yüzde	Sayı
Kaza Sigortası	83.2	164
Sağlık Sigortası	80.7	159
Yangın Sigortası	50.3	99
Seyahat Sigortası	43.1	85
Nakliyat Sigortası	32.5	64
Mühendislik Sigortası	11.2	22

Katılımcıların %50.8'i incelenen bireysel emeklilik konusu ile ilgili bilgi sahibi iken %37.6'si bireysel emeklilik sistemine geçmeyi düşünmektedir. BES'e geçmeyi düşünen kişilerin bu kararı vermelerinde emekli olunduktan sonra refah seviyesinin artacağı düşüncesi (%28.9), şirkete duyulan güven (%6.1) ve tasarruflarını doğru değerlendirileceği (%10.7) kanılarına sahip olmaları etkili olmaktadır.

### 3.2.2. $\chi^2$ - analizleri

Sigorta poliçesi sahibi olma ile sırasıyla yaş ve cinsiyet değişkenleri arasında bir ilişki olup olmadığını belirlemek amacıyla  $\chi^2$  - analizi yapıldığında aşağıdaki sonuçlar elde edilmiştir:

**Tablo 7:** Sigorta poliçesi sahibi olma ve yaş değişkenleri için  $\chi^2$  tablosu

Chi-Square Tests			
	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	18,240 <sup>a</sup>	4	.001
Likelihood Ratio	20,070	4	.000
Linear-by-Linear Association	1,847	1	.174
N of Valid Cases	197		

**Tablo 8.** Sigorta poliçesi sahibi olma ve cinsiyet değişkenleri için  $\chi^2$  tablosu.

Chi-Square Tests			
	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	3,714 <sup>b</sup>	1	.054
Continuity Correction <sup>a</sup>	3,157	1	.076
Likelihood Ratio	3,749	1	.053
Fisher's Exact Test			
Linear-by-Linear Association	3,695	1	.055
N of Valid Cases	197		



$\alpha=0.05$  anlamlılık düzeyi olarak alındığında, yaş değişkeni için  $p\text{-value}=0.001$  olarak elde edildiğinden  $0.001<0.025$  sonucuna varılması nedeniyle poliçe sahibi olma ile yaş değişkenlerinin birbirinden bağımsız olmadığı sonucuna varılır. Ancak cinsiyet için yapılan analizde  $p\text{-value}=0.054$  olduğundan sigorta poliçesi sahibi olma ile cinsiyet değişkenleri arasında bir ilişki olduğu kanıtlanamamıştır. Yine poliçe sahibi olma, eğitim ve ekonomik durum değişkenlerine göre değerlendirildiğinde ise:

**Tablo 9.** Sigorta poliçesi sahibi olma ve eğitim değişkenlerine göre  $\chi^2$  tablosu.

Chi-Square Tests			
	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	15,459 <sup>a</sup>	4	,004
Likelihood Ratio	18,819	4	,001
Linear-by-Linear Association	15,229	1	,000
N of Valid Cases	197		

**Tablo 10.** Sigorta poliçesi sahibi olma ve eğitim değişkenlerine göre ekonomik durum değişkenlerine  $\chi^2$  tablosu

Chi-Square Tests			
	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	69,186 <sup>a</sup>	4	,000
Likelihood Ratio	75,170	4	,000
Linear-by-Linear Association	64,172	1	,000
N of Valid Cases	196		

Elde edilen sonuçlara göre eğitim değişkeni için  $p\text{-value}=0.004$ , ekonomik durum değişkenine göre ise  $p\text{-value}=0.000$  olarak elde edilmiştir. Aynı anlamlılık düzeyi için her iki  $p$  değeri anlamlılık düzeyinden küçük olarak elde edildiğinden her iki değişkeninde sigorta poliçesi sahibi olma değişkeninden bağımsız olmadığı sonucuna varılır.

BES hakkında bilgi sahibi olma değişkeninin hem eğitim hem de ekonomik durum değişkenleri ile aralarında bir ilişki olup olmadığı belirlemek amacıyla yapılan  $\chi^2$  - analizlerinde elde edilen sonuçlar aşağıdaki gibidir:

**Tablo 11.** BES hakkında bilgi sahibi olma ve eğitim değişkenlerine göre  $\chi^2$  tablosu.

Chi-Square Tests			
	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	22,699 <sup>a</sup>	4	,000
Likelihood Ratio	25,050	4	,000
Linear-by-Linear Association	22,536	1	,000
N of Valid Cases	196		

**Tablo 12.** BES hakkında bilgi sahibi olma ve ekonomik durum değişkenlerine göre  $\chi^2$  tablosu.

Chi-Square Tests			
	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	30,797 <sup>a</sup>	4	,000
Likelihood Ratio	32,592	4	,000
Linear-by-Linear Association	30,026	1	,000
N of Valid Cases	195		



p-value değeri her iki analizde de 0.000 olarak elde edilmiştir. p – value<0.025 olduğundan BES hakkında bilgi sahibi olma ile hem eğitim hem de ekonomik durum değişkenlerinin aralarında ilişki olduğu sonucu elde edilmiştir.

### 3.2.3. Faktör analizi

Bu çalışmada sigortacılığı etkilediği düşünülen yaş, cinsiyet, eğitim, ekonomik durum, sigorta, hayat, tasarruf, bireysel ve özel bir sigorta şirketi olmak üzere 9 değişken ele alınmış ve bu değişkenlere göre faktör analizi yapılmıştır. Analiz sonucunda 4 faktörün faktörleştirme için yeterli olduğu sonucuna varılmıştır.

**Tablo 13.** Temel bileşenler analizi sonucunda elde edilen bileşen matrisi

D-Component Matrix <sup>a</sup>				
	Component			
	1	2	3	4
EĞİTİM	-,740	-,282	8,328E-02	,135
EKONOMİK	-,682	,470	8,870E-02	7,779E-02
ÖZEL BİR SİGORTA ŞİRKETİ	,661	,278	-,125	,147
TASARRUF	,568	-,136	-4,37E-02	-,148
YAŞ	9,370E-02	,876	7,877E-02	2,156E-02
SİGORTA	-3,01E-02	-,320	-,738	1,768E-02
CİNSİYET	4,710E-02	-,384	,584	3,390E-02
HAYAT	,401	-,163	,446	,190
BİREYSEL	6,362E-02	-3,02E-02	-,104	,955

Extraction Method: Principal Component Analysis.  
a. 4 components extracted.

Tablo 13 incelendiğinde; elde edilen katsayılar faktör ağırlıklarını vermektedir ve değişkenler ağırlıkların gücüne göre sıralanmıştır. Mutlak değerce büyük katsayılar faktör ve değişken arasında yakın ilişki olduğunu göstermektedir. Buna göre eğitim, alınan özel sigorta şirketi, ekonomi ve tasarruf 1. faktörü, yaş 2. faktörü, sigorta, cinsiyet ve hayat 3.faktörü, bireysel 4. faktörü oluşturmaktadır. Bu gruplandırmaya göre Faktör 1 “eğitimin, ekonomik durumun ve tasarruf yapanların özel sigorta şirketine bağlı olması”, Faktör 2 “yaşın etkisini”, Faktör 3 “cinsiyetin ve sigorta bilgisinin hayat sigortasına etkisi” ve Faktör 4 “bireysel emeklilik sisteminin etkisi” olarak isimlendirilebilir.

#### 4. SONUÇ

Bu araştırma İzmir ili genelinde 197 kişi ile görüşülerek bireysel emeklilik sistemi konusunda genel eğilimi belirlemek amacıyla yapılmıştır. Araştırmada üç yaş grubu (26-35, 36-45, 46-55) için BES hakkında bilgi sahibi olan kişiler %25'tir ve BES hakkında bilgi sahibi olan kişilerin hemen hemen yarısı kadın diğer yarısı erkektir. Sigorta poliçesi sahibi olanların ekonomik seviyesi aylık ortalama 500 milyonun üstünde ve eğitim durumu lise ve üstü olan kişilerde daha yaygın olduğu sonucuna varılmıştır. En çok bilinen sigorta ürünleri kaza, sağlık ve hayat sigortaları olurken mühendislik sigortası ise hemen hemen hiç kimse tarafından bilinmemektedir. Oysaki yeni bir konu olan BES, katılımcıların yarısı tarafından bilinmektedir. Sigorta poliçesi sahibi olma yaş, eğitim ve ekonomik duruma bağlı iken cinsiyete bağlı olduğu kanıtlanamamıştır. BES hakkında bilgi sahibi olmanın eğitim ve ekonomik durum değişkenlerine bağlı olduğu sonucuna varılmıştır. Poliçe sahibi olmayanların büyük bir çoğunluğu sigortalı olmama nedenleri arasında poliçe fiyatlarını çok yüksek bulmaları, sigorta şirketlerine yeterince güvenmemeleri yada şu an için ihtiyaç hissetmemeleri nedenlerini savunmuşlardır.

Elde edilen bulgular ışığında sigortacılık günümüzde hem talep gören hem de güven duygusunun tazelenmesini gerektiren bir konu olarak karşımıza çıkmaktadır. Bireysel emeklilik konusunda Ak Emeklilik, Ankara Emeklilik, Anadolu Hayat, CU (Commercial Union) Hayat ve Emeklilik, Doğan Emeklilik, Garanti Hayat ve Emeklilik, Koç Allianz Hayat ve Emeklilik, Oyak Emeklilik, Vakıf Emeklilik, Yapı Kredi Emeklilik yetkili sigorta şirketleridir.

Tüm dünyada, 11 trilyon dolara ulaşan fonları bünyesinde toplayan, ülkemizde 07.04.2001 tarihli Resmi Gazete'de yayımlanan "Bireysel Emeklilik Tasarruf ve Yatırım Sistemi Kanunu" ile yasal dayanağı oluşturulan BES geçmişe oranla yaygınlaşsa da hala üzerinde çalışılması ve daha fazla tanıtımının yapılması gereken bir konudur. İzmir'de yapılan bu çalışmada hem BES hakkında bilgi sahibi olanların hem de bu sisteme katılmayı düşünenlerin oranlarının iyi düzeyde olduğu göz önünde bulundurularak tüm ülkeyi kapsayacak şekilde bu konuda bir araştırma çalışması yapılabilir.

#### KAYNAKLAR

- CEMALCILAR, İ., 1969, *Pazarlama Araştırması*, Pazarlama Enstitüsü İktisat ve Ticari İlimler Akademisi, Eskişehir, 4-12s.
- MALHOTRA, N. K., 1999, *Marketing Research (An Applied Orientation)*, Prentice Hall, 8-27p, 500p.
- ODABAŞI, Y., 1996, *Tüketici Davranışı ve Pazarlama Stratejisi*, Eskişehir, 2-26s.
- KURTULUŞ, K., 1976, *Pazarlama Araştırması*, İstanbul Üniversitesi, İşletme Fakültesi Yayını, İstanbul, 10-24s ve 338-370s.

SERGİCİ, E., 2001, *Sigorta ve Pazarlama Makaleler*, Can Matbaa, İstanbul, 48s.

[http:// www.cuhayat.com.tr](http://www.cuhayat.com.tr)

[http:// www.dataminersco.de](http://www.dataminersco.de)

[http:// www.garanti-sigorta.com.tr](http://www.garanti-sigorta.com.tr)

[http:// www.ihlas.com.tr](http://www.ihlas.com.tr)

## AN APPLICATION STUDY ABOUT INDIVIDUAL RETIREMENT INSURANCE SYSTEM

### ABSTRACT

*Individual Retirement System (IRS) is a special retirement system based on voluntary participation that completes Public Social Security (SSK, Bağ-Kur, Emekli Sandığı) and supplies a second retirement taking by orientating retirement saving of individuals. In this study a new subject named individual retirement system is investigated, besides (an application is applied) in order to determine the general tendency. The implementation is applied to data obtained by negotiating face to face with 197 people from Karşıyaka, Buca, Bornova, and Konak in İzmir.*

*It was found that 51% of people know about IRS, and 38% of people think about starting IRS in order to increase comfort level, and to evaluate savings. There is a relation between having knowledge about IRS, and the variables both of education and income. Nine variables that effect the consumer behaviours about insurance, and 4 factors were determined based on these variables.*

**Key Words :** *Consumer Behaviours, Individual Retirement System, Insurance, Insurance Policy, Marketing Research.*



## ÜCRET GELİRİ ELDE EDEN YOKSUL HANELERİN İŞGÜCÜ VE ÇALIŞAN ÇOCUK PROFİLİ

Sevil UYGUR\*

Enver TAŞTI\*

Murat ALPAY\*

### ÖZET

*Bu çalışmada, DİE tarafından periyodik olarak gerçekleştirilen ve işgücü piyasasına yönelik ayrıntılı verilerin derlendiği Hanehalkı İşgücü Anketi (HİA) 2002 yılı ham verileri kullanılmıştır. Çalışmanın temel amacı 2002 yılı HİA'da kentsel kesimde hanehalkı fertleri sadece maaş, ücret ve yevmiye geliri elde eden hanelerden yoksul olanları medyan/ortalama gelirin yarısı yaklaşımı tekniğine göre belirlemek ve ücret geliri elde eden hanelerden yoksul olduğu belirlenen hanelerin işgücü profilini seçilen temel değişkenlere göre ortaya koymak olmuştur. Ayrıca ücret geliri elde eden yoksul olan hanelerde çalışan çocuk profilinde büyük oranda işgücü değişkenleri ile standardizasyonu sağlamak amaçlı değişkenlere göre analiz edilmiştir. Çalışan çocuklar için de yaş kriteri ILO tanımı esas alınarak, 12-17 yaş olarak alınmıştır. Çalışmanın coğrafi alanı kentsel kesim ile sınırlanmıştır.*

*Anahtar Kelimeler : Çalışan Çocuk, İşgücü Değişkenleri, Medyan Gelirin Yarısı Yaklaşımına Göre Yoksulluk Eşiği, Yoksul Hanehalkı.*

### 1. GİRİŞ

Genel bir değerlendirme yapılacak olursa, işgücü piyasaları başta Avrupa ülkeleri olmak üzere tüm dünyada ciddi sorunlarla karşı karşıyadır. Avrupa ülkeleri ile karşılaştırıldığında, Türkiye'de işsizlik başta olmak üzere çeşitli sorunlar daha ağır yaşanmaktadır (OECD 1998; Korenman ve Neurmark1997). Türkiye'de tarımdışı işsizlik oranı 2000 yılında %9,8'e kadar indikten sonra, 2001 yılında yaşanan krizin etkisi ile artmaya başlamış ve 2002 yılında %15'e kadar yükselmiştir. Bu oran AB ve aday ülkeler içinde Polonya'dan sonra en yüksek oranı oluşturmaktadır(HİA 2000 – 2002).

Yüksek işsizlik oranı pek çok toplumsal sorunun yanında bireysel düzlemde de dışlanmaya kadar varan ve yoksulluk ile gelir dağılımı üzerinde olumsuz etkiler yaratan ciddi bir sorundur. Söz konusu etkileri sınırlamak için işsizliğin çeşitli boyutları ile irdelenmesi ve bu sorundan etkilenen bireylerin belirli sosyal programlara dahil edilerek

\* Devlet İstatistik Enstitüsü, Necatibey Cad., No: 114, 06100 Ankara, Türkiye  
sevil.uygur@die.gov.tr; enver.tasti@die.gov.tr; murat.alpay@die.gov.tr

sorunla hem bireysel düzeyde mücadele edebilmelerinin sağlanması, hem de dışlanma sorunu etkilerinin azaltılması toplumsal gerilimleri azaltmak bakımından da büyük önem taşımaktadır.

Bu çalışmada, 2002 yılı HİA'nın ham verileri kullanılarak, ortalama/medyan gelirin yarısı yaklaşımına göre sadece ücret geliri elde eden hanelerden yoksul olan haneleri tespit etmek ve belirlenen bu hanelerin işgücü profilini, çalışan çocuk profilini ortaya çıkarmak amaçlanmıştır. Çalışmanın ilk bölümünde yoksulluk için kısa bir girişin ardından, ücret geliri elde eden hanelerden yoksul olanların işgücü profili dördüncü bölümde, yine aynı grup hanehalklarında çalışan çocuk profili beşinci bölümde ele alınmıştır.

Ücret geliri elde edenlerden yoksul olanların da %70'ini maaş ücret geliri elde eden haneler, %25'ini sadece yevmiye geliri elde eden haneler oluşturmaktadır. Kentsel kesimde yoksul olan hanelerin %90'ının hanehalkı reisi erkek, sadece %10'unun hanehalkı reisi kadındır. Hanehalkı reisi erkek olan yoksul hanelerin ortalama hanehalkı büyüklüğü 4,9 iken, hanehalkı reisi kadın olan hanelerin hanehalkı büyüklüğü 4,2'dir. Hanehalkı reisi erkek olan yoksul hanelerde çalışan çocuklardan erkeklerin en yoğun olarak yer aldığı yaş grubu %68 oranı ile 16-17 yaş grubudur. Bunu %27 oranı ile 14-15 yaş grubu çalışan erkek çocuklar izlemektedir. Hanehalkı reisi erkek olan hanelerde çalışan kız çocuklarından yine 16-17 yaş grubunda çalışan kız çocuk oranı %78'dir. 14-15 yaş grubunda çalışan kız çocuk oranı ise %22'dir.

## 2. YOKSULLUK

Günümüzde yoksulluk sorunu gerek ülkemizde gerekse dünyada en önemli sorunlardan birisi olarak gündemde yer almaktadır. Bugün gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler arasındaki gelir eşitsizliği giderek büyümekte olup, dünya üzerinde insanların yaklaşık olarak 1/5'i yoksul olarak yaşamlarını sürdürmeye çalışmaktadır. Yoksulluk bir ülkenin gelişmişlik seviyesi ile yakından ilişkilidir. Yoksulluk göreceli olarak düşük geliri ifade etmekle birlikte Birleşmiş Milletler tarafından yoksulluk kavramı yapısal ve geçici olarak iki kısma ayrılmakta ve *yapısal yoksulluğun* kaynağı olarak ülkenin sosyo-ekonomik ve politik yapısı ile kurumları, bu kurumların uzun dönemli oluşumları ve yapıları; *geçici yoksulluğun* ise mevsimlik işsizlik, enflasyon, ekonomik kriz gibi dönemsel faktörlerden kaynaklandığı ve kısa dönemde oluştuğu belirtilmektedir.

Yoksulluk, göreceli olarak düşük geliri ifade etmekle birlikte, 1997 yılında Birleşmiş Milletler tarafından, insanların kabul edilebilir yaşam koşullarında hür, haysiyetli, kendine ve başkalarına saygılı, uzun, sağlıklı ve yaratıcı bir hayat sürdürebilmeleri için gerekli insani gelişmenin en temel unsuru olan fırsat ve seçeneklerden mahrum olmaları biçiminde tanımlanmış olup, bu tanımla yoksulluğun fiziksel yaşam koşulları boyutuna sosyal yaşam koşulları da ilave edilmektedir.

Yoksulluk oranlarına ülkelerin gelişmişlik düzeylerine göre bakıldığında az gelişmiş ülkelerde bu oranın %40-80 arasında, gelişmekte olan ülkelerde ise %40'ın altında olduğu gözlenmektedir. Dünya Bankası (WB) tarafından gelişmekte olan ülkeler için yoksulluk karşılaştırmalarında genelde kişi başına günlük değer olarak 1\$ (1985 Satın Alma Gücü Paritesi), Latin Amerika ülkeleri için 2\$ ve gelişmiş ülkeler için de



14\$ kullanılmaktadır. Ancak yoksulluk sınırı için uluslararası tek bir değerin kullanılması pek hassas ve geçerli bir yaklaşım olmamaktadır. Bu nedenle ulusal yoksulluk eşiklerinin kullanımı önerilmektedir.

Uluslararası literatürde yoksulluğun ölçümünde genellikle asgari beslenme standardına göre mutlak yoksulluk, gelire göre belirlenen göreceli yoksulluk kavramları kullanılmaktadır. Mutlak ve göreceli yoksulluk eşiklerinin her ikisi de sayısal bir sınırı göstermektedir.

**Mutlak yoksulluk** hane ya da bireylerin yaşamlarını fiziksel olarak sürdürebilmeleri için ihtiyaç duyulan minimum tüketim seviyesidir. Bu seviyeyi de hane ve bireylerin gelirleri belirlemektedir. Yoksulluk eşiğini belirleyen iki temel faktör vardır ve bunlar ihtiyaç duyulan mal ve hizmetlerin miktarı ile bu mal ve hizmetlerin fiyatlarıdır.

**Göreceli yoksulluk** ise harcamasına göre geliri toplumdaki genel düzeyin altında olan ve fiziksel varlığını sürdürebilmesi için alması gereken temel gıda ve diğer zorunlu mal ve hizmetlerden yoksun olan hane ya da fertleri ifade etmektedir.

**Yoksulluk eşiği** bir toplumda yoksul olanlar ile yoksul olmayanları birbirinden ayırt etmede kullanılan *izafi bir çizgidir*. Yoksulluğun belirlenmesinde kullanılan yaklaşımlar kısaca aşağıdaki biçimde özetlenebilir;

**a. Alınması Gereken Minimum Kalori Miktarı Yaklaşımı (Minimum Gıda Sepeti):** Tüm nüfus için önerilen kişi başına günlük alınması gereken kalori miktarı esas alınarak bunun altında kalori alan fertlerin yoksul kategorisinde değerlendirilmesi yaklaşımıdır. Ancak fertlerin cinsiyet, yaş, öğrenim durumu, meslek gibi sosyal niteliklerine göre alınması gereken kalori miktarında değişim olması gerekçesi ile uluslararası kuruluşlar (FAO ve OECD) tarafından bu konu ile ilgili olarak değişik yaklaşımlar önerilmektedir. Bu yaklaşım mutlak yoksulluk kavramında yaygın olarak kullanılmaktadır.

**b. Temel Gereksinimler Yaklaşımı:** İnsanların yaşamlarını devam ettirebilmesi için minimum düzeyde alması gereken gıda, giyim, barınma, eğitim ve sağlık harcamalarının dikkate alınmasıdır. Yine bu yaklaşımda mutlak yoksulluk kavramında yaygın olarak kullanılmaktadır.

**c. Gıda Oranı Yöntemi:** Toplam gelir içinde maksimum gıda oranı  $\Gamma_0$  ile, hanehalklarının gıda harcaması  $c_0$  ve hanehalkı kullanılabilir geliri  $y$  ile gösterilirse,

$(c_0 / y) > \Gamma_0$  ise hanehalkı yoksul

$(c_0 / y) < \Gamma_0$  ise hanehalkı yoksul değil

biçiminde sınıflandırılmaktadır.

**d. Ortalama ya da Medyan Gelirin Yarıları Yaklaşımı:** Toplumda yaratılan ortalama gelirin ya da medyan gelirin yarıları yoksulluk eşiği olarak



kullanılmaktadır. Hanehalkı ya da fertlerin elde ettiği gelirler bu değer ile karşılaştırılarak yoksul olup olmadıklarına karar verilmektedir. Bu yaklaşım göreceli yoksulluk kavramında yaygın olarak kullanılmaktadır.

- e. **Harcamaların Besin Gruplarına Ayrıştırılması Yaklaşımı:** Hanehalklarının yaş, cinsiyet ve meslek gibi birtakım değişkenler dikkate alınarak hanehalkının tükettiği gıda miktarı, kalori ve besin değerlerine ayrıştırılarak model kurulmakta ve günlük alınması gereken miktar ile bu değerler karşılaştırılarak sınırın altında besin tüketen hanehalkları yoksul kabul edilmektedir.
- f. **Leyden Yoksulluk Sınırı:** Bu yaklaşım kişilerin kararlarına bırakılan bir yaklaşımdır. Fertlerin kendilerini yoksul hissettikleri nokta tespit edilmekte, fertlerin bireysel olarak kendileri için belirledikleri sınırlar ortaya çıkarılmakta, fertlerden alınan yanıtlarla gelirin fayda fonksiyonuna ulaşılmaktadır.

### 3. KULLANILAN VERİ KAYNAĞI

Düzenli aralıklarla devam eden ve zaman serisi içinde karşılaştırılabilir veriler sağlayan HİA, ülkemiz işgücü piyasasının geniş perspektifte analizine olanak sağlayan anketlerin başında gelmektedir. 2000 yılındaki uygulama ile HİA'da yeni bir seriye başlanmış ve anketin soru kağıdı, tahmin boyutu, alan uygulaması, araştırmanın referans boyutu ve örnek tasarımı gibi önemli konularda ciddi yeniden düzenlemeler yapılmıştır.

Ayrıca, 2000 yılında yapılan bu düzenlemeler, HİA zaman serilerinde karşılaştırma yapabilme hassasiyetine de olanak vermektedir. 2000 yılı uygulamasında aşağıda verilen ana konularda yeniden düzenlemeler yapılmıştır.

#### 3.1 Temel Değişimler

**3.1.1 Alan Uygulama Periyodu:** 2000 yılı uygulamalarına kadar sabit bir referans periyodu yaklaşımı kullanılırken, 2000 yılında işgücü piyasasında gözlemlenen temel değişimleri yakalayabilmek amacıyla, hareketli referans periyodu yaklaşımı esas alınmıştır.

**3.1.2 Örnek Hacmi:** Anketin 2000 yılı uygulamalarına kadar örnek hacmi, her uygulamada yaklaşık 15,000 hanehalkı olmak üzere, yıllık 30,000 iken; 2000 yılında her dönem için yaklaşık 23,000 hanehalkı olmak üzere yıllık 93,546 hanehalkına ulaşılmıştır.

**3.1.3 Tahmin Boyutu ve Dönem:** 2000 yılına kadar yılda, Nisan ve Ekim aylarında olmak üzere, iki kez gerçekleştirilen HİA, Türkiye, kent ve kırsal detayında tahmin verme amaçları üzerine oturtulmuş iken, 2000 yılından itibaren üçer aylık dönemi kapsamak üzere dört dönem halinde, aylık alan uygulaması ile dönemsel Türkiye, kent, kırsal ve yıllık boyutta da Türkiye, kent, kırsal, coğrafi bölge ve seçilmiş 9 il merkezi için bağımsız tahmin verme amaçları üzerine tasarım oturtulmuştur.

**3.1.4 Yaş:** 2000 yılı uygulamasına kadar anket sonuçları, 12 yaş ve yukarı yaştaki fertler için verilirken, 2000 yılından itibaren 15 ve daha yukarı yaştaki fertler için verilmeye başlanmıştır.

### 3.2 Anket Tasarımına Yönelik Özet Bilgiler

**3.2.1 Kapsam:** Anket çalışmasında T.C. sınırları içinde yer alan tüm yerleşim yerleri coğrafi kapsama dahil edilmiştir. Nüfusu 20 001 ve daha fazla olan yerler KENT, nüfusu 20 000 ve daha az olan yerler ise KIR olarak tanımlanmıştır.

**3.2.2 Nihai Örneklem Birimi:** Ankette nihai örneklem birimi hanehalkıdır.

**3.2.3 Gözlem Birimi:** Anketin gözlem birimi, 12 ve daha yukarı yaştaki hanehalkı fertleridir.

**3.2.4 Örneklem Yöntemi:** Ankette iki aşamalı tabakalı küme örnekleme yöntemi kullanılmıştır.

2002 yılı HİA'nın devrelere göre örnek hacmi aşağıda kısaca özetlenmiştir.

Devreler	Hedeflenen örnek hanehalkı sayısı	Gerçekleşen örnek hanehalkı sayısı	Gerçekleşen örnek hanehalkındaki toplam fert sayısı
1. Devre (Ocak, Şubat, Mart)	18 259	14 900	55 838
2. Devre (Nisan, Mayıs, Haziran)	18 554	15 026	56 193
3. Devre (Temmuz, Ağustos, Eylül)	18 882	14 272	53 434
4. Devre (Ekim, Kasım, Aralık)	18 870	15 462	57 203
<b>Toplam</b>	<b>74 565</b>	<b>59 660</b>	<b>222 668</b>

### 3.3 Anket Kapsamındaki Temel Tanım Ve Kavramlar

**Hanehalkı:** Aralarında akrabalık bağı bulunsun ya da bulunmasın aynı konut ya da konutlarda ya da aynı konutun bir bölümünde yaşayan, gelir ve giderlerini ayırmayan fertlerin oluşturduğu topluluktur.

**İşgücü:** İstihdam edilenler ve işsizleri kapsamaktadır.

**İstihdam edilenler:** Referans dönemi içinde en az bir saat bile olsa ücretli, maaşlı, yevmiyeli, kendi hesabına, işveren, ücretsiz aile işçisi olarak iktisadi faaliyette bulunanlar ile işi olanlardan çeşitli nedenlerle referans dönemi içinde işlerinin başında olmayan ancak işleri ile ilişkileri devam eden fertlerdir.

**İşsiz:** Referans dönemi içinde istihdam halinde olmayan kişilerden iş aramak için son üç ay içinde iş arama kanallarından en az birini kullanmış ve 15 gün içinde işbaşı yapabilecek durumda olan fertlerdir.

**İşgücüne katılım oranı:** İşgücünde olan nüfusun, 15 ve daha yukarı yaştaki nüfusa oranıdır.



**İstihdam oranı:** İstihdamda olan nüfusun, 15 ve daha yukarı yaştaki nüfusa oranıdır.

Yukarıda detay olarak verilen açıklamalardan özet olarak şunları belirtmek yerinde olacaktır: HİA, 2000 yılına kadar Nisan ve Ekim aylarında olmak üzere yılda iki defa uygulanmıştır. 2000 yılında anketin örneklem tasarımı yenilenecek, yeni bir yapıya kavuşturulmuştur. Yeni örnek tasarımıyla, anket aylık olarak uygulanmaya, tahminler ise üçer aylık ve yıllık olarak verilmeye başlanmıştır. Anketin yeni örnekleme planında yarı panel tasarıma geçilmiş ve her dönemde örneğe çıkan hanelerin %50'si bir sonraki dönemde de örneğe alınmakta, bir hane dört dönem takip edilmektedir.

#### 4. YOKSUL OLAN HANEHALKLARININ İŞGÜCÜ PROFİLİ

HİA 2002 yılı ham verileri kentsel kesiminde ücret geliri elde eden haneler; hanede sadece ücret geliri elde eden, sadece yevmiye geliri elde eden ve hem ücret hem de yevmiye geliri elde eden haneler olmak üzere 3 ana sınıfta kategorize edilmiştir.

2002 yılı kentsel kesim yoksulluk eşiği çalışmasında da; tespit için literatürde önerilen yaklaşımlardan göreceli yoksulluk eşiği kavramı içinde değerlendirilen Ortalama/medyan gelirin yarısı yaklaşımı esas alınmıştır. Bu amaçla 17 Mayıs 2000 tarihinde Dünya Bankası tarafından gerçekleştirilen "Turkey Economic Reforms, Living Standards and Social Welfare Study" başlıklı ve 1994 HHGTHA verileri kullanılarak hazırlanan rapordaki, yoksulluk eşiği çalışması sonuçları baz alınmıştır. Resmi bir çalışma olması gerekçesi ile 2002 HİA'da yoksul olan hane tespiti için WB raporundaki eşik kullanılmak sureti ile yoksul olan haneler belirlenmiştir. Yoksul olan hanelerin belirlenmesinde kullanılan yaklaşım kısaca aşağıdaki biçimde özetlenebilir:

Hanehalkı toplam ücret geliri/ 2002 yılı Haziran ayı US \$ kuru değerine oranlanarak, US \$ cinsinden gelir rakamına ulaşılmıştır. Bunu özetlemek gerekirse,

Hanehalkının toplam ücret geliri /1 520 274 TL = Hanehalkı ücret geliri \$ cinsinden elde edilmiştir.

Çalışmada, bu amaçla 1994 HHGTHA verileri esas alınarak yoksulluk eşiği olarak WB tarafından tespit edilen eşdeğer yetişkin fert başına yoksulluk eşiği olan 55 US \$, hanedeki 15+ yaştaki fert sayısı ile çarpılarak; hanehalkı için yoksulluk eşiği bulunmuş ve hanehalkının toplam ücret geliri ile hesaplanan yoksulluk eşiği kıyaslanarak, hanehalkının yoksul olup olmadığına karar verilmiştir.

Bu yaklaşımda;

$HMI \leq HTI \Rightarrow$  hanehalkı yoksul değil,

$HMI > HTI \Rightarrow$  hanehalkı yoksul olarak kategorize edilmiştir.

Burada;

HMI, hanehalkı medyan gelirinin yarısını, bu değer ( $HMI = \text{Hanedeki } 15+ \text{ yaştaki fert sayısı} * 55 \text{ US \$ eşitliğinden hesaplanmıştır}$ )

HTI, hanehalkı toplam ücret geliri değerini ifade etmektedir.



Çalışmada OECD tarafından fertlerin yaş, cinsiyet ve demografik özelliğine göre farklı ağırlıklar verilerek hesaplanan eşdeğer yetişkin fert ağırlıklandırması kullanılmamıştır. Hanehalkı sözü edilen yaklaşıma göre yoksul olarak bulunmuş ise hanedeki tüm fertler de yoksul kabul edilmiştir.

#### 4.1 YOKSULLUK ORANLARI

2002 yılı HİA verilerine göre kentsel kesimde ücret geliri elde eden haneler için yoksulluk oranları Tablo 1'de verildiği biçimde elde edilmiştir.

Tablo 1 verisine göre kentsel kesimdeki ücret geliri elde eden hanelerin %85'ini sadece maaş, ücret geliri elde eden haneler oluştururken, sadece maaş, ücret geliri elde eden hanelerin %20'si yoksuldur. Ücret geliri elde edenlerden yoksul olanların da %70'ini maaş ücret geliri elde eden haneler oluşturmaktadır. Yine maaş ücret geliri elde eden hanelerde hanehalkı büyüklüğünün fazla olduğunu söylemek mümkündür çünkü yoksul fert oranlarına bakıldığında hane için %20 olan yoksulluk oranı fertlerde %24'e yükselmektedir. Kentsel kesimdeki tüm yoksul hanelerin %18'i ücret maaş geliri elde eden hanelerdir.

Ücret geliri elde eden hanelerin %11'ni sadece yevmiye geliri elde eden haneler oluşturmakta ve bu grupta yoksulluk oranı ise %57 gibi oldukça yüksek bir orana ulaşmaktadır. Yine bu gruptaki hane büyüklüğü de maaş ücret geliri elde eden hanelerde olduğu gibi büyük görülmektedir çünkü yoksul olan hane oranı %57'den, %62 değerine yükselmektedir. Kentsel kesimdeki tüm yoksul hanelerin %6'sı da sadece yevmiye geliri elde eden hanelerdir.

Hem maaş ücret hem de yevmiye geliri elde eden hanelerin ücret geliri elde eden haneler içindeki oranı %4 iken bu hanelerin %28'i yoksuldur ve aynı gruptaki yoksul fert oranı diğer iki grupta olduğu gibi hanehalkı büyüklüğünün fazla olması nedeni ile %35 değerine ulaşmaktadır. Kentsel kesimdeki tüm yoksul hanelerin sadece %1'ini hem maaş ücret hem de yevmiye geliri elde eden haneler oluşturmaktadır.

**Tablo 1.** HİA verilerine göre kentsel kesimde ücret geliri elde eden hanelerden yoksul olanların oranları

Ücret geliri kategorisi	Toplam HHS	Toplam FS	Yoksul HH (1)	Yoksul FS (1)	Yoksul HH (2)	Yoksul Fert (2)
Sadece Ücret Geliri	85	83	70	68	20	24
Sadece Yevmiye Geliri	11	12	25	26	57	62
Hem Ücret hem Yevmiye Geliri	4	5	5	6	28	35
Toplam	100	100	100	100	24	29

HHS: Hanehalkı sayısı

FS: Fert sayısı

HH: Hanehalkı

(1) Verilen yoksulluk oranı, dikey yoksulluk oranı

(2) Verilen yoksulluk oranı, yatay yoksulluk oranı

Ücret geliri elde eden hanelerden yoksul olanların oranları esas alınarak hem oluşturulan üç kategori hem de hane ve fert oranları arasında istatistiksel olarak 0,05

yanılma düzeyinde fark olup olmadığı kopyalama olmaksızın iki yönlü varyans analizi ile test edildiğinde Tablo 2'de verilen sonuçlara ulaşılmaktadır:

**Tablo 2.** Ücret geliri elde eden hanelerin ücret geliri kategorisi ve yoksulluk oranları arası fark analizi sonuçları

Kaynak	F <sub>H</sub>	F <sub>T</sub>	Sonuç
Ücret gelir kategorileri arası fark	786,857	19,000	H <sub>0</sub> RED
Yoksul hane ve fert oranları arası fark	39,527	18,513	H <sub>0</sub> RED

H<sub>0</sub>: Ücret gelir kategorileri/ yoksul hane ve fert oranları arasında 0,05 yanılma düzeyinde fark yoktur

H<sub>A</sub>: Ücret gelir kategorileri/ yoksul hane ve fert oranları arasında 0,05 yanılma düzeyinde fark vardır.

İstatistiksel olarak 0,05 yanılma düzeyinde yoksul olan hane oranları arasında ücret kategorilerine göre ve yoksul olan hane ve fert oranları arasında fark olduğu söylenebilir.

#### 4.2 Yoksul Hanelerde Faaliyet

Yoksul olan hanelerde; fertlerin iktisaden faal olma durumu irdelendiğinde Tablo 3'deki sonuçlara ulaşılmaktadır. Kentsel kesimdeki yoksul hanelerin %70'ini oluşturan sadece maaş ücret geliri elde eden hanelerdir. Kentsel kesimde yoksul olan hanelerdeki iktisaden faal olanlardan işteki durumu ücretli, maaşlı olanların %93'ü sadece maaş ücret geliri elde eden hanelerden, %7'side hem maaş ücret hem de yevmiye geliri elde eden hanelerden gelmektedir. Kentsel kesimdeki ücret geliri elde eden yoksul hanelerin %25'i yevmiye geliri elde eden hanelerdir ve yevmiyeli fertlerinde %85'i sadece yevmiye geliri elde eden, %15'i de hem maaş hem de yevmiye geliri elde eden hanelerdendir. İktisaden faal olan fertlerin ücret geliri kategorisine göre dağılımında da yine çoğunluğu maaş ücret geliri elde eden haneler almaktadır. Yoksul olan hanelerdeki iktisaden faal olanların %66'sını maaş ücret geliri elde eden haneler, %25'ini yevmiye geliri elde eden haneler ve %9'unu da hem maaş ücret hem de yevmiye geliri elde eden haneler almaktadır.

**Tablo 3.** Yoksul olan hanelerde faaliyet durumu

Ücret geliri kategorisi	Yoksul HH oranı	Yoksul fert oranı	İktisaden faal olan fert oranı	Ücretli, maaşlı olan fert oranı	Yevmiyeli fert oranı
Sadece Ücret Geliri	70	68	66	93	0
Sadece Yevmiye Geliri	25	26	25	0	85
Hem Ücret hem Yevmiye Geliri	5	6	9	7	15
Toplam	100	100	100	100	100

Yine aynı grup için ücret geliri kategorisi ve iktisaden faal olan, ücretli ve yevmiyeli fert oranları arasında 0,05 yanılma düzeyinde istatistiksel olarak fark olup olmadığı test edildiğinde Tablo 4'deki sonuçlar elde edilmiştir:



**Tablo 4.** Ücret geliri elde eden hanelerin ücret geliri kategorisi ve iktisaden faal olan fertlerin işteki durum oranları arası fark analizi sonuçları

Kaynak	F <sub>H</sub>	F <sub>T</sub>	Sonuç
Ücret gelir kategorileri arası fark	13,029	4,757	H <sub>0</sub> RED
İktisaden faal olan fertlerin işteki durum kategorileri arası fark	9,324	5,143	H <sub>0</sub> RED

H<sub>0</sub>: Ücret gelir kategorileri/ iktisaden faal olan fertlerin işteki durum oranları arasında 0,05 yanılma düzeyinde fark yoktur

H<sub>A</sub>: Ücret gelir kategorileri/ iktisaden faal olan fertlerin işteki durum oranları arasında 0,05 yanılma düzeyinde fark vardır.

İstatistiksel olarak 0,05 yanılma düzeyinde ücret geliri kategorileri ve iktisaden faal olan fertlerin işteki durum oranları arasında fark vardır.

#### 4.3 Yoksul Hanelerdeki İşsiz Fertlerin Yaş Gruplarına Göre Dağılımı

Yoksul olan hanelerdeki işsiz fert oranları irdelendiğinde; bu fertlerin %73'ünü erkekler, %27'sini kadınlar oluşturmaktadır. İşsiz erkek oranı en yüksek değerine %85 oranı ile hem maaş ücret hem de yevmiye geliri elde eden hanelerde en düşük değerine de %70 oranı ile sadece yevmiye geliri elde eden hanelerde ulaşmaktadır. İşsizler için 15-24; 25-29; 30-34; 35-39 ve 40+ yaş grupları olmak üzere 5 yaş grubu oluşturulmuştur. Yaş grupları itibarı ile 15-24 ve 35-39 yaş arası işsizlerin ortalama olarak %60'ı erkek, %40'ı kadın olarak görülmektedir. Ancak 25-29 yaş arası işsizlerin ortalama %70'i erkek ve 40 yaş üzeri işsizlerin ise %90'ı erkektir. Yine tüm yaş grupları içinde işsiz erkek oranlarının en yüksek olduğu ücret gelir kategorisi olarak da sadece maaş ücret geliri elde eden hanelerdir. Oran olarak %75'in üzerinde bir orana sahiptir. Tablo 5'de yoksul olan hanelerdeki işsiz fertlerin cinsiyet ve yaş kategorilerine göre oranları verilmiştir:

**Tablo 5.** Ücret geliri elde eden hanelerdeki işsizlerin yaş gruplarına göre erkek işsizlik oranı

Ücret geliri kategorisi	Yaş grubu					
	Toplam	15-24	25-29	30-34	35-39	40+
Sadece Ücret Geliri	74	67	72	63	62	91
Sadece Yevmiye Geliri	70	58	83	71	80	85
Hem Ücret hem Yevmiye Geliri	85	74	100	100	67	100
Toplam	73	65	74	65	68	90

Yaş gruplarına göre işsiz olanların cinsiyetleri arasında 0,05 yanılma düzeyinde fark yok iken, ücret gelir kategorilerine göre işsiz oranları arasında istatistiksel olarak fark vardır. Tablo 6'da test sonuçları özetlenmiştir.



**Tablo 6.** Ücret geliri elde eden hanelerdeki işsizlerin cinsiyet ve yaş grupları arası fark analizi sonuçları

Kaynak	F <sub>H</sub>	F <sub>T</sub>	Sonuç
Ücret gelir kategorileri arası fark	290,5	3,443	H <sub>0</sub> RED
Yaş grupları ve cinsiyetler arası fark	0,002	2,259	H <sub>0</sub> KABUL

H<sub>0</sub>: Ücret gelir kategorileri/ işsizlerin cinsiyet ve yaş grupları arasında 0,05 yanılma düzeyinde fark yoktur

H<sub>A</sub>: Ücret gelir kategorileri/ işsizlerin cinsiyet ve yaş grupları arasında 0,05 yanılma düzeyinde fark vardır

#### 4.4 Yoksul Hanelerdeki İşsiz Fertlerin Eğitim Durumuna Göre Dağılımı

Yoksul olan hanelerdeki işsiz fertler eğitim durumuna göre lise altı eğitim düzeyi ve lise ve üzeri eğitim düzeyi olmak üzere iki sınıfta kategorize edilmiştir. İşsiz olan fertlerden lise altı eğitimlilerin ortalama %75'i erkek, lise üstü işsizlerin %60'ı erkektir. Yaş grupları itibarı ile de bakıldığında genel olarak lise altı eğitimli işsizlerin %70'i, lise üstü eğitimlilerin ise %60'ı erkektir. Ancak 30-34 yaş grubunda lise üstü eğitimlilerde cinsiyet oranı eşittir. 40 yaş üzeri işsizlerde ise lise altı eğitimlilerin %90'ı erkek, lise üstü eğitimlilerin ise %80'i erkektir. Tablo 7'de işsizlerin cinsiyet, yaş ve eğitim düzeyine göre oranları verilmiştir.

**Tablo 7.** Ücret geliri elde eden hanelerdeki işsizlerin yaş grupları ve eğitim düzeyine göre erkek işsizlik oranı

Ücret geliri kategorisi	Yaş grubu											
	Toplam		15-24		25-29		30-34		35-39		40+	
	LA	LÜ	LA	LÜ	LA	LÜ	LA	LÜ	LA	LÜ	LA	LÜ
Sadece Ücret Geliri	79	63	72	60	78	63	68	50	64	50	91	89
Sadece Yevmiye Geliri	72	66	55	63	80	88	75	50	83	50	86	67
Hem Ücret hem Yevmiye Geliri	83	100	69	100	100	0	100	0	67	0	100	100
Toplam	77	64	67	61	79	67	71	50	70	50	91	88

LA: Lise altı eğitimli

LÜ: Lise üstü eğitimli

Yoksul olan hanelerde işsizlerin cinsiyet, yaş grubu ve eğitim düzeyine oranları arası fark kontrolü sonuçları Tablo 8'de verilmiştir. Tablo sonucuna göre ücret gelir kategorilerine göre işsiz oranları arasında fark vardır, ancak yaş grubu eğitim düzeyleri arasında cinsiyete göre fark yoktur.

**Tablo 8.** Ücret geliri elde eden hanelerdeki işsizlerin cinsiyet, yaş grupları ve eğitim düzeyi arası fark analizi sonuçları

Kaynak	F <sub>H</sub>	F <sub>T</sub>	Sonuç
Ücret gelir kategorileri arası fark	128,7	5,143	H <sub>0</sub> RED
Yaş grupları, cinsiyet ve eğitim düzeyleri arası fark	0,001	4,757	H <sub>0</sub> KABUL

H<sub>0</sub>: Ücret gelir kategorileri/ işsizlerin cinsiyet, yaş grupları ve eğitim düzeyleri arasında 0,05 yanılma düzeyinde fark yoktur

H<sub>A</sub>: Ücret gelir kategorileri/ işsizlerin cinsiyet, yaş grupları ve eğitim düzeyleri arasında 0,05 yanılma düzeyinde fark vardır

#### 4.5 Yoksul Hanelerin Hanehalkı Reisinin Cinsiyetine Göre Dağılımı

Yoksul olan hanelerin hanehalkı reisinin cinsiyetine göre oranları irdelendiğinde çarpıcı sonuçlar ile karşılaşmaktadır. Kentsel kesimde yoksul olan hanelerin %90'ının hanehalkı reisi erkek olup sadece %10'unun hanehalkı reisi kadındır. Yoksul hanelerdeki fertlerin hanehalkı reisinin cinsiyetine göre oranları da hanehalkı oranlarına oldukça yakındır, oranlar sırası ile %91 ve %9'dur. Hanehalkı reisi erkek olan yoksul hanelerin ortalama hanehalkı büyüklüğü 4,9 iken hanehalkı reisi kadın olan hanelerin hanehalkı büyüklüğü 4,2'dir. Hanehalkı reisi erkek olan hanelerde iktisaden faal olan fert oranı, hanehalkı reisi kadın olanlara göre oldukça yüksektir. Hanehalkı reisi erkek olan yoksul hanelerde iktisaden faal olan fertlerin, hanedeki toplam fert sayısına oranı %75 iken, hanehalkı reisi kadın olanlarda ise %28'e kadar düşmektedir. Ancak hanede ortalama gelir getiren fert sayısı oranına bakıldığında hanehalkı reisi erkek ve kadın olan hanelerde, ortalama gelir getiren fert sayısı 0,2 olarak eşit görülmektedir. Buradan hanehalkı reisi erkek olan hanelerde iktisaden faal olan fertlerin büyük bölümünün ücretsiz aile işçisi olarak çalıştıkları sonucunu çıkarmak mümkündür. Tablo 9'da hanehalkı reisinin cinsiyetine göre yoksul hane özet bilgileri verilmiştir.

**Tablo 9.** Ücret geliri elde eden yoksul hanelerin hanehalkı reisinin cinsiyetine göre özet bilgileri

Hanehalkı reisinin cinsiyeti	Yoksul HH oranı	Yoksul fert oranı	Ortalama HH büyüklüğü	İktisaden faal olan fert oranı	İktisaden faal olmayan fert oranı	Ortalama gelir getiren fert sayısı
Hanehalkı reisi erkek	90	91	4,9	90	91	0,2
Hanehalkı reisi kadın	10	9	4,2	10	9	0,2
Toplam	100	100	4,9	100	100	0,2

Kentsel kesimde yoksul olan hanelerin hanehalkı reisinin cinsiyetine göre iktisaden faal olan ve olmayan fert oranları arasında istatistiksel olarak fark olup olmadığı 0,05 yanılma düzeyinde test edildiğinde, Tablo 10'de verilen sonuçlara ulaşılmıştır.



**Tablo 10.** Ücret geliri elde eden yoksul hanelerin hanehalkı reisinin cinsiyetine göre fertlerin faal olma durumları arası fark analizi sonuçları

Kaynak	F <sub>H</sub>	F <sub>T</sub>	Sonuç
Hanehalkı reisinin cinsiyetleri arası	3159,089	161,446	H <sub>0</sub> RED
İktisaden faal olan ve olmayan fert oranları arası	165,105	161,446	H <sub>0</sub> RED

H<sub>0</sub>: Hanehalkı reisinin cinsiyeti/ iktisaden faal olan ve olmayan fert oranları arasında 0,05 yanılma düzeyinde fark yoktur

H<sub>A</sub>: Hanehalkı reisinin cinsiyeti/ iktisaden faal olan ve olmayan fert oranları arasında 0,05 yanılma düzeyinde fark vardır

Kentsel kesimde hanehalkı reisinin cinsiyetine göre ve iktisaden faal olan, olmayan fert oranları arasında 0,05 yanılma düzeyinde istatistiksel olarak fark vardır.

#### 4.6 Yoksul Hanelerin Hanehalkı Reisinin İşteki Durumuna Göre Dağılımı

Hanehalkı reisi erkek olan yoksul hanelerin %36'sı ücretli, %20'si yevmiyeli, %9'u işsiz ve %35'i de iktisaden faal değildir. Hanehalkı reisi kadın olan haneler için tabloya bakıldığında ise, hanelerin %7'sinin ücretli, %5'inin yevmiyeli, %3'ünün işsiz ve %84'ünün iktisaden faal olmadığı görülmektedir. Hanehalkı reisi kadın olan hanelerin büyük bir kısmı iktisaden faal değildir. Hanehalkı reisi ücretli olan hanelerde, hanehalkı reisi erkek olan hanelerin hanehalkı büyüklüğü 4,6 iken, yevmiyeli hanelerde hanehalkı büyüklüğü 5,0'a çıkmakta, işsiz olan hanelerde ise 5,4 ve iktisaden faal olmayan hanelerde ise hanehalkı büyüklüğü 5,1 olarak görülmektedir. Ortalama gelir getiren fert sayısına göre hanehalkı reisi cinsiyet ve işteki durumuna göre incelendiğinde de; hanehalkı reisi ücretli, yevmiyeli ve işsiz olan hanelerde hanehalkı reisi erkek olan haneler için ortalama gelir getiren fert sayısı 0,2; hanehalkı reisi kadın olan haneler için 0,3 iken; hanehalkı reisi iktisaden faal olmayan hanelerde ortalama gelir getiren fert sayısı her iki cins hanehalkı için de eşit görülmektedir. Tablo 11'de hanehalkı reisinin cinsiyet ve işteki durumuna göre özet bilgiler verilmiştir.

**Tablo 11.** Ücret geliri elde eden yoksul hanelerin hanehalkı reisinin cinsiyetine ve işteki durumuna göre özet bilgileri

Hanehalkı reisinin cinsiyeti	Yoksul HH oranı	Yoksul fert oranı	Ortalama HH büyüklüğü	İktisaden faal olan fert oranı	İktisaden faal olmayan fert oranı	Ortalama gelir getiren fert sayısı
<b>Hanehalkı Reisi Ücretli Olan Haneler</b>						
Hanehalkı reisi erkek	36	34	4,6	35	34	0,2
Hanehalkı reisi kadın	7	6	3,2	7	5	0,3
<b>Hanehalkı Reisi Yevmiyeli Olan Haneler</b>						
Hanehalkı reisi erkek	20	20	5,0	21	20	0,2
Hanehalkı reisi kadın	5	4	3,2	6	3	0,3
<b>Hanehalkı Reisi İşsiz Olan Haneler</b>						
Hanehalkı reisi erkek	9	10	5,4	9	10	0,2
Hanehalkı reisi kadın	3	2	3,3	3	2	0,3
<b>Hanehalkı Reisi İktisaden Faal Olmayan Haneler</b>						
Hanehalkı reisi erkek	35	36	5,1	35	37	0,2
Hanehalkı reisi kadın	84	88	4,4	85	89	0,2
<b>Toplam</b>						
Hanehalkı reisi erkek	100	100	4,9	100	100	0,2
Hanehalkı reisi kadın	100	100	4,2	100	100	0,2

#### 4.7 Yoksul Hanelerin Hanehalkı Reisinin Eğitim Durumuna Göre Dağılımı

Hanehalkı reisi erkek olan yoksul hanelerin %8'i okur yazar olmayıp, %5'i okur yazar olup bir okul bitirmemiş, %76'sı lise altı eğitim düzeyinde ve %11'ide lise üstü eğitim düzeyindedir. Hanehalkı reisi erkek olan hanelerde en yüksek hanehalkı büyüklük değeri hanehalkı reisi okur yazar olmayan hanelerde 6,0 hane büyüklüğü ile görülmekte ve hanehalkı reisinin eğitim durumuna göre ortalama gelir getiren fert sayısında bir değişim olmayıp 0,2 değeri ile sabit görülmektedir.

Hanehalkı reisi kadın olan hanelerin %43'ü okur yazar değildir ve bu oran çok yüksektir. Lise altı eğitim düzeyinde hanehalkı reisi kadın olan hane oranı ise %43'dür. Lise üstü eğitim düzeyindeki hanehalkı reisi kadın hane oranı da %6'dır. Hanehalkı reisi kadın olan hanelerde de en büyük hanehalkı büyüklüğü yine 4,8 hane büyüklüğü ile hanehalkı reisi okur yazar olmayan hanelerde görülmektedir. Hanehalkı reisi kadın olan ve okur yazar olmayıp, okur yazar ve bir okul bitirmemiş olanlarda ortalama gelir getiren fert sayısı 0,2 iken, lise altı ve lise üstü eğitim düzeyindeki hanehalkı reisi kadın hanelerde ise ortalama gelir getiren fert sayısı 0,3'dür. Tablo 12'de de hanehalkı reisinin cinsiyetine ve eğitim durumuna göre özet bilgiler verilmiştir.

**Tablo 12.** Ücret geliri elde eden yoksul hanelerin hanehalkı reisinin cinsiyetine ve eğitim düzeyine göre özet bilgileri

Hanehalkı reisinin cinsiyeti	Yoksul HH oranı	Yoksul fert oranı	Ortalama HH büyüklüğü	İktisaden faal olan fert oranı	İktisaden faal olmayan fert oranı	Ortalama gelir getiren fert sayısı
<b>Hanehalkı Reisi Okur Yazar Olmayan Haneler</b>						
Hanehalkı reisi erkek	8	10	6,0	6	10	0,2
Hanehalkı reisi kadın	43	49	4,8	46	51	0,2
<b>Hanehalkı Reisi Okur Yazar Olup Bir Okul Bitirmemiş Olan Haneler</b>						
Hanehalkı reisi erkek	5	6	5,6	6	6	0,2
Hanehalkı reisi kadın	8	9	4,3	9	9	0,2
<b>Hanehalkı Reisi Lise Altı Eğitim Düzeyli Olan Haneler</b>						
Hanehalkı reisi erkek	76	75	4,8	76	75	0,2
Hanehalkı reisi kadın	43	38	3,7	40	37	0,3
<b>Hanehalkı Reisi Lise Üstü Eğitim Düzeyli Olan Haneler</b>						
Hanehalkı reisi erkek	11	10	4,4	10	10	0,2
Hanehalkı reisi kadın	6	4	3,1	5	4	0,3
<b>Toplam</b>						
Hanehalkı reisi erkek	100	100	4,9	100	100	0,2
Hanehalkı reisi kadın	100	100	4,2	100	100	0,2

#### 5. YOKSUL OLAN HANEHALKLARINDA ÇALIŞAN ÇOCUK PROFİLİ

Bölüm IV'de hedef kitle olarak alınan kentsel kesimde ücret geliri elde eden hanelerdeki işgücü profilinin ardından bu bölümde de çalışan çocukların seçilen karakteristiklere göre analizlerine yer verilmiştir. Çocuk kapsamında ILO tanımı esas alınmış ve 12-17 yaş arası çocuklar ile sınırlı tutulmuştur.



### 5.1. Yoksul Olan Hanehalklarında, Hanehalkı Reisinin Cinsiyetine Göre Çalışan Çocuklar

Hanehalkı reisi erkek olan yoksul hanelerde çalışan çocuklardan erkeklerin en yoğun olarak yer aldığı yaş grubu %68 oranı ile 16-17 yaş grubudur. Bunu %27 oranı ile 14-15 yaş grubu çalışan erkek çocuklar izlemektedir. Hanehalkı reisi erkek olan hanelerde çalışan kız çocuklarının yaş grupları itibarı ile oranları irdelendiğinde de yine 16-17 yaş grubunda çalışan kız çocuk oranı %78'dir. 14-15 yaş grubunda çalışan kız çocuk oranı ise %22'dir.

Hanehalkı reisi kadın olan hanelerde 16-17 yaş grubunda çalışan erkek çocuklar çalışan erkek çocukların %78'ini oluşturmaktadır. Kız çocukların ise çalışan kız çocuklar içinde en yoğun olarak oransal dğere sahip olduğu yaş grubu ise %71 oranı ile yine 16-17 yaş grubudur.

Çalışan erkek ve kız çocukların genel olarak hanehalkı büyüklüğü 6 civarında olup, ortalama gelir getiren fert sayısı da 1,3 olarak görülmektedir.

Hanehalkı reisinin cinsiyetine göre çalışan erkek ve kız çocukların oransal olarak en yüksek değere sahip olduğu yaş grupları arasında oransal olarak fark görülmemektedir. Tablo 13'de hanehalkı reisinin cinsiyetine göre çalışan çocuk oranları yaş grupları ve cinsiyete göre verilmiştir.

**Tablo 13.** Ücret geliri elde eden yoksul hanelerin hanehalkı reisinin cinsiyetine göre çalışan çocukların yaş grupları ve cinsiyet detayında dağılımı

Çalışan çocuk yaş grubu ve cinsiyet	Hanehalkı reisi erkek	Hanehalkı reisi kadın
<b>12-13 Yaş arası erkek çocuk</b>		
Çalışan Çocuk Oranı	5	2
Ortalama Hanehalkı Büyüklüğü	6,4	4,9
Ortalama Gelir Getiren Fert Sayısı	1,3	1,3
<b>12-13 Yaş arası kız çocuk</b>		
Çalışan Çocuk Oranı	0	0
Ortalama Hanehalkı Büyüklüğü	6,2	6,0
Ortalama Gelir Getiren Fert Sayısı	1,2	1,3
<b>14-15 Yaş arası erkek çocuk</b>		
Çalışan Çocuk Oranı	27	20
Ortalama Hanehalkı Büyüklüğü	6,0	5,2
Ortalama Gelir Getiren Fert Sayısı	1,3	1,3
<b>14-15 Yaş arası kız çocuk</b>		
Çalışan Çocuk Oranı	22	29
Ortalama Hanehalkı Büyüklüğü	6,3	5,9
Ortalama Gelir Getiren Fert Sayısı	1,3	1,4
<b>16-17 Yaş arası erkek çocuk</b>		
Çalışan Çocuk Oranı	68	78
Ortalama Hanehalkı Büyüklüğü	5,9	4,8
Ortalama Gelir Getiren Fert Sayısı	1,4	1,4
<b>16-17 Yaş arası kız çocuk</b>		
Çalışan Çocuk Oranı	78	71
Ortalama Hanehalkı Büyüklüğü	6,1	4,9
Ortalama Gelir Getiren Fert Sayısı	1,3	1,2

Çalışan çocukların yaş grupları, cinsiyet ve hanehalkı reisinin cinsiyetine göre oranları arasında fark olup olmadığı 0,05 yanılma düzeyinde test edildiğinde, Tablo 14'de verilen sonuçlara ulaşılmıştır.

**Tablo 14.** Ücret geliri elde eden yoksul hanelerde çalışan çocukların yaş grupları, cinsiyeti ve hanehalkı reisinin cinsiyetine göre fark analizi sonuçları

Kaynak	F <sub>H</sub>	F <sub>T</sub>	Sonuç
Çalışan çocukların yaş grupları ve cinsiyetleri arası	151,141	3,787	H <sub>0</sub> RED
Hane halkı reisinin cinsiyeti arası	3,799	5,591	H <sub>0</sub> KABUL

H<sub>0</sub>: Hanehalkı reisinin cinsiyeti/ çalışan çocukların cinsiyeti ve yaş grupları arasında 0,05 yanılma düzeyinde fark yoktur

H<sub>A</sub>: Hanehalkı reisinin cinsiyeti/ çalışan çocukların cinsiyeti ve yaş grupları arasında 0,05 yanılma düzeyinde fark vardır

Test sonucuna göre çalışan çocukların cinsiyetine ve yaş gruplarına göre oranları arasında fark var iken, hanehalkı reisinin cinsiyetine göre çalışan çocuk oranları arasında fark görülmemektedir.

## 5.2. Yoksul Olan Hanehalklarında, Hanehalkı Reisinin Eğitim Durumuna Göre Çalışan Çocuklar

Yoksul olan hanelerde çalışan çocukların %19'u hanehalkı reisi okur yazar olmayan hanelerde iken, %10'u hanehalkı reisi okur yazar olup bir okul bitirmemiş hanelerdedir. Çalışan çocuk oranının en yüksek olduğu grubu %69 oranı ile hanehalkı reisi lise altı eğitim düzeyindeki haneler oluşturmaktadır. Hanehalkı reisi lise üstü eğitime sahip olan hanelerde ise çalışan çocuk oranı sadece %3'dür.

Çalışan çocuk oranının en yüksek değerde olduğu hanehalkı reisi lise altı eğitim düzeyindeki çocukların %74'ü erkektir. Bu gruptaki hanelerin hanehalkı büyüklüğü 5,9 ve ortalama gelir getiren fert sayısı ise 1,8'dir. Hanehalkı reisi lise üstü eğitim düzeyinde olan hanelerde çalışan çocukların %45'ini kızlar oluşturmaktadır ve hanehalkı büyüklüğü 3,8 ve ortalama gelir getiren fert sayısı ise 1,4'dür. Tablo 15'de hanehalkı reisinin eğitim düzeyine göre çalışan çocuk bilgileri verilmiştir.

**Tablo 15.** Ücret geliri elde eden yoksul hanelerin hanehalkı reisinin eğitim düzeyine göre çalışan çocuk bilgileri

Özet Bilgiler	Hane halkı reisi okur yazar değil	Hane halkı reisi okur yazar, bir okul bitirmemiş	Hane halkı reisi lise altı eğitim düzeyli	Hane halkı reisi lise üstü eğitim düzeyli
<b>Toplam çalışan çocuk oranı</b>	19	10	69	3
<b>Erkek çocuklar</b>				
Çalışan çocuk Oranı	82	74	74	55
Ortalama Hanehalkı Büyüklüğü	6,3	6,4	5,9	5,0
Ortalama Gelir Getiren Fert Sayısı	1,8	1,9	1,8	1,0
<b>Kız çocuklar</b>				
Çalışan çocuk Oranı	18	26	26	45
Ortalama Hanehalkı Büyüklüğü	7,8	7,9	5,7	3,8
Ortalama Gelir Getiren Fert Sayısı	2,4	2,5	1,8	1,4



### 5.3 Yoksul Olan Hanehalklarında, Hanehalkı Reisinin İşteki Durumuna Göre Çalışan Çocuklar

Yoksul olan hanelerde çalışan çocukların yarısından fazlası %53 oranı ile hanehalkı reisi iktisaden faal olmayan hanelerden gelmektedir. Hanehalkı reisi işsiz olan hanelerde çalışan çocuk oranı ise %19'dur. Hanehalkı reisi yevmiyeli olarak çalışan hanelerdeki çalışan çocukların %80'ini erkek çocuklar oluşturmaktadır ve bu çocukların bulunduğu hanelerdeki hanehalkı büyüklüğü 6,7, ortalama gelir getiren fert sayısı da 2,6'dır.

Hanehalkı reisi ücretli olan hanelerde çalışan çocukların %28'i kızdır ve bunların hanehalkı büyüklüğü 6,2, hanede ortalama gelir getiren fert sayısında 1,9'dur. Hanehalkı reisi yevmiyeli olarak çalışan hanelerde çalışan kız çocuk oranı %20 olup, hanehalkı büyüklüğü 8,5 olarak görülmekte ve ortalama gelir getiren fert sayısı da 3,4'dür. Tablo 16'da hanehalkı reisinin işteki durumuna göre çalışan çocuk ile ilgili özet bilgilere yer verilmiştir.

**Tablo 16.** Ücret geliri elde eden yoksul hanelerin hanehalkı reisinin işteki durumuna göre çalışan çocuk bilgileri

Özet bilgiler	Hanehalkı reisi ücretli	Hanehalkı reisi yevmiyeli	Hanehalkı reisi işsiz	Hanehalkı reisi iktisaden faal değil
<b>Toplam çalışan çocuk oranı</b>	12	16	19	53
<b>Erkek Çocuklar</b>				
Çalışan çocuk Oranı	72	80	69	76
Ortalama Hanehalkı Büyüklüğü	5,3	6,7	6,5	5,8
Ortalama Gelir Getiren Fert Sayısı	1,8	2,6	1,5	1,6
<b>Kız Çocuklar</b>				
Çalışan çocuk Oranı	28	20	31	24
Ortalama Hanehalkı Büyüklüğü	6,2	8,5	6,2	5,4
Ortalama Gelir Getiren Fert Sayısı	1,9	3,4	1,7	1,6

## 6. SONUÇ

2002 HİA ham verileri esas alınarak; 1994 HHGTHA verilerinin temel alındığı ve Dünya Bankası tarafından hesaplanan medyan gelirin yarısı yaklaşımına göre elde edilen yoksulluk eşiğine göre kentsel kesimde ücret geliri elde eden yoksul hanelerin profillerine yönelik sonuçlar aşağıdaki biçimde özetlenebilir:

Kentsel kesimde, HİA sonuçlarına göre sadece ücret geliri elde eden hanelerin %20'si; sadece yevmiye geliri elde eden hanelerin %57'si ve hem ücret hem de yevmiye geliri elde eden hanelerin ise %28'i yoksuldur. Sadece ücret geliri elde eden hanelerde işsiz erkek oranı %74, sadece yevmiye geliri elde eden hanelerde ise bu oran %70'dir. Genel olarak hem ücret hemde yevmiye geliri elde eden hanelerde 25-29; 30-34ve 40+ yaş grubundaki işsizlerin tamamı erkektir.

Ücret geliri elde eden yoksul hanelerde lise altı eğitim düzeyindekilerin %77'si, lise üstü eğitim düzeyindekilerin de %64'ünü erkekler oluşturmaktadır. Ücret geliri elde

eden yoksul hanelerde, hanehalkı reisi erkek olanların oranı %90 olup, ortalama hanehalkı büyüklüğü 4,9 iken; hanehalkı reisi kadın olan hanelerde ise ortalama hanehalkı büyüklüğü 4,2'dir. Ancak hanehalkı reisinin cinsiyetine göre hanede ortalama gelir getiren fert sayısında değişim olmayıp, rakam 0,2'dir.

Ücret geliri elde eden yoksul hanelerin %36'sının HHR'i ücretli, %35'i ise iktisaden faal değildir. Ücret geliri elde eden ve HHR'i ücretli olan hanelerde ortalama fert sayısı 4,6 iken, ücret geliri elde eden hanelerde HHR'i iktisaden faal olmayan hanelerde ortalama fert sayısı ise 5,1'dir. Hanehalkı reisinin eğitim durumuna göre de yoksul olan hanelerin %76'sının hanehalkı reisi lise altı eğitilmiş iken, hanehalkı reisi kadın olan hanelerin de %43'ünün okur yazar olmayan eğitim düzeyli hanelerden geldiği görülmüştür. Hanehalkı reisi erkek olan hanelerin hanehalkı büyüklüğü, hanehalkı reisi kadın olan hanelere göre daha büyüktür.

### KAYNAKÇA

- BASU, K., 2000, *The Intriguing Relation Between Adult Minimum Wage and Child Labour*, Economic Journal, 110, C50-C61.
- GROOTAERT, C. and R. K., 1995, *Child Labour: an Economic Perspective*, International Labour Review, 134.
- KRUSE, Douglas and Douglas M., 1998, *Illegal Child Labour in the United States: Prevalence and Characteristics* NBER, WP 6479.
- PIGOU, A.C., 1920, *The Economics of Welfare*. (References to 1962 ed. London: Macmillan.)
- RAVALLION, M., 1996, *Poverty and Growth: Lessons from 40 Years of Data on India's Poor*, DEC Notes Research Findings, No.20, September.
- RANJAN, P., 1999, *An economic Analysis of Child Labour*, Economical letters, 64, 99-105.
- RAY, R., 1999, *Poverty, Household Size and Child Welfare in India*", Mimeo, University of Tasmania.
- ROGGERS, G. and G. Standing, 1981, *Child Work, Poverty and Underdevelopment*, Geneva, ILO.
- UNICEF, 1991, *The State of the World's Children 1991*, Pxford: Oxford University Press.
- UYGUR, S. & KASNAKOĞLU, Z., (1998), *Estimation of Poverty Line; Turkey 1994*, International Symposium on Forecasting, Edinburg, England.
- YARDIMCI, Y., UYGUR, S., ALICI, S., EKNİ, S., *Türkiye'de Kentsel ve Kırsal Kesimde Hanehalklarının Yoksulluk Profili*, İstatistik Araştırma Sempozyumu, 2002, DİE, Ankara.
- YARDIMCI, Y., UYGUR, S., LEVENT, H., ALICI, S., EKNİ, S., *Türkiye'de Hanehalkı Yoksulluk Profili ve Yoksulluk Kestirimine Yönelik Regresyon Modelleri*, 3. İstatistik Kongresi, 2003, Antalya.



YARDIMCI, Y., UYGUR, S., LEVENT, H., ALICI, S., EKNİ, S., *Türkiye'de Hanehalkı Yoksulluk Profili ve Yoksulluk Kestirimine Yönelik Regresyon Modelleri*, Deniz Feneri, Yoksulluk Sempozyumu, 2003, İstanbul.

Hanehalkı İşgücü Anketleri, (2001 – 2002), D.İ.E .Ankara

OECD (1998) *Organization for Economic Co-operation and Development. Education at a Glance: OECD Indicator*, Paris.

*Household Labour Force Survey Concepts and Method*, (2001), Printing Division, September, DİE

GREENE, H. W., (1997), *Econometric Analysis*, Prentice Hall International, INC, USA.

EUROSTAT, *Labour Force Survey Principal results 2001*, EU and EFTA countries, Statistics in Focus, THEME 3 – 19/2002,

## WAGE INCOME EARNING POOR HOUSEHOLD' LABOUR AND WORKING CHILD PROFILE

### ABSTRACT

*In this study, SIS' 2002 Household Labour Force Survey raw data were used. Our main target is to define poor household which income earning wage and salary, by half of the median income in urban areas. Poor household were analysed by selected labour profile variables and also working child profile variables. For working child age limit was taken as ILO standart and used between 12-17 ages working children. Geographical coverage is limited only urban areas which define population is gretaer than 20 000.*

**Key Words :** *Labour Force Variables, Poor Household, Poverty Threshold by Half of The Median Income Approach, Working Child..*

## KARŞILIK GETİRME ANALİZİ İLE GÖÇ EDENLERİN EVLİLİKLERİNDE GÖÇ VEREN BÖLGE FAKTÖRÜNÜN DEĞERLENDİRİLMESİ : İSTANBUL' DAKİ EVLİLİK PROFİLİ

Gülhayat GÖLBAŞI ŞİMŞEK\*

Elif ÖZTÜRK\*

### ÖZET

*Türkiye'de iç göç, 1950'li yıllardan bu güne kadar hızlanarak devam etmiş, özellikle İstanbul gibi büyük şehirlerde, doğum ve ölüm gibi nüfusun sayısını ve yapısını değiştiren en etkin dinamiklerden biri olmuştur. İç göç, göç veren bölgenin nüfus yapısını değiştirdiği gibi, göç alan bölgede de nüfusun sosyal-kültürel ve kentsel yapısını değiştirmektedir. Kırsal bölgelerden büyük şehirlere göç eden insanlar kentlileşme, toplumsal bütünleşme gibi sorunlarla yüzleşmektedirler. Geleneksel ilişkilere alışık olan göçerler kentsel ilişkilere geçerken zorlanmakta, kendilerini ait hissedecekleri, kendileri gibi olan sosyal-kültürel gruplar bulmaya çalışmaktadırlar. Bu durum özellikle, bir insanın hayatında belki de en önemli karar olan evleneceği kişiyi seçme aşamasında kendini göstermektedir. Yaşam tarzı bakımından şekil olarak kentsel yaşama ayak uydurmuş olan göçerler bile eş seçerken kendi sosyal-kültürel gruplarına dönmekte, bu grupta kendileri gibi olan bir kişi aramaktadırlar. Bu yönüyle göçerler arasındaki evlenmeleri araştırmak toplumsal(kentsel) bütünleşmeyi araştırmanın en belirleyici yolu olmaktadır.*

*Bu tebliğde, Türkiye'nin yedi coğrafi bölgesinden göç ederek İstanbul'a gelen ve burada evlenen kişilerin eş seçimlerinde geldikleri bölgeler değerlendirilmekte ve böylece İstanbul'un evlilik profili çıkarılmaktadır.*

*Anahtar Kelimeler : Evlenme, İç Göç, Karşılık Getirme Analizi.*

### 1. GİRİŞ

Anadolu'da halk arasında küçüğünden büyüğüne, kadınından erkeğine herkesin bildiği yaygın bir düşünce vardır: «İstanbul'un taşı toprağı altın». Bu sözde Anadolu'nun yoksul halkının umutları, özlemleri vardır. Memleketinde ailesini geçindiremeyen, herkesin sahip olması gereken konut, eğitim, sağlık gibi temel ihtiyaçlardan yoksun olan Anadolu insanı iş bulmak, geçimini sağlamak ve daha iyi yaşamak umutlarıyla İstanbul'a göç ediyor(Çalışkan, 1993).

\* Araş.Gör., Yıldız Teknik Üniversitesi, Fen Edebiyat Fak., İstatistik Bölümü, İstanbul, Türkiye  
e-posta: gulhayat@yildiz.edu.tr - e-posta: eozturk@yildiz.edu.tr



İstanbul ili, toplam 5512 km<sup>2</sup> 'lik alanı ile Türkiye'nin toplam alanının yaklaşık %0,97'sini kaplamaktadır ve nüfus yoğunluğu olarak da Türkiye'nin en büyük ilidir. 2000 genel nüfus sayımına göre 10,02 milyon olan İstanbul nüfusu, Türkiye toplam nüfusunun yaklaşık %14,76'sını oluşturmaktadır. İstanbul metropolünün Türkiye nüfusundan aldığı pay 1950'de %5,6 iken 1950'lerdeki sanayileşme ve tarımdaki makineleşme çabaları sonucu, kırdan kente göç olgusuyla birlikte özellikle İstanbul metropolüne nüfus hareketleri tarihsel süreç içinde hızlanarak devam etmiştir. Özellikle 1970'li yıllarla birlikte göç olgusu ivme kazanmıştır. İstanbul'un yıllık nüfus artış haddi binde 4478 olup nüfus yoğunluğu 1280 kişi/ km<sup>2</sup> 'dir. İstanbul'un bu kadar hızlı nüfus artış hızına sahip olması, kente yönelik iç göçlerin artışıdır. İstanbul'un ülke ve bölge ulaşım ağlarının kesişme noktasında bulunması, tüm bölgelerle direkt ulaşımının sağlanması, çeşitli iş olanaklarına sahip olması, alt yapı ve sosyal donatı alanlarının diğer bölgelere oranla yüksek olması göçe neden olmaktadır. Bugün ülkemiz sanayisinin yüzde 70'inin İstanbul ve çevresinde bulunması İstanbul'u göçlerin odak noktası haline getirmiştir (DPT, 2000).

İstanbul'un diğer illerden aldığı toplam göç bölgelere göre dağıtıldığında, Karadeniz Bölgesi %35, Doğu Anadolu Bölgesi %21, İç Anadolu Bölgesi %17, Marmara Bölgesi %10, Güneydoğu Anadolu Bölgesi %5,67, Akdeniz Bölgesi %4,7, ve Ege Bölgesi %4,15 olmaktadır. İstanbul'a en çok göç veren ilk üç bölge sırasıyla Karadeniz, Doğu Anadolu ve İç Anadolu Bölgeleridir. İller bazında İç Anadolu bölgesinin yaklaşık %16'sını da Sivas temsil etmektedir (DİE, 2002).

Türkiye'deki bölgesel dengesizlikler iç göçün artmasına neden olmaktadır. Ulusal ve uluslararası istatistik enstitülerince ortaya konan rakamlar durumun ciddiyetini ortaya koymaktadır. 2000 yılı UNICEF raporuna göre, Türkiye genelinde halkın % 14.2'si yoksulluk sınırının altında yaşamaktadır. Bu oran, Doğu ve Güneydoğu Anadolu'da %44.7'ye ulaşmaktadır. 1995 verilerine göre Türkiye'deki 910 ilçe arasındaki en zengin 100 ilçenin ulusal gelirdeki payı %65'tir. En yoksul 100 ilçenin aldığı pay ise sadece %4'dür. Bu ilçelerden 40'ı İç Anadolu, 35'i Doğu ve Güneydoğu Anadolu ve 20'si Karadeniz ilçeleridir. İllerin %24'ünün ulusal gelir içindeki payı artarken geri kalan %76'sının payı ise gelişenler lehine azalmaktadır. Ulusal gelirin %49.1'i yalnızca altı ilde toplanmaktadır. Bunlar, İstanbul, İzmir, Ankara, Kocaeli, Bursa ve Adana şeklinde sıralanmaktadır (Çalışkan, 1993).

Göçle birlikte kültür, gelenek, görenek ve yaşam biçimleri de hareket etmektedir. Böylece göç edilen yerdeki sosyo-kültürel yapı getirilen sosyo-kültürel yapıyla genişlemektedir (Pazarlıoğlu, 2001).

Toplumsal bütünleşme, aynı toplum yapısında yaşayan birey ve sosyo-kültürel grupların, etkileşim yoluyla o toplumsal sistemin bir ögesi olabilme derecesini ifade etmektedir. Diğer bir deyişle "toplumsal bütünleşme, toplumu oluşturan parçaların birbirleriyle olan bağılılık derecesidir" (Erol vd, 1997).

İnsanlar her zaman, kendi kültürlerine özgü inanç, eğilim, değer, norm ve düşünceler tarafından, yani yine kendi yaşantılarının ürünü olan etkenler tarafından yönlendirilme eğilimindedirler. Her şeye kendi yaşamlarının penceresinden bakar, olay



ve olguları anlar, uygular ya da yargırlarlar. Bu anlamıyla kültür, ana referans kaynağıdır. Dolayısıyla bir toplumda ne kadar farklı sosyal-kültürel gruplar bulunursa, o kadar da değişik pencereler vardır. Başka bir deyişle aynı olay veya olguya yönelik değişik tutumlar ve davranışlar söz konusudur. Çünkü ilkeler, değerler, kurallar, insanların neleri yapıp neleri yapmamaları gerektiğine; kendilerinden ve başkalarından nelerin beklendiğine ilişkin bilgi ve yargılarla yüklüdür. Kültürel farklılıklar, sosyal gruplar arasında belli sınır çizgilerinin ortaya çıkmasına neden olan etkenler arasında sayılabilir.

Sosyal guruplar arasındaki kültür farklılıkları ne kadar fazla ise sosyal gurupları birbirinden ayıran sınır çizgileri de o oranda derin olacaktır. Bu bakımdan aynı kentsel dokuda yer alan, sosyal-kültürel bakımdan ayrı özellikler gösteren sosyal gurupların, sosyal- kültürel farklılaşmaya neden olan faktörlerle bağlantılı olarak kendi aralarındaki ilişkileri (evlilik, arkadaşlık, ortaklık, ticaret v.b.) sıkı, ancak gurupları arasında gevşek olmaktadır(Erol vd, 1997).

Komşuluk, akrabalık ve statü ilişkileri gibi toplumsal ilişkiler bakımından göç eden kişilerin kimliklerini kazandıkları yerleşmelere (kent kökenli, köy kökenli) göre incelenmesi gerekir. İstanbul iline göç eden nüfusun önemli bir kısmı köy kökenlilerden oluşmaktadır.

Köy kökenli nüfusta belirgin olan geleneksel ilişkilerin en önemli özelliği, akrabalık ve komşuluk ilişkilerinin, statü ilişkilerine oranla daha yoğun olmasıdır. Sosyal ilişkilerin, grup yapısı nedeniyle yatay olarak genişlemesine karşılık (yaşama benzerliği, akraba-komşuluk ilişkileri, v.s.) sosyal guruplar arasındaki dikey ilişkiler (statü ilişkileri, evlilikler) zayıftır. Diğer bir anlatımla guruplar, belli bir sosyal mesafe içersinde birbirlerinden bağımsız yan yana yaşamakta ancak bütünleşmemektedirler. Komşuluk ve akrabalık ilişkilerinin yoğun olduğu alt topluluk ve guruplarda toplumun gerek aile ve gerekse birey üzerindeki dış müdahalesi fazladır. Alt sosyal-kültürel topluluğun birey ya da aile üzerindeki baskılarının ölçütlerinden birisi, evlenmelerdeki karar verme sürecidir. Gerçekten de köy kökenli aileler arasında görücü usulüyle evlenmeler %79'la daha yaygındır (Erol vd, 1997). Gerek ekstra ilişkilerde ve gerekse eş seçiminde geleneksel ailelerin, kendi sosyal, kültürel çevreleriyle ilişkileri daha sıklıdır. Böylece bu aileler, dışa yarı kapalı bir gurup özelliği göstermektedir. Çünkü geleneksel ilişkiler, diğer sosyal-kültürel guruplarla olan ilişki kanallarını sınırlandırmaktadır.

Bu tebliğde İstanbul'a göç edenlerin evliliklerinde göç veren bölge faktörünün değerlendirilmesinde, kadın ve erkekler birlikte ele alındığından Karşılık Getirme Analizi yöntemi kullanılacaktır.

## **2. KARŞILIK GETİRME ANALİZİ**

### **2.1 Tanım ve Gösterimler**

Karşılık Getirme Analizi (Correspondence Analysis) iki kategorik değişkenli bir kontenjans tablosunun yapısını ortaya çıkaran bir matematiksel yöntem ile ortaya çıkarılan yapının, değişkenlerin kategorilerini temsil eden noktalarla gösterildiği bir



grafiksel yöntemin birleşimidir (Andersen, 1994). Bu yöntemi diğer geleneksel istatistiksel yöntemlerden ayıran en önemli özelliği doğrulayıcı değil, verinin içeriğini ortaya çıkarmaya çalışan, bir açıklayıcı analiz olmasıdır (Der ve Everitt, 2002).

Matematiksel olarak Karşılık Getirme Analizi (KGA), bir kontenjans tablosundan elde edilen  $\chi^2$  istatistiğinin, satırları ve sütunları arasındaki heterojenliğin farklı boyutlarına tekabül eden bileşenlerine ayrıştırılması yöntemi veya sonuçta bulunan değişken çiftleri arasındaki korelasyonu maksimum yapacak şekilde satırları ve sütunları eş zamanlı olarak ölçeklendiren bir yöntem olarak tanımlanabilir.

$N_{I \times J}$  matrisi I ( $I=1,2,\dots,i$ ) satır ve J ( $J=1,2,\dots,j$ ) sütun kategorisi bulunan, iki kategorik değişkenli bir kontenjans tablosu ise i.satır ve j.sütundaki  $n_{ij}$  değeri bu gözlenin gözlenen frekansıdır. Yani N matrisi iki nitel değişkenin kontenjans tablosundaki gözlenen frekanslardan oluşmaktadır.

$$rt_{I \times 1} = N1_{J \times 1} \text{ ve } ct = N^T 1_{I \times 1} \quad (1)$$

sütun vektörleri sırasıyla N matrisinin satır ve sütun toplamları yani marjinal frekanslarıdır. Satır toplamlarının ( $rt_i = n_{i+}$ ) ve sütun toplamlarının ( $ct_j = n_{+j}$ ) sırasıyla N'deki toplam gözlem sayısına ( $n = \sum_i \sum_j n_{ij}$ ) bölünmesinden, ( $r_i = n_{i+} / n$ ) ve ( $c_j = n_{+j} / n$ ) veya matris gösterimi ile,

$$r_{I \times 1} = rt / n, \text{ ve } c_{J \times 1} = ct / n \quad (2)$$

r satır kütleleri (row mass) ve c sütun kütleleri (column mass) vektörleri elde edilir.

Asal köşegeninde satır kütleleri ( $r_i$ ) bulunan köşegen matris  $D_r = \text{Kös}\{r\}$  ve asal köşegeninde sütun kütleleri ( $c_j$ ) bulunan köşegen matris  $D_c = \text{Kös}\{c\}$  olarak gösterilir.

$P_{I \times J}$  karşılık getirme matrisi N orijinal matrisinin elemanlarının toplam gözlem sayısı n'e bölünmesiyle bulunur.

$$P_{I \times J} = N_{I \times J} / n \quad (3)$$

Satır profilleri (Row profiles), N matrisinin satır elemanlarının kendi satır toplamlarına bölünmesiyle ve Sütun profilleri (Column profiles) ise N matrisinin sütun elemanlarının kendi sütun toplamlarına bölünmesiyle bulunur. Satır ve sütun profilleri matrisleri sırasıyla,

$$R = D_r^{-1}P \text{ ve } C = PD_c^{-1} \quad (4)$$

şeklinde hesaplanır.

KGA'daki en önemli kavramlardan biri de  $\chi^2$  uzaklıklarıdır. KGA' da kullanılan uzaklıklar satır profilleri arasındaki,

$$\|a_i - a_r\|_c = \sqrt{\sum (a_{ij} - a_{rj})^2 / c_j},$$

sütun profilleri arasındaki,

$$\|b_j - b_r\|_r = \sqrt{\sum (b_{ij} - b_{ir})^2 / r_i},$$

ve satır ve sütun profilleri ile ağırlık merkezleri arasındaki,

$$\|a_i - c\|_c = \sqrt{\sum (a_{ij} - c_j)^2 / c_j},$$

$$\|b_j - r\|_r = \sqrt{\sum (b_{ij} - r_i)^2 / r_i}$$

uzaklıklarıdır.

İsimlerinden de anlaşılacağı gibi bu analizde satır profilleri ve sütun profilleri arasındaki uzaklıklar tanımlanmamıştır. KGA'da özellikle  $\chi^2$  uzaklıklarının kullanılmasının sebebi, uzaklık formüllerinde paydaki Öklid uzaklıklarının, satırlar için, satırların ağırlıklı ortalaması olan  $c_j$  değerlerine bölünerek her bir bireye analize katılma açısından eşit şansın tanınmasını sağlamasıdır. Aynı yorum diğer uzaklıklar için yapılmaktadır (Greenacre,1993).

## 2.2 Karşılık Getirme Analizinin Teorik Yapısı

KGA, Temel Bileşenler Analizinin (TBA) bir uzantısı olarak düşünülmüş ve bu sebeple bu analizin ilk ortaya çıktığı yer olan Fransa'da "analyse factorielle des correspondences" olarak isimlendirilmiştir (Benzecri,1993). TBA'da, korelasyon (veya kovaryans) matrisinin kare matris olması sebebiyle bu matrisin özdeğer-özvektör ayrıştırılması (eigenvalue-eigenvector decomposition) yapılmaktadır. Karşılık getirme analizinde ise elemanları bağımsızlıktan sapmalar veya kalıntılar olarak isimlendirilen  $A_{I \times J}$  matrisine, kare bir matris olmadığı için tekil değer ayrıştırması (singular value decomposition, SVD) uygulanmaktadır (Greenacre ve Blasius ,1994). Tekil değer ayrıştırması A matrisinin

$$A = U\Gamma V^T \quad (5)$$

şeklinde üç matrise ayrıştırılmasıdır. Burada  $\Gamma$  matrisi elemanları büyükten küçüğe sıralı şekilde  $\gamma_1 \geq \gamma_2 \geq \dots \gamma_K > 0$  olan köşegen matristir. K, A matrisinin rankıdır. U ve V matrislerinin sütunları ortonormaldir ( $U^T U = V^T V = I$ ). K sayıda  $\gamma_1, \gamma_2, \dots$  "tekil değerler", U'nun K sütunu "sol tekil vektörleri", V'nin K sütunu "sağ tekil vektörleri" olarak isimlendirilirler. SVD ve özdeğer-özvektör ayrıştırması arasındaki bağlantı aşağıdaki iki sonuçtan çıkartılabilir:



$$\mathbf{A}^T \mathbf{A} = \mathbf{V} \mathbf{\Gamma}^2 \mathbf{V}^T \quad (6)$$

$$\mathbf{A} \mathbf{A}^T = \mathbf{U} \mathbf{\Gamma}^2 \mathbf{U}^T \quad (7)$$

Denklem (6),  $\mathbf{A}$  matrisinin sağ tekil vektörlerinin  $\mathbf{A}^T \mathbf{A}$ 'nın özvektörlerine, ve  $\mathbf{A}$  matrisinin tekil değerlerinin de  $\mathbf{A}^T \mathbf{A}$ 'nın özdeğerlerinin kare köklerine eşit olduğunu göstermektedir. Denklem (7)'de de  $\mathbf{A} \mathbf{A}^T$ 'nin özdeğer ve özvektörleriyle aynı bağlantı gösterilmektedir (Basilevsky,1994).

Başlangıç olarak  $J$  boyutlu uzayda koordinatları  $\mathbf{Y}$  matrisinin satırlarında bulunan  $I$  nokta ele alınsın.  $q_1, q_2, \dots, q_J$  boyut ağırlıkları ile ağırlıklandırılmış bir öklid uzayındaki bu noktalara  $w_1, w_2, \dots, w_I$  ağırlıkları verilsin. Bu durumda ağırlıklandırılmış Öklid uzayındaki iki nokta arasındaki uzaklık  $\sqrt{(\mathbf{x} - \mathbf{y})^T \mathbf{D}_q (\mathbf{x} - \mathbf{y})}$  olmaktadır.  $\mathbf{D}_w$  ve  $\mathbf{D}_q$  sırasıyla nokta kütlelerinin ve boyut ağırlıklarının köşegen matrisleri ve  $\sum_i w_i = 1$  olduğu varsayılarak  $w$  nokta kütleleri vektörü olsun. Bu durumda bu noktaların daha az boyutlu bir uzaydaki gösterimi,

$$\mathbf{A}_{I \times J} = \mathbf{D}_w^{1/2} (\mathbf{Y} - \mathbf{1}\bar{y}) \mathbf{D}_q^{1/2} \quad (8)$$

matrisinin tekil değer ayrıştırması ile ortaya çıkartılabilir. Burada  $\bar{y}^T$ ,  $\mathbf{Y}$  matrisinin satırlarının denge noktaları veya ağırlık merkezleridir (centroid).

Karşılık Getirme Analizinde satır profillerinin denge noktaları,

$$\mathbf{r}^T \mathbf{D}_r^{-1} \mathbf{P} = \mathbf{1}^T \mathbf{P} = \mathbf{c}^T \quad (9)$$

sütun kütlelerinin satır vektörüdür. Burada  $\mathbf{1}$ , her elemanı 1 olan vektördür. Sütun profillerinin denge noktaları,

$$\mathbf{c}^T \mathbf{D}_c^{-1} \mathbf{P}^T = \mathbf{1}^T \mathbf{P}^T = \mathbf{r}^T \quad (10)$$

satır kütlelerinin satır vektörüdür.

Bu tanımlardan sonra, Denklem (8)'deki  $\mathbf{A}$  matrisi,

$$\mathbf{A} = \mathbf{D}_r^{1/2} (\mathbf{D}_r^{-1} \mathbf{P} - \mathbf{1c}^T) \mathbf{D}_c^{-1/2} \quad (11a)$$

$$\mathbf{A} = \mathbf{D}_r^{-1/2} (\mathbf{P} - \mathbf{rc}^T) \mathbf{D}_c^{-1/2} \quad (11b)$$

şeklinde yazılabilir.

Sütun problemi ele alındığında, Denklem (10) kullanılarak, Denklem (8)'deki  $\mathbf{A}$  matrisi,

$$\mathbf{A} = \mathbf{D}_c^{1/2} (\mathbf{D}_c^{-1} \mathbf{P}^T - \mathbf{1r}^T) \mathbf{D}_r^{-1/2} \quad (12a)$$

$$A = D_c^{-1/2} (P^T - cr^T) D_r^{-1/2} \quad (12b)$$

Denklem (11b)'de türetilen satır probleminin transpozesidir. Dolayısıyla satır ve sütun problemlerinin her ikisi de elemanları

$$a_{ij} = (p_{ij} - r_i c_j) / \sqrt{r_i c_j} \quad (13)$$

olan  $A = D_r^{-1/2} (P - rc^T) D_c^{-1/2}$  standart biçime dönüştürülmüş kalıntılar matrisinin tekil değerlere ayrıştırılmasıyla çözülür. Denklem 13'te parantez içindeki terimin n ile çarpılmasından sırasıyla gözlenen ve beklenen frekans değerleri elde edilir. Bu durumda Denklem 13 ayrıca gözlenen (O) ve beklenen (E) frekanslar cinsinden de yazılabilir:

$$a_{ij} = \frac{1}{\sqrt{n}} \left( \frac{O - E}{\sqrt{E}} \right) \quad (14)$$

Bu formülden de,  $a_{ij}$  elemanlarının verinin bağımsızlık modeline uydurulmasından elde edilen bir kalıntı türü oldukları görülmektedir (Der ,2002).

Denklem 13'ün bütün IxJ gözelerinin karelerinin toplamının alınıp n ile çarpılmasıyla,

$$\chi^2 = n \sum_i \sum_j \frac{(p_{ij} - r_i c_j)^2}{r_i c_j} \quad (15)$$

kontenjans tablosunun  $\chi^2$  istatistiği elde edilir. Böylece A standart kalıntılar matrisinin ayrıştırılması,  $\chi^2$  istatistiğinin de ayrıştırılması ile aynı sonuca yol açmaktadır. Bu bakımdan  $\chi^2$  her bir karşılaştırma analizi boyutu için farklı parçalara ayrılabilir. Bu parçalar da s boyutu için (I-s)(J-s)-(I-s-1)(J-s-1) serbestlik dereceli  $\chi^2$  testi ile ayrı ayrı test edilebilir (Van de Geer,1993). Denklem 15'in n'e bölünmesinden elde edilen değere Fizik yazınından hareketle, direnç şeklindeki eylemsizlik momentinin tanımı paralelinde "inertia" denmektedir. Buna göre

$$\text{Toplam inertia} = \chi^2 / n \quad (16)$$

olarak ifade edilebilir.

A'nın tekil değerlerinin kareleri, yani  $A^T A$  veya  $AA^T$ 'nin özdeğerleri ( $\lambda_i = \gamma_i^2$ ) toplam inertia'yı da ayrıştırırlar. Temel Bileşenler Analizindekine benzer biçimde  $\lambda_i$ 'ler toplam inertia'nın yüzdeleri olarak ifade edilirler. Örneğin ilk iki boyutla açıklanan inertia yüzdesi,

$$\% \text{ inertia} = \sum_{i=1}^2 \lambda_i / \sum_{i=1}^K \lambda_i \quad (17)$$



olarak hesaplanır. Kontenjans tablosunun tamamını temsil etmek için en fazla  $K=\min(I,J)-1$  boyut gereklidir. Bu ölçünün %60 veya daha yüksek değerleri, iki boyutlu çözümün tablodaki yapının yeterli bir açıklamasını yapabildiği anlamına gelmektedir.

Satır noktalarının temel koordinatları yani satır profillerinin temel eksenlere projeksiyonları, Denklem (5) kullanılarak elde edilen

$$D_r^{-1/2} A = D_r^{-1/2} U \Gamma V^T \Rightarrow F = D_r^{-1/2} U \Gamma \quad (18)$$

matrisinin sütunlarındaki  $f_{ij}$  değerleridir. Denklem 18 , A'nın satırlarının F uzayındaki noktalar olarak temsil edilebileceğini gösterir. Burada V bu uzaydaki noktaları satır profillerine dönüştüren döndürme matrisidir. Satır profilleri arasındaki  $\chi^2$  uzaklıkları  $D_r^{-1/2} U \Gamma$  uzayında satırları temsil eden noktalar arasındaki öklid uzaklıklarına eşittir (Cox ve Cox, 2001). Benzer şekilde sütunların temel koordinatları

$$G = D_c^{-1/2} V \Gamma \quad (19)$$

olarak bulunmaktadır.

Satırların standart koordinatları temel koordinatların karşılık gelen tekil değerlere bölünmesiyle,

$$X = F \Gamma^{-1} = D_r^{-1/2} U \quad (20)$$

Sütunların standart koordinatları benzer şekilde,

$$Y = G \Gamma^{-1} = D_c^{-1/2} V \quad (21)$$

eşitliğinden hesaplanır.

Satır ve sütun profillerinin daha az boyutlu temsili için, X'in ilk k sütunu (1, 2 veya 3) ve Y'nin ilk k sütunu (1,2 veya 3) alınarak  $(x_{1i}, \dots, x_{ki})$  ve  $(y_{1i}, \dots, y_{ki})$  serpilme diyagramları çizilir. Sadece bir grafikte çalışmanın tercihi halinde satır ve sütunlar için F ve G'nin sütunları (temel koordinatlar) kullanılmaktadır.

Her temel inertia  $\lambda_k$ ,  $\lambda_k = \sum_i r_i f_{ik}^2$  şeklinde , veya matris gösterimi ile,

$$D_\lambda = F^T D_r F \quad (22)$$

$r_i f_{ik}^2$  bileşenlerine ayrıştırılabilir. Denklem 22'deki matrisin sütun toplamları  $\lambda_k$ 'ları verir. Böylece satırların temel inertia'ya katkısı  $r_i f_{ik}^2 / \lambda_k$  olarak tanımlanır. i.satır için bütün K eksenlerindeki inertia bileşenlerinin toplamına i.satırın "satır inertiası"

denilmektedir. Bu değer aynı zamanda A matrisinin i.satırındaki elemanlarının karelerinin toplamıdır:

$$\sum_j s_{ij}^2 = \sum_j (p_{ij} - r_i c_j)^2 / (r_i c_j) \quad (23)$$

Diğer taraftan satırların temel eksenlerle korelasyonlarının kareleri  $r_i f_{ik}^2 / \sum_j s_{ij}^2$  şeklinde hesaplanır. Dolayısıyla bu değer geometrik olarak her satır profili ve temel eksen arasındaki açılardan kosinüslerinin(korelasyonların) kareleri olarak yorumlanır(Stevens,J.,2002). Bu korelasyon değerleri de TBA'daki faktör yükleri ile aynı anlamdadır. İndirgenmiş  $K^*$  boyutlu uzayda;

$$Qr = \sum_{k=1}^{K^*} r_i f_{ik}^2 / \sum_j s_{ij}^2 \quad (24)$$

değeri her satırın bu uzayda temsil edilmesinin kalite ölçümü olarak düşünülür. Kalite ölçümleri Temel Bileşenler Analizindeki ortak varyanslarla (communality) aynı anlamdadır.

Sütunlar için benzer hesaplamalar F matrisi yerine G matrisi kullanılarak yapılabilir.

### 3. UYGULAMA

İstanbul'a başka illerden göç edenlerin yaptıkları evliliklerinde, kendilerinin ve eşlerinin geldikleri yerlerin, eş seçiminde bir etken ya da yapı oluşturup oluşturmadığını araştırmak, böyle bir yapının varlığı halinde bunu ortaya çıkarıp grafiksel gösterimini yapmak amacıyla, kadınların ve erkeklerin seçtikleri eşlerinin geldikleri bölgeleri beraber ele alan bu araştırmanın amacına en uygun analizin Karşılık Getirme Analizi olduğu öne sürülebilir. Uygulama için 2003 yılı içinde İstanbul Avrupa Yakası Evlendirme Dairelerinde evlenenlerden 4230 ve İstanbul Anadolu Yakası Evlendirme Dairelerinde evlenenlerden 2786 olmak üzere toplam 7016 çiftin doğum yerleri bilgileri alınmıştır. Daha sonra bu bilgiler taranarak çiftlerden herhangi birinin veya her ikisinin doğduğu yer İstanbul olanlar elenerek, İstanbul Avrupa Yakasından 3601 ve İstanbul Anadolu Yakasından 2146 olmak üzere toplam 5747 çift için Karşılık Getirme Analizi uygulanmıştır. Göç kavramı doğduğu yer yaşadığı yerden farklı olan kişileri kapsamaktadır (UN, 1970). Dolayısıyla bu çalışmada veri elde etme kısıtı nedeniyle doğduğu yer İstanbul dışı olan 11494 kişinin İstanbul'a göç etmiş olduğu varsayımı altında Karşılık Getirme Analizi sonuçları yorumlanmıştır. Veriler il bazında toplanmış, analizde kullanılmak üzere göç edilen iller, Türkiye'nin yedi coğrafi bölgesine göre tasnif edilmiştir. Uygulama SPSS ve NCSS paket programları ile yapılmış, üç boyutlu grafik S-Plus Paket Programında çizilmiştir. Tablo ve grafiklerde Türkiye'nin coğrafi bölgelerinin baş harfleri bölgeleri, eğer bu harfler küçük harf ise kadınları, büyük harf ise erkekleri temsil etmektedirler.



**Tablo 1.** Bölgelere göre kadın ve erkeklerin gösterilmesinde kullanılan kısaltmalar

Coğrafi Bölge	Bölge Etiketleri	
	Kadın	Erkek
Akdeniz Bölgesi	a	A
Doğu Anadolu Bölgesi	d	D
Ege Bölgesi	e	E
Güneydoğu Anadolu Bölgesi	g	G
İç Anadolu Bölgesi	i	I
Karadeniz Bölgesi	k	K
Marmara Bölgesi	m	M

**Tablo 2.** Satır kategorilerinde kadınların göç ettikleri bölgeler , sütun kategorilerinde erkeklerin göç ettikleri bölgeler bulunan 7x7 kontenjans tablosu

Kadın	Erkek							Toplam
	A	D	E	G	I	K	M	
a	49	37	9	12	36	69	10	222
d	19	520	12	37	89	208	23	908
e	8	20	15	3	17	33	6	102
g	6	48	4	162	21	44	4	289
i	39	87	21	26	554	340	37	1104
k	66	208	50	52	303	1993	124	2796
m	14	43	15	6	48	146	54	326
<b>Toplam</b>	201	963	126	298	1068	2833	258	<b>5747</b>

Tablo 2'deki frekansların daha kolay yorumlanabilmesi için mutlak frekanslar satır toplamlarına, sütun toplamlarına ve toplam gözlem sayısı olan 5747'ye bölünerek bağıl frekansları elde edilmiş ve sırasıyla satır profilleri, sütun profilleri ve karşılık getirme tablosu oluşturulmuştur.

**Tablo 3.** Satır profilleri

Kadın	Erkek							Toplam
	A	D	E	G	I	K	M	
a	,221	,167	,041	,054	,162	,311	,045	1
d	,021	,573	,013	,041	,098	,229	,025	1
e	,078	,196	,147	,029	,167	,324	,059	1
g	,021	,166	,014	,561	,073	,152	,014	1
i	,035	,079	,019	,024	,502	,308	,034	1
k	,024	,074	,018	,019	,108	,713	,044	1
m	,043	,132	,046	,018	,147	,448	,166	1
<b>Kütle</b>	<b>,035</b>	<b>,167</b>	<b>,022</b>	<b>,052</b>	<b>,186</b>	<b>,493</b>	<b>,045</b>	

Bu tablonun satırlarındaki satır profilleri yani kadınların yedi coğrafi bölgeden erkeklerle evlenme oranları incelendiğinde (satırlar), kadınların genellikle kendi bölgelerinden erkeklerle evlenmeyi tercih ettikleri (Karadenizli kadınlar %71,3; Doğu Anadolu kadınları %57,3; Güneydoğu kadınları %56,1 ve İç Anadolu kadınları %50,2) fakat Marmaralı, Ege ve Akdenizli kadınların sırasıyla %44,8, %32,4 ve %31,1 oranlarında olmak üzere kendi bölgelerinden erkeklerle değil de Karadenizli bir

**Karşılık Getirme Analizi ile Göç Edenlerin Evliliklerinde Göç Veren Bölge Faktörünün Değerlendirilmesi : İstanbul' daki Evlilik Profili**

erkeklerle evlenmeyi tercih ettikleri, Güneydoğulu ve Doğu Anadolu kadınların da bunların aksine Karadenizli erkeklerle evlenme oranlarının diğer bölgelere göre düşük olduğu görülmektedir. Tablonun en alt satırındaki kütleler, bölgelerdeki toplam erkek sayılarının, toplam gözlem sayısına oranını ifade etmektedir. Bu satır profili kadınlar için ağırlık merkezi olmaktadır.

**Tablo 4. Sütun profilleri**

Kadın	Erkek							Kütle
	A	D	E	G	I	K	M	
a	,244	,038	,071	,040	,034	,024	,039	,039
d	,095	,540	,095	,124	,083	,073	,089	,158
e	,040	,021	,119	,010	,016	,012	,023	,018
g	,030	,050	,032	,544	,020	,016	,016	,050
i	,194	,090	,167	,087	,519	,120	,143	,192
k	,328	,216	,397	,174	,284	,703	,481	,487
m	,070	,045	,119	,020	,045	,052	,209	,057
<b>Toplam</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	

Tablo 4'teki sütun profilleri yani erkeklerin yedi coğrafi bölgeden eş seçimleri incelendiğinde (sütunlar), Tablo 3'te kadınlara göre yapılan yorumların, erkekler içinde geçerli olduğu görülmektedir. Ayrıca Tablo3 ve Tablo4 beraber incelendiğinde göze oranlarının birbirine hayli benzediği, fakat erkeklerin kendi bölgeleri haricindeki kadınlarla evliliklerinde kadınlar kadar tutucu olmadığı fark edilmektedir. Marmaralı(%48,1), Ege(%39,7) ve Akdenizli(%32,8) erkekler kendi bölgelerinden bir kadınla değil Karadenizli kadınlar ile evlenmeyi tercih etmişlerdir. Diğer bölgelerdeki erkeklerin sırasıyla Karadenizli(%70,3), Güneydoğulu(%54,4), Doğu Anadolu(%54), İç Anadolu(%51,9) olmak üzere kendi bölgelerinden kadınlarla evlenmeyi tercih ettikleri görülmektedir. Tablo4'teki en son sütun profili olan sütun kütlesi ise erkeklerin ağırlık merkezi olarak isimlendirilen, bölgelerdeki kadınların toplam gözlem sayısına oranlarıdır.

**Tablo 5. Karşılık getirme tablosu ( P )**

Kadın	Erkek							Satır kütlesi
	A	D	E	G	I	K	M	
a	0,0085	0,0064	0,0016	0,0021	0,0063	0,0120	0,0017	0,0386
d	0,0033	0,0905	0,0021	0,0064	0,0155	0,0362	0,0040	0,1580
e	0,0014	0,0035	0,0026	0,0005	0,0030	0,0057	0,0010	0,0177
g	0,0010	0,0084	0,0007	0,0282	0,0037	0,0077	0,0007	0,0503
i	0,0068	0,0151	0,0037	0,0045	0,0964	0,0592	0,0064	0,1921
k	0,0115	0,0362	0,0087	0,0090	0,0527	0,3468	0,0216	0,4865
m	0,0024	0,0075	0,0026	0,0010	0,0084	0,0254	0,0094	0,0567
<b>Sütun kütlesi</b>	<b>0,0350</b>	<b>0,1676</b>	<b>0,0219</b>	<b>0,0519</b>	<b>0,1858</b>	<b>0,4930</b>	<b>0,0449</b>	<b>1</b>

Tablonun içindeki hücrelerde asal köşegen üzerindeki hücrelerin diğerlerine göre yüksek olduğu, fakat bu durumun Marmara, Ege ve Akdeniz'de farklılaştığı, ayrıca, sırasıyla Ege, Akdeniz, Marmara ve Güneydoğu Anadolu Bölgelerinin hem satır hem de sütun kütlelerinin diğerlerinden daha düşük olduğu görülmektedir.



Tablo 2'deki kontenjans tablosuna  $\chi^2$  Bağımsızlık Testi yapıldığında hesaplanan  $\chi^2$  istatistiği 4389,26 bulunmuş ve bu değer 36 serbestlik dereceli  $\chi^2$  kritik değeri ile karşılaştırıldığında  $\alpha = 0.001$  seviyesinde anlamlı olduğu görülmüştür. Bu tabloya Karşılık Getirme Analizi uygulanarak, her boyut için elde edilen tekil değerler, inertialar, inertiaların toplam inertia'yı açıklama oranı ve bu oranların birikimli değerleri Tablo 6'da verilmiştir.

**Tablo 6.** Karşılık getirme analizi sonuçları

Boyut	Tekil değer	İnertia	Toplam İnertia'yı açıklama	
			Oran	Birikimli toplamı
1	,559	,312	,409	,409
2	,458	,210	,274	,683
3	,402	,162	,212	,895
4	,223	,050	,065	,960
5	,147	,022	,028	,989
6	,093	,009	,011	1,000
<b>Toplam</b>		,764	1,000	1,000

Tablo 6 incelendiğinde toplam inertia değeri  $4389,26/5747=0,764$  bulunmuştur. Her boyut için tekil değerlerin kareleri o boyutun inertia değerlerini vermektedir. Birinci boyutun toplam inertia'nın %40,9'unu, ikinci boyutun toplam inertia'nın %27,4'ünü ve üçüncü boyutun da toplam inertia'nın %21,2'sini açıkladığı ve bu üç boyutun toplam inertia'nın %89,5'ini açıkladığı görülmektedir. Geriye kalan %10,5'lik inertia üç boyuttan daha sonraki diğer üç boyut tarafından sırasıyla %6,5, %2,8 ve %1,1 oranlarında açıklanmaktadır. İlk üç boyut toplam inertia'nın %89,5'lik kısmını açıkladığından, K.G.A'nın sonuçlarının ve grafiklerinin yorumlanmasında üç boyutlu uzay kullanılacaktır. Araştırmamızın amacı kadın ve erkeklerin bölgelere göre eş seçimlerindeki birliktelikleri veya farklılıkları ortaya koymak olduğundan, kadın ve erkek profillerinin her ikisi için de sadece temel koordinatlar (skorlar) kullanılmış (simetrik normalizasyon), standart koordinatlara geçiş uygulanmamıştır.

**Tablo 7.** Kadın noktaları için temel koordinatlar ve noktaların inertia'larına boyutların katkıları

Kadın	Kütle	Boyut skorları			İnertia	Noktanın İnertia'sına boyutun katkısı			
		1	2	3		1	2	3	Toplam
a	0,039	0,143	-0,101	-0,299	0,041	0,011	0,004	0,034	0,048
d	0,158	0,732	-1,374	0,158	0,187	0,253	0,731	0,008	0,993
e	0,018	0,031	-0,255	-0,186	0,015	0,001	0,035	0,016	0,052
g	0,050	2,739	1,567	0,110	0,268	0,788	0,211	0,001	0,999
i	0,192	-0,247	0,132	-1,240	0,129	0,051	0,012	0,920	0,983
k	0,487	-0,409	0,253	0,449	0,101	0,451	0,141	0,390	0,981
m	0,057	-0,226	-0,031	0,078	0,022	0,073	0,001	0,006	0,080
<b>Toplam</b>	<b>1</b>				<b>0,764</b>				

Tablo 7 incelendiğinde, birinci boyutun g ve k'yı, ikinci boyutun da d ve g'yi ve nihayet üçüncü boyutun da i ve k'yı birbirinden ayırdığı görülmektedir. Noktaların inertia'larına boyutların katkıları incelendiğinde g ve k için birinci boyutun, d için ikinci boyutun, i için üçüncü boyutun önemli olduğu belirlenmektedir. Nokta inertialarının boyutlar tarafından açıklanma oranlarına bakıldığında d, g, i ve k'nın hemen hemen

tamamı açıklanırken, a, e ve m'nin bu üç boyut tarafından tam olarak açıklanamadığı ortaya çıkmaktadır. Fakat bu üç bölgenin inertia'larının diğer bölgelere göre oldukça düşük olmasından ve üç boyuttaki toplam inertia'yı açıklama oranının %89,5 gibi oldukça yeterli bir oran olmasından dolayı üç boyutlu grafik verideki yapıyı ortaya çıkarmaktadır.

**Tablo 8.** Erkek noktaları için temel koordinatlar ve noktaların inertia'larına boyutların katkıları

Erkek	Kütle	Boyut skorları			İnertia	Noktanın İnertia'sına boyutun katkısı			
		1	2	3		1	2	3	Toplam
A	0,035	-0,020	-0,025	-0,373	0,042	0,000	0,000	0,046	0,047
D	0,168	0,746	-1,328	0,158	0,190	0,275	0,714	0,009	0,997
E	0,022	-0,107	0,000	-0,110	0,016	0,009	0,000	0,007	0,016
G	0,052	2,663	1,593	0,092	0,266	0,773	0,227	0,001	1,000
I	0,186	-0,240	0,104	-1,268	0,130	0,046	0,007	0,928	0,982
K	0,493	-0,410	0,241	0,434	0,099	0,468	0,132	0,377	0,977
M	0,045	-0,296	0,057	0,134	0,021	0,102	0,003	0,015	0,121
<b>Toplam</b>	1,000				0,764				

Tablo 8 incelendiğinde , Tablo 7'de kadınlar için yapılan yorumların erkekler için de geçerli olduğu söylenebilecektir.

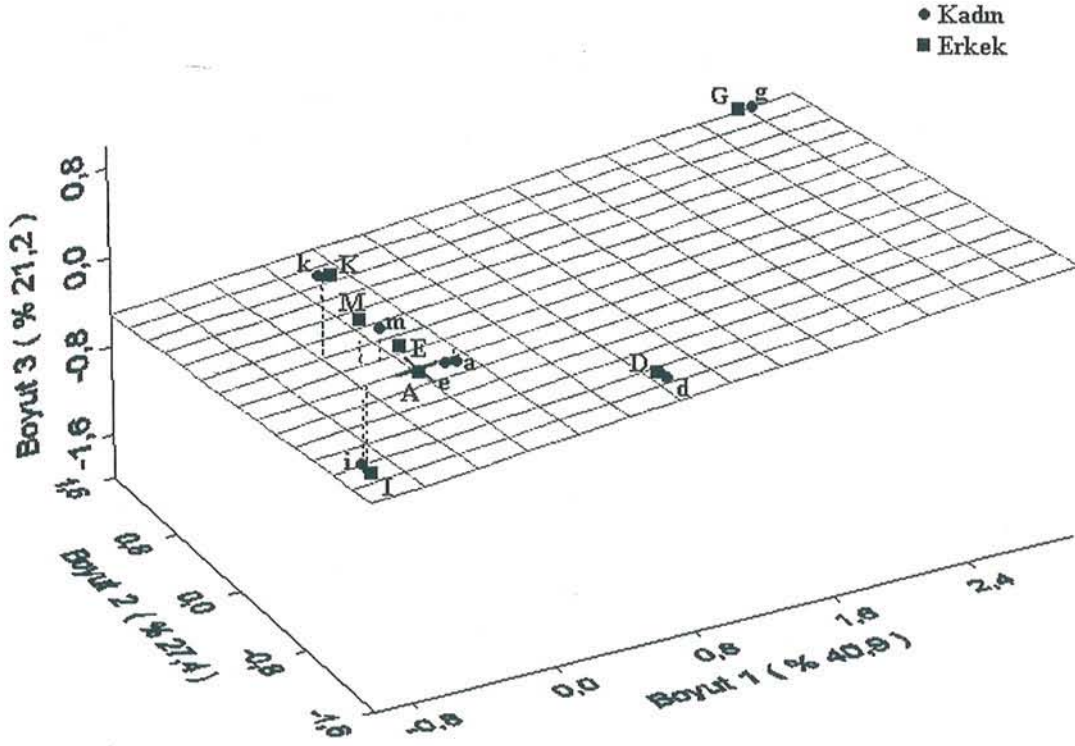
**Tablo 9.** Kadın ve erkek noktalarının temel eksenlerle korelasyonları

Kadın	Boyutlarla korelasyonlar			Erkek	Boyutlarla korelasyonlar		
	1	2	3		1	2	3
a	0,011	0,004	0,034	A	0,000	0,000	0,0046
d	0,253	0,731	0,008	D	0,275	0,714	0,009
e	0,001	0,035	0,016	E	0,009	0,000	0,007
g	0,788	0,211	0,001	G	0,773	0,227	0,001
i	0,051	0,012	0,920	I	0,046	0,007	0,928
k	0,451	0,141	0,930	K	0,468	0,132	0,377
m	0,073	0,001	0,006	M	0,102	0,003	0,015

Tablo 9'daki kadın ve erkeklerin temel eksenlerle korelasyonları, faktör analizindeki faktör yükleri gibi yorumlandığında, birinci eksenin d, g ve k ile yüksek korelasyonlu, ikinci eksenin d, g ve k ile yüksek korelasyonlu , üçüncü eksenin i ve k ile yüksek korelasyonlu oldukları görülmektedir.

Karşılık getirme analizi ile, kadın ve erkeklerin eş seçiminde 6 boyutlu uzayda, sergiledikleri yapının 3 boyutlu uzaya projeksiyonu yapılarak aşağıda gösterilen üç boyutlu grafik çizilmiştir.





Şekil 1. Temel eksen koordinatları kullanılarak elde edilen üç boyutlu grafik

Şekil 1'deki grafik kadın profilleri için düşünüldüğünde, Erkek profilleri uzayında söz konusu yedi kadın profili, yedi vektör veya yedi nokta oluşturmaktadır. İki noktadan bir doğrunun, üç noktadan bir düzlemin geçtiği düşünülürse, bu noktalar en fazla altı boyutlu bir altıgen hiper düzlem üzerindeki köşe noktaları olmaktadır. Daha sonra satır noktaları, bu hiper düzlem uzayına yerleştirilip, üç boyutlu uzaya projeksiyonlarının yapılmasından elimizdeki üç boyutlu grafik oluşmaktadır. Ayrıca altı boyutlu uzaydaki  $\chi^2$  uzaklıkları, üç boyutlu uzaydaki öklid uzaklıklarına eşit olduğundan satır profillerinin kendi aralarındaki ve sütun profillerinin kendi aralarındaki öklid uzaklıkları yorumlanabilmektedir. Aynı zamanda köşe noktalarına (■,●) göre pozisyonları da bir anlam ifade etmektedir. Bu durumda bu grafikte ilk göze çarpan özellik bölgeler içi evlenmelerin oldukça yoğun olduğu ve bu noktaların da aynı zamanda köşe noktaları olduğudur. Ortaya çıkan grafiğin yorumlanmasında Tablo 3 ve Tablo4'te verilen satır ve sütun profilleri kullanıldığında da asal köşegen üzerindeki elemanlar incelendiğinde, şekil 1'deki grafiği onaylar biçimde, Akdeniz ,Ege ve Marmara Bölgelerindeki kadın ve erkeklerin bölgeler içi evlenmelerinin diğer bölgelerden daha az olduğu görülmektedir.

Gene şekildeki + işareti kadınlar için ağırlık merkezlerini temsil etmektedir. Şekilde bu nokta grafiğimizde Akdeniz erkeği (A) ile hemen hemen çakışık durumda olduğundan A ağırlık merkezi olarak düşünülebilir. Yani Akdeniz ve çok yakınındaki Ege ve Marmara Bölgeleri'nin kadın ve erkekleri eş seçiminde, diğer bölgelere adil davranmaktadırlar. Fakat özellikle Karadeniz Bölgesi kadını bu bölgeler için adeta bir çekim merkezi haline gelmiştir.

Elde edilen grafik birinci boyuta göre incelendiğinde en büyük farklılığın Güneydoğu Anadolu Bölgesi ile Karadeniz Bölgesi arasında olduğu görülmektedir. Bu iki bölge birinci eksene göre ters yönde ve birbirinden uzakta yerleşmişlerdir. Yine birinci eksen Doğu Anadolu Bölgesini Güneydoğu ve Karadeniz Bölgelerinin arasına taşımıştır. Tablo 3'teki satır profilleri incelendiğinde de, Güneydoğu Anadolu kadınının, diğer bölgelerden farklı olarak, en çok Karadeniz Bölgesi ile değil Doğu Anadolu Bölgesi erkeği ile evlendiği görülmektedir. Böylece birinci eksen Güneydoğu ve Doğu Anadolu'yu Karadeniz Bölgesinden ayırmaktadır. Noktaların birinci boyuta izdüşümleri arasındaki uzaklıklarına bakıldığında, Güneydoğu en büyük pozitif (2,739), Karadeniz en küçük ve negatif(-0,409) değerlerini almakta ve Güneydoğuya en yakın olan bölge Doğu Anadolu olmaktadır.

Elde edilen grafik ikinci boyuta göre incelendiğinde, Doğu Anadolu kadını, Güney Doğu Anadolu kadınından ayrılmaktadır, çünkü Doğu Anadolu kadını kendi bölgesinin erkeklerinden sonra en çok Karadenizli erkekler ile evlenirken, Güneydoğu Anadolu kadınılar kendi bölgelerinin erkeklerinden sonra en fazla Doğu Anadolu erkekler ile evlenmektedirler. Dolayısıyla ikinci boyut Doğu Anadolu ve Güney Doğu Anadolu kadınlar arasındaki eş seçimlerinin zıtlığını ortaya koymaktadır.

Üçüncü boyut ise, İç Anadolu Bölgesini Karadeniz Bölgesi'nden ayırmaktadır. Çünkü Tablo 3 ve 4 incelendiğinde Marmaralı, Egeli ve Akdenizli kadınların, kendi bölgelerinden daha çok Karadenizli erkeklerle evlenmeyi tercih ettikleri fakat aynı durumun İç Anadolu erkekleriyle evlenmeler için geçerli olmadığı görülmektedir.

#### 4. SONUÇ

Kadınlar ve erkekler genellikle kendi bölgelerinden kişilerle evlenmeyi tercih etmekte yani bölgeler içi evlenmeler oldukça yoğun olmaktadır. Kadınlar için bölge içi evlenmeler sırasıyla Karadeniz %71,3, Doğu Anadolu %57,3, Güneydoğu Anadolu %56,1 ve İç Anadolu %50,2 olup Marmara, Ege ve Akdeniz Bölgeleri için bu tercih geçerli olmamakta ve sırasıyla %44,8, %32,4 ve %31,1 oranlarında olmak üzere kendi bölgelerinden bir erkekle değil, Karadenizli bir erkekle evlenmeyi tercih ettikleri görülmektedir.

Ayrıca Karadeniz Bölgesi erkeği sırasıyla Karadeniz, Marmara, Ege, Akdeniz Bölgesi kadınları için birinci tercih İç Anadolu kadınlar için oldukça yüksek bir oranla (%30,8) ikinci tercih, Güneydoğu ve Doğu Anadolu Bölgeleri için de yine ikinci tercih olmasına rağmen tercih oranları sırasıyla %15,2 ve %22,9 olmak üzere diğer bölgelere göre oldukça düşüktür. Erkeklerin eş seçimleri incelendiğinde, kadınların seçimleriyle oldukça benzer özellikler gösterdiği görülmektedir. Yani tercih oranları değişmekle beraber erkekler için de kadınlar gibi sırasıyla Karadeniz (%70,3), Güneydoğu (%54,4), Doğu Anadolu (%54), İç Anadolu (%51,9) bölgeleri için yine bölge içi evlenmeler yoğunluktadır. Yine kadınlar için ortaya çıkan sonuçlara benzer şekilde sırasıyla Marmaralı erkeklerin %48,1'i, Egeli erkeklerin %39,7'si, Akdenizli erkeklerin %32,8'inin birinci tercihi Karadenizli kadınlardır.

Karşılık Getirme Analizi ile elde edilen ve toplam inertianın %89,5'ini açıklayarak kullanılmasına karar verilen şekil 1'deki 3 boyutlu grafiğin yukarıda verilen



oranları net olarak ortaya koymasının yanında oranların tek tek incelenmesiyle fark edilemeyecek sonuçları da ortaya çıkardığı görülmektedir.

Şekil 1'deki 3 boyutlu grafiğin, toplam inertianın %40,9'unu açıklayan birinci boyutunun, Güneydoğu Anadolu Bölgesi ile Karadeniz Bölgesini birbirinden ayırdığı, yani kontenjans tablosundaki en büyük farklılığın bu iki bölgeden kaynaklı olduğu görülmektedir. Doğu Anadolu Bölgesi ise bu iki bölge arasında yer almış, diğer bölgelerin aksine, bu kalabalık gruptan ayrılarak Güneydoğu Anadolu'ya yaklaşmıştır. Bunun sebebi Güneydoğu Anadolu kadınının diğer bölgelerden farklı olarak Karadeniz Bölgesi erkeği ile evlenmeyi üçüncü sırada %15,2'lik bir oranla tercih etmesidir.

Şekil 1'deki grafiğin toplam inertianın %27,4'ünü açıklayan ikinci boyutu ise Doğu ve Güneydoğu Anadolu kadınların eş seçimlerinin zıtlığını ortaya koymaktadır. Çünkü Doğu Anadolu kadını için kendi bölgesinden sonra ikinci tercihi Karadeniz erkeği iken, Güneydoğu Anadolu kadınların ikinci tercihi Doğu Anadolu erkeklerdir.

Şekil 1'deki grafiğin toplam inertianın %21,2'sini açıklayan üçüncü boyutu İç Anadolu Bölgesini Karadeniz bölgesinden ayırmaktadır. Çünkü Marmara, Ege ve Akdeniz kadını için Karadeniz erkeği birinci sırada iken, İç Anadolu kadını için Karadeniz erkeği %30,8 ile ikinci sıradadır. Oranlar değişmekle beraber erkekler için de benzer yorumlar yapılabilir.

Karşılık Getirme Analizi'nin sonuçları birleştirildiğinde İstanbul ili'ne göç edenlerin evliliklerinin dört evlilik bölgesine ayrıldığı görülmektedir. Bunlar Güneydoğu, Doğu Anadolu, İç Anadolu Bölgelerinden göç edenlerin oluşturduğu üç ayrı bölge ve Karadeniz, Marmara, Ege ve Akdeniz Bölgelerinin birleşerek oluşturduğu tek bir bölgedir. Bu karışık bölgede Karadeniz Bölgesi kadınları diğer bölgeler için adeta bir çekim merkezi haline gelmektedir.

Göç kavramı doğduğu yer yaşadığı yerden farklı olan kişileri kapsamaktadır (UN, 1970). Sonuç olarak doğum yeri İstanbul dışı olanların İstanbul'a göç etmiş olduğu varsayımı altında, yukarıda sözü edilen dört bölgesel bir evlilik profili ortaya çıkmakta ve bölgesel farklılıkların evlilik ve eş seçimi üzerinde etkili olduğu söylenebilmektedir.

## KAYNAKLAR

- ANDERSEN,E.B.(1994), *The Statistical Analysis of Categorical Data* ,Berlin ,Heidelberg : Springer-Verlag .
- BASILEVSKY, A.(1994), *Statistical Factor Analysis and Related Methods : Theory and Applications*, New York : John Wiley & Sons.
- BENZECRI,J.P(İngilizce'ye çeviren : OWEN,D.B.). (1993), *Correspondence Analysis Handbook*, New York : Marcel Dekker Inc.
- ÇALIŞKAN,O. (1993), *Türkiye'de Bölge Planlamasının Evreleri*, MGK Genel Sek.Yay. 17, Ankara .
- COX, T.F.,COX ,M.A.A. (2001), *Multidimensional Scaling* , New York : Chapman&Hall .
- DER,G., EVERITT,B.S.(2002), *A Handbook of Statistical Analysis Using SAS*, New York : Chapman&Hall .
- DİE (2002), *2000 Genel Nüfus Sayımı, Nüfusun Sosyal ve Ekonomik Nitelikleri*, Yayın no: 2732, Ankara .
- DPT, (2000), *Sekizinci Beş Yıllık Kalkınma Planı, Bölgesel Gelişme Özel İhtisas Komisyonu Raporu*, Ankara .
- EROL,M., ÖZDEMİR,N. ve NAİR,G. (1997), *Kentsel Bütünleşme Üzerinde Köy-Kent Farklılaşması ve Aile Kurumunun Etkileri: Sivas Örneği*, II.Ulusal Sosyoloji Kongresi: Toplum ve Göç , Sosyoloji Derneği Yayın no: 5,Ankara .
- GREENACRE,M.J.(1993), *Correspondence Analysis in Practice*, San Diego : Academic Press Inc.
- GREENACRE,M.J., BLASIUS,J.(1994), *Correspondence Analysis in The Social Sciences*, San Diego : Academic Press Inc.
- PAZARLIOĞLU,M.V. (2001), *1980-1990 Döneminde Türkiye'de İç Göç Üzerine Ekonometrik Model Çalışması*, 5.Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, Adana .
- STEVENS,J.(2002) *Applied Multivariate Statistics for the Social Sciences* , Mahwah,N.J: Lawrance Erlbaum Associates
- UNITED NATIONS, (1970), *Methods of Measuring Internal Migration, Manual VI*.
- VAN DE GEER, J.P.(1993), *Multivariate Analysis of Categorical Data : Applications*, London: Sage Publications.



**THE EVALUATION OF THE MIGRANT  
SENDING AREA FACTORS IN THE MIGRANT  
MARRIAGES THROUGH CORRESPONDENCE  
ANALYSIS : MARRIAGE PROFILE FOR  
ISTANBUL**

**ABSTRACT**

*Internal migration in Turkey, which due to births and deaths changes population and population dynamics can be considered as one of the most efficient dynamics to change the metropolitan cities like İstanbul. The internal migration changes the population structure of the sending areas in one hand, socio-cultural and urban structure in the receiving areas in the other. The people migrating from rural areas into urban ones are confronted with issues such as urbanisation and social integration. The migrants accustomed to traditional relations have been meeting some difficulties when transiting to urban relations. As a consequence they have been trying to find their similar socio-cultural groups where they feel as a member of the same sort. These circumstances especially arise in the marriage phase which might be regarded as the most serious decision. Even the migrants who have succeeded in assimilation turn to their own socio-cultural groups and look for the right person with his or her own similarities among their groups when deciding for marriage. From this point of view a research upon the marriages of the migrants seems to be the most obvious way in determining the social integration.*

*In this paper the people in İstanbul who migrated from seven geographical regions and got married in İstanbul are subject to research which will enable us to draw a marriage map of İstanbul.*

**Key Words :** *Correspondence Analysis, Internal Migration , Marriag.*

## ANKARA BÜYÜK ŞEHİR BELEDİYESİNE BAĞLI İLÇELERDEKİ VE AYAŞ İLÇESİNDEKİ 2001 YILINDAKİ ÖLÜM KAYITLARININ KARŞILAŞTIRILMASI

Hüsniye AYDIN\*

### ÖZET

*Bu çalışmada, 2001 yılında Ankara Büyükşehir belediyesine bağlı ilçelerdeki ölümlere ilişkin belediye kayıtları ve Ankara İl Sağlık Müdürlüğü kayıtları karşılaştırılarak eşleştirilmiştir. Ayrıca 2001 yılı Temmuz ayındaki ölümlere ilişkin kayıtlar (Devlet İstatistik Enstitüsü, İl Sağlık Müdürlüğü ve Ankara Büyükşehir Belediyesine bağlı ilçe belediyeler) karşılaştırılarak eşleştirilmiştir. Ayaş ilçesi için 2001 yılı ölüm veri kaynakları; köy muhtarları, sağlık ocakları, Ayaş Devlet Hast., Ayaş Nüfus Müdürlüğü ve Ankara Büyükşehir Belediyesine bağlı belediyelerde ölmüş ve Ayaş ilçesine nakil edilmiş ölümler, eşleştirilerek ölüm bildirimlerindeki eksiklikler tespit edilmiştir.*

*Ankara Büyükşehir Belediyesi ölüm kayıtları eşleştirildiğinde ölü gömme izin formunu dolduran kurumların %6,21 Ankara İl Sağlık Müdürlüğüne formları ilemediği ve Ankara Büyükşehir Belediyesi (ABB) sınırlarında ölmüş ancak belediyelerce nakil edilmeden, ABB sınırları dışına çıkarılan ölümler %5,73 olduğu belirlenmiştir. 2001 yılı Temmuz ayındaki ölümlerin %11,8 'inin DİE ne ulaştırılmadığı saptanmıştır.*

*Ayaş ilçesi köy ölümü olarak tespit edilen ölümlerin % 37,16 sı Nüfus Müdürlüğü kayıtlarında bulunamamıştır. Ayaş merkez ve belde belediyelerinde tespit edilen ölümlerin % 25,77'si Nüfus Müdürlüğüne bildirilmediği saptanmıştır. Ayaş ilçesinden, İl Sağlık Müdürlüğü ve Devlet İstatistik Enstitüsüne bildirilen ölümlerin de eksik bildirildiği saptanmıştır.*

*Ölümlere ilişkin bildirimlerin eksik olduğu saptanmıştır. Ölüm kayıt sisteminin ve veri akış sisteminin oluşturulması gereklidir.*

*Anahtar Kelimeler : Belediye Kayıtları, MERNİS, Ölüm İstatistikleri, Ölüm Kayıtları, Köy Muhtarı Kayıtları.*

### 1. GİRİŞ

Türkiye'de, ölüm olaylarının tatmin edici bir düzeyde kayıt edilmemesi sorunların başında yer almaktadır. Bunun sonucunda sağlıklı ölüm istatistikleri derlenememekte, ölüm düzeyi değişme eğilimleri, yapısal özellikleri ve bu gibi konularda güvenilir resmi ve bilimsel bilgi elde edilmemektedir (1,2,3,4).

\* Devlet İstatistik Enstitüsü, Necatibey Cad., No: 114, 06100 Ankara, Türkiye



Genel sağlık hizmetlerinin planlanmasında klinikte bireysel teşhis ve tedavi etkinliklerinin iyileştirilmesinde ve ülke, bölge yada hastanede sunulan sağlık hizmetlerinin kalitesinin ölçümünde en çok yararlanılan istatistikler ölüm istatistikleridir. Ülkemizde ölümlerin tüm ülkeyi kapsar bir biçimde ve düzenli olarak kayıt edildiği bir kayıt sisteminin olmaması nedeniyle il ve ilçe merkezlerinde olan ölümleri incelememize yarayan tek kaynak Devlet İstatistik Enstitüsü'nün (DİE) Ölüm İstatistikleri, İl ve İlçe Merkezlerinde isimli yayınıdır. Ancak bu kaynağında gerek sayısal gerek niteliksel olarak yetersiz olduğu belirtilmiştir(4,5).

Vazgeçilmez bir bilgi kaynağı olan ölüm istatistiklerinden beklenen yararın sağlanabilmesi için ölümlerle ilgili kayıtların, sayısal ve nitelik yönünden yeterli olması gereklidir(1,3,5).

### **1.1 Ülkemizdeki Ölüm Bilgileri ile İlgili Kurumlar ve Kayıtları**

Ölüm kayıtlarını farklı amaçlarla tutan dört kurum bulunmaktadır; bunlar; İçişleri Bakanlığı Nüfus Vatandaşlık İşleri, Belediyeler, Sağlık Bakanlığı ve Devlet İstatistik Enstitüsü'dür.

#### **1.1.1 İçişleri Bakanlığı Nüfus Vatandaşlık İşleri Kayıtları**

Ülkemizde nüfus kayıtlarını tutma, nüfus istatistiklerini derleme görevleri 1930 yılında İçişleri Bakanlığına bağlı olarak kurulan Nüfus İşleri Genel Müdürlüğüne verilmiştir (1,2,6,7).

Nüfus İşleri Genel Müdürlüğüne bağlı olarak her ilde Nüfus Müdürlükleri ve her ilçede nüfus memurlukları vardır. Bu kuruluşlar nüfus kayıtlarını yapmak, saklamak ve değişiklikleri izlemekle sorumludur. Kısaca MERNİS olarak anılan "Merkezi Nüfus İdaresi Sistemi" nüfus kayıtlarının bilgisayar ile tutulmasına ve nüfus hizmetlerinin sağlanmasına yönelik bir projedir (7).

Nüfus Kanununun 35'inci maddesinde köylerde vuku bulan ölüm olaylarını köy muhtarları nüfus idaresine bildirmekle ödevlidirler. Şehir, kasaba ve sağlık kuruluşu bulunan yerlerde ölü gömme iznine ilişkin işlemler yürütülürken üç nüsha da MERNİS ölüm tutanağı düzenlenerek, 10 gün içinde ölünün nüfus cüzdanı ile birlikte mahalli nüfus idarelerine gönderilmektedir(7).

#### **1.1.2 Belediye Kayıtları**

1580 sayılı belediye kanununun 15-5 sayılı maddesine göre belediyeler: Ölenleri muayene etmek ve gömülmesine ruhsat vermek ve belediyelerce gösterilen mezarlıktan başka yerlere ölü gömdürmemek, ücretli,ücretsiz olan cenazeleri fenni şartlar dairesinde teçhiz, tekfin ve nakletmek, gömmek ve belediye mezarlıkları ve fenni cenaze yıkama yerleri tesis ve idare etmek ve hayvan ölümlerini yaktırmak veya gömdürmekle yükümlüdürler (8,9,10).

1593 Sayılı Umumi Hıfzısıhha Kanununa göre madde 220 de belirtildiği üzere her belediyenin ve belediye olmayan yerlerde defin ruhsatı verenlerin nezdinde ölümün kayıt ve zabtına ait bir defter bulundurulması ve bu deftere ölenin adı, adresi, ölüm

tarih, ve biliniyorsa ölüm nedeni ve defin ruhsatını verenin isminin kayıt edilmesi gerekmektedir (8,9,10).

Ankara Büyük Şehir Belediyesine bağlı ilçe belediyelerinde, ölü gömme izin kağıdı ile defin işlemlerine başlanmaktadır. Eğer ölü şehir mezarlığına defin edilecekse, 3 nüsha ölüm beyan formu, 2 nüsha şehir mezarlığına gömülecek ölümler için alınacak paraya ait irsaliye ve beton mezarın sözleşme senedine ait form doldurulur ve defin işlemi gerçekleştirilir. Eğer ölü şehir mezarlığı dışında gömülecekse ölüm beyan formu ile 1 nüsha nakil isteği dilekçesi ve 2 nüsha nakil formu doldurularak ölünün nakli sağlanmaktadır. Belediyelerde işlem gören her ölüm için doldurulan ölüm beyan formları aynı zamanda belediyelerce tutulan defin kayıt defterine işlenmektedir.

### **1.1.3 Sağlık Bakanlığı Kayıtları**

Umumi Hıfzısıhha Kanunu Madde 217 ye göre, eğer ölüm hastanede gerçekleşmişse bunlara ait ölüm istatistik formu ilgili hastanede düzenlenmektedir (8). Hastaneler, sağlık ocakları ve belediye tabiplikleri tarafından tespit edilen ölümlere ait, beyan formlarının istatistik kısmı bağlı bulunulan İl Sağlık Müdürlüğüne iletilmektedir. İl Sağlık Müdürlüklerinde Temel Sağlık İstatistik Modülü (TSİM) kapsamında *Ölüm İstatistik Formları* değerlendirilerek, Sağlık Bakanlığına online olarak iletilmektedir(11,12).

### **1.1.4 Devlet İstatistik Enstitüsü Kayıtları**

Devlet İstatistik Enstitüsü, Türkiye'nin istatistik alt yapısından sorumlu olan kuruluştur. Ölüm olayları ile ilgili istatistiki bilgiler, 1931 yılından itibaren derlenmiş ve 1949 yılı sonuna kadar nüfusu en fazla olan 25 il merkezi, 1950-57 yılları arasında bütün il merkezleri, 1 Mart 1957 tarihinden itibaren de bütün il ve ilçe merkezleri kapsam içine alınmıştır. 1 Ocak 1982 tarihinden itibaren tüm bucak ve köylerde meydana gelen ölüm istatistiklerinin derlenmesine başlanmıştır. Bucak ve köylerden derlenen ölüm istatistiklerinin çok eksik ve sağlıksız olduğu için yeni kaynak araştırması yapıncaya kadar 1 Ocak 1986 tarihinde son verilmiştir(2).

Ülkemizde il ve ilçe merkezlerinde olan ölümleri incelememize yarayan tek kaynak DİE'nün Ölüm İstatistikleri, İl ve İlçe Merkezlerinde isimli yayınıdır. İl ve ilçe merkezlerinde olan ölümler için sağlık kurumlarınca verilen Ölü Gömme İzin Kağıdının bir parçası olan ve Ölüm İstatistik Formu diye adlandırılan form sağlık müdürlükleri ve sağlık ocakları kanalıyla DİE'ne gönderilmekte ve bu veriler Ölüm İstatistikleri, İl ve İlçe Merkezlerinde ismiyle her yıl yayınlanmaktadır. Bu nedenle ülkemizde her yıl il ve ilçe merkezlerinde olan ölümleri incelemek için başvurabilecek tek kaynak bu yayındır(1,2,3,4,5). Ancak bu kaynağında gerek sayısal gerek niteliksel olarak yetersiz olduğu belirtilmiştir(4,5).

Adı geçen yayının ön sözünün üçüncü paragrafında şöyle yazılmaktadır " ..... Kanun gereği ölen kişiler "Ölü Gömme İzin Kağıdı" nın alınması mecburiyeti olduğu halde pek çok ilde ve özellikle ilçe merkezlerinde bu konu ihmal edilmektedir. Bu nedenle hesaplanan ölüm oranı araştırmacıların hesapladığı ölüm oranından daha küçük olduğu bildirilmiştir (3,13).



## 2.1 Amaç

Bu çalışmada il ve ilçe merkezlerinden bildirilen ölümlerdeki veri kaybının belirlenmesi için defin işlemlerinden sorumlu olan belediyelerin kayıtları ile İl Sağlık Müdürlüğü Kayıtları ve DİE'nün kayıtları eşleştirilmiştir. Ayrıca, Ayaş ilçesinden derlenen ölüm bildirimleri ile ölüm bildiriminde bulunanlar arasındaki farklılıklar araştırılmıştır.

## 2. VERİ VE YÖNTEM

Bu çalışmada, Ankara Büyükşehir Belediyesine bağlı ilçelerdeki ölümler için üç temel veri kaynağı kullanılmıştır. 2001 yılında, Ankara Büyükşehir Belediyesine bağlı ilçelerdeki (Altındağ, Çankaya, Etimesgut, Gölbaşı, Mamak, Yenimahalle, Sincan) ölümleri ile ilgili veri derleme çalışmaları: Belediye kayıtlarından, Ankara İl Sağlık Müdürlüğü kayıtlarından ve DİE kayıtlarından yapılmıştır. Ayaş ilçesi için 2001 yılı ölüm veri kaynakları köy muhtarları, sağlık ocakları, Ayaş Devlet Hast., Ayaş Nüfus Müdürlüğü ve Ankara Büyükşehir Belediyesine bağlı belediyelerde ölmüş ve Ayaş ilçesine nakil alan ölüm bildirimleridir.

### 2.1 Ankara Büyükşehir Belediyesine Bağlı İlçe Belediyelerden Derlenen Ölümler

Ankara Büyükşehir Belediyesine bağlı olan ilçe belediyelerden (Altındağ, Çankaya, Etimesgut, Gölbaşı, Mamak, Keçiören, Yenimahalle ve Sincan) her ay sonunda belediyelerde işlem gören ve her bir ölüm için doldurulan Ölüm Beyan Formları alınarak veri giriş işlemleri yapılmıştır. Belediye kayıtlarının içeriğinde; kayıt sıra no, cinsiyet, adı, soyadı, yaşı, medeni durumu, ölüm tarihi, ölümü tespit eden kurum, nüfusa bağlı olduğu yer, ölüm nedeni, ölü gömme izin kağıdı form numarası, mezarlık ve belediye adı bulunmaktadır.

#### 2.1.1 Ankara İl Sağlık Müdürlüğü Ölüm Kayıtları

Ankara İl Sağlık Müdürlüğünde, hastanelerden, sağlık ocaklarından ve belediyelerden iletilen ölüm istatistik formları değerlendirilmektedir. Değerlendirilen formlar Sağlık Bakanlığına on line olarak iletilmektedir. Değerlendirilen ölüm istatistik formları DİE'ne gönderilmektedir.

2001 yılı ölümü olarak hastanelerden, sağlık ocaklarından ve belediyelerden iletilen ölüm istatistik formlarının bilgileri manyetik ortamda elde edilmiştir. Ankara İl Sağlık Müdürlüğü kayıtlarının içeriğinde ilçe adı, ölenin adı ve soyadı, yaşı, cinsiyeti, medeni hali, mesleği, ölüm ayı, ve geldiği kuruma ait bilgiler bulunmaktadır.

#### 2.1.2 Başbakanlık Devlet İstatistik Enstitüsünün Ölüm Kayıtları

Ankara İl Sağlık Müdürlüğünden iletilen ölüm istatistik formları ile DİE'ne doğrudan iletilen ölüm istatistik formları, Sosyal Hesaplar Dairesi Başkanlığı Demografi ve Sağlık İstatistikleri Şubesinde değerlendirilmektedir. Ölenlerin adı soyadı ve öldüğü kurumu bilgisayara girilmemektedir.

DİE'den 2001 yılı Ankara ili ölüm kayıtları istenmiş fakat veri giriş işlemlerinin sürmesi nedeniyle Temmuz ayına ait veriler alınmıştır. Ankara İl Sağlık Müdürlüğü ve Belediye kayıtlarının Temmuz ayına ait verileri seçilerek DİE kayıtlarıyla eşleştirme yapılmıştır.

DİE kayıtlarında ölenin adı, soyadı ve ölümü tespit eden kurum bilgileri girilmediği için eşleştirmelerin yapılmasında zorluk çekilmiştir. Eşleştirmelerin sağlanması için DİE Temmuz ayı ölüm kayıtlarına öncelikle ölenin adı ve soyadı ve ölüğöme izin belgesini veren kurumların adı ilave edilmiştir.

### **2.1.3 Ayaş İlçesinden Derlenen Ölümler**

Ayaş ilçesindeki ölümleri belirleyebilmek için Ayaş ilçesi köy muhtarlarına hazırlanmış olan ölüm kayıt defterini 2001 yılı sonuna kadar doldurmaları talep edilmiştir. Ayaş ilçesi sağlık ocakları içinde hazırlanmış olan ölüm kayıt defteri 2001 yılı sonuna kadar doldurmuştur. Ayaş Devlet Hast. yetkilileri hastane ölümünün olmadığını bildirmişlerdir. Ayaş Nüfus Müdürlüğüne iletilen MERNİS ölüm formlarından ölenlerin adı soyadı, cinsiyeti, doğum tarihi, medeni hali, ölüm tarihi, ölüm nedeni, ölüm yeri, ölüm nedenini tespit eden kurum bilgileri alınmıştır. Ankara Büyükşehir Belediyesine bağlı belediyelerde ölmüş ve Ayaş ilçesine nakil alan ölümler değerlendirmelere dahil edilmiştir.

### **2.1.4 Elde Edilen Kayıtların Eşleştirilmesi**

Eşleştirme işleminde, önce Belediye kayıtlarına 1 Ankara İl sağlık müdürlüğü kayıtlarına 2 ve DİE kayıtlarına 3 kodu verilmiştir ayrıca her kurumun kaydı kendi içinde sıralanmıştır. Ölü gömme izin kağıdını düzenleyen kurumlara eşleştirme işleminde kolaylık olsun diye kod verilmiştir. Öncelikle Ankara İl sağlık müdürlüğü ve belediye kayıtları; ölü gömme izin kağıdını veren kurumun kodu, ölüm ayı ve ölenin adı ve soyadına göre sıralanmıştır aynı özellikleri bulunan kayıtlara eşleştirme sıra numarası verilmiştir. DİE kayıtlarının sadece temmuz ayı verilerini içermesi nedeniyle, belediye ve Ankara İl Sağlık Müdürlüğü'nün temmuz ayına ait kayıtları seçilmiştir. Ölü gömme izin kağıdını dolduran kurumun kodu, ölü gömme izin kağıdının düzenlendiği ay ve ölenin soyadı ve adına göre kayıtlar sıralanmıştır. DİE kayıtları Belediye kayıtları ve İl Sağlık müdürlüğü kayıtlarında aranmıştır. Aynı özellikteki kayıtlara eşleşme sıra numarası verilerek eşleştirme işlemi tamamlanmıştır.

## **3. BULGULAR**

### **3.1 Ankara Büyükşehir Belediyesine Bağlı İlçe Belediyelerin Ölüm Bildirimleri**

Ankara Büyükşehir Belediyesine bağlı belediyelerden elde edilen kayıtların dağılımı Tablo 1' de verilmiştir.



**Tablo 1.** Belediyelerden elde edilen işlenmemiş ölüm bildirimlerinin dağılımı.

Belediyeler	Sayı	%
Altındağ	9079	45,30
Çankaya	1568	7,82
Etimesgut	282	1,41
Gölbaşı	116	0,58
Keçiören	3679	18,36
Mamak	1696	8,46
Sincan	568	2,83
Yenimahalle	3053	15,23
Toplam	20041	100,00

Belediye kayıtları ölüm tarihine göre incelendiğinde 2000 yılında ölmüş fakat defin işlemlerinin 2001 yılında yapılan ölüm bildirimleri gözlenmiştir. Altındağ belediyesinde geçmiş yıllara ait ölüm bildirimleri olduğu gözlenmiştir. Yapılan görüşmelerde bu kayıtların Hacettepe Üniversitesinde kadavra olarak kullanılan cesetlerin defin işlemlerini gösterdiği bildirilmiştir. Geçmiş yıllara ait ölüm bildirimlerinin, bazıları ise kemik naklidir. Bu ölümler 2001 yılı ölümü olmadığı için ölüm ayına 0 kodu verilmiştir.

Ölümlerin meydana geldiği yerler incelendiğinde Ankara ili sınırları dışında ölen fakat defin işlemleri Ankara'da gerçekleşen ölüm bildirimleri gözlenmiştir. Ankara dışında ölmüş ve defin edilmek için Ankara'ya nakil edilenlere ait verilerde kurum koduna 0 verilmiştir. Ölüm beyan formlarında ölüm yerinin boş olması durumunda, kurum koduna 150 kodu verilmiştir.

Gölbaşı Belediyesi her ne kadar Büyükşehir Belediyesine bağlı olsa da Gölbaşı Belediyesi'nin kendi mezarlığı vardır. Bu mezarlığa diğer Büyükşehir Belediyelerinden nakil gelen ölümler saptanmıştır. Çift sayıma engel olmak için belediyelerden gelen nakiller veri setinden çıkarılmıştır.

Ölüm Beyan formu her defin için doldurulmaktadır. Belediyeler ölü doğumlar için de ölüm beyan formu doldurmaktadır. Ölüm nedenleri incelendiğinde ölü doğumlara ilişkin koda 0 verilmiştir.

Belediye kayıtları tekrar gözden geçirilmiş ölüm ayı kodu 0 olanlar, ölüm nedeni kodu 0 olanlar, kurum kodu 0 olanlar ve çift sayımlar ayıklanmıştır. Çift sayımların, kurum kodu, ölüm ayı kodu, ölüm nedeni kodu 0 olanların belediyelere göre dağılımı Tablo 2' de verilmiştir. Belediye kayıtlarından elde edilen toplam 20041 ölüm kaydından 18578 kayıt işlemlere dahil edilmiştir.

Tablo 2. Belediyelere göre işlemlere dahil edilemeyen ve edilen veriler

Belediyeler	Çift kayıt		Kurum, ölüm ayı ve ölüm nedeni kodları 0 olanlar		İşleme giren kayıt		Toplam	
	Sayı	%	Sayı	%	Sayı	%	Sayı	%
Altındağ	3	0,03	896	9,87	8180	90,10	9079	45,30
Çankaya	0	0,00	21	1,34	1547	98,66	1568	7,82
Etemesgut	1	0,35	2	0,71	279	98,94	282	1,41
Gölbaşı	40	34,48	7	6,03	69	59,48	116	0,58
Keciören	1	0,03	43	1,17	3635	98,80	3679	18,36
Mamak	0	0,00	35	2,06	1661	97,94	1696	8,46
Sincan	9	1,58	15	2,64	544	95,77	568	2,83
Yenimahalle	0	0,00	390	12,77	2663	87,23	3053	15,23
Toplam	54	0,27	1409	7,03	18578	92,70	20041	100,00

### 3.2 Ankara İl Sağlık Müdürlüğünün Kayıtları

Ankara İl Sağlık Müdürlüğünden 19306 ölüm kaydı elde edilmiştir. Bu kayıtlar incelendiğinde; kayıtların 8 tanesinin boş olduğu gözlenmiş ve 47 verinin çift giriş yaptığı saptanmış ve bu veriler, çift sayıma engel olmak için veri setinden çıkarılmıştır. 19.251 kayıttan 768 adeti Büyükşehir belediyesine bağlı olmayan belediyelerin kayıtlarıdır. Sonuç olarak, Ankara İl Sağlık Müdürlüğünün, Ankara Büyükşehir Belediyesine bağlı ilçelerdeki ölüm sayısı 18.483 'dür.

### 3.3 Ankara İl Sağlık Müdürlüğü ve Ankara Büyükşehir Belediyesine Bağlı İlçe Belediyelerdeki Ölüm Kayıtlarının Eşleşme Bulguları

Ankara İl Sağlık Müdürlüğü ile Büyükşehir Belediyesine bağlı belediyelerin kayıtları öncelikle kurum, ölüm ayı ve ölenin soyadı ve adna göre eşleştirilmiştir.

Dr. Zekai Tarık Burak kadın doğum Hast.ne ait ölüm istatistik formlarında ölenin ad ve soyadı yazılmadığı için bu kurumda eşleştirmeler ölüm ayına cinsiyete ve ölüm nedenine göre yapılmıştır.

Ankara Büyükşehir belediyesi sınırları içerisinde 2001 yılında 19707 ölüm vakası kaydına ulaşılmıştır. Ankara İl Sağlık Müdürlüğü ile Ankara Büyükşehir Belediyesine bağlı belediyelerdeki ölüm kayıtlarının eşleşme durumu Tablo3'de verilmiştir. Ölü gömme izin formunu düzenleyen kurumlara göre kayıtların eşleşme durumu ise Tablo 4 'de verilmiştir.

2001 yılında Ankara Büyükşehir Belediyesi sınırlarında olan ölüm vakaları incelendiğinde;Belediye kayıtlarında, hastanelerde öldüğü belirtilen fakat İl Sağlık Müdürlüğüne iletilmeyen ölüm beyan formları %6,21 dir. Hastanelerdeki ölümlerin İl Sağlık Müdürlüğüne eksik bildirildiğini göstermektedir. Bu durum DİE 1999 yılı çalışma gurubu raporunda da belirtilmiştir(2). Hastanelerde ölmüş fakat belediyelere defin işlemleri için gitmeyerek kayıt yaptırmayanlar %5,73 dir (Tablo 3). İl Sağlık Müdürlüğü kayıtlarında olduğu halde belediye kayıtlarında olmayan vakalar da



belediyelere gidilmeden, belediye sınırları dışına çıkan ölümleri göstermektedir. Hastanelerin, belediye işlemleri yaptırılmayan ölümleri, ölünün yakınlarına teslim etmemeleri gerekmektedir.

**Tablo 3.** Ankara İl Sağlık Müdürlüğü ile Ankara Büyükşehir Belediyesine bağlı ilçe belediyelerdeki ölüm kayıtlarının eşleşme durumu

Ölüm kaydının bulunduğu yer	Ölüm sayısı	%
İl Sağlık Müdürlüğü	1129	5,73
Belediyeler	1224	6,21
İl Sağlık ve belediyeler	17354	88,06
Toplam	19707	100,00

Tablo 4'e göre de özellikle özel hastanelerin İl Sağlık Müdürlüğüne ölüm istatistik formlarını yollamadığı anlaşılmıştır. DİE 1999 yılı çalışma raporunda da ölü gömme izin kağıdı dolduran kurumların her ölüme ait ölüm istatistik formunu ilemediği belirtilmiştir(2). Ölü Gömme İzin Kağıdını veren kurumlar incelendiğinde (Tablo 4) en fazla ölü gömme izin kağıdı veren kurum Keçiören Belediye Başkanlığıdır. Bu oranın %11,34 olması Adli Tıp Kurumu Ankara Grup Başkanlığının Keçiören'de olmasından kaynaklanmaktadır. Adli Tıp Kurumuna ait defin ruhsatıyeleri ilgili belediyede ölü gömme izin kağıdına dönüşmektedir. Bu nedenle Keçiören belediyesine ait ölü gömme izin belgesi diğer kurumlardan fazla gözükmektedir.

**Tablo 4.** Ölü gömme izin formunu veren kurumlara göre Ankara İl Sağlık Müdürlüğü ve Ankara Büyükşehir Belediyesine bağlı belediyelerdeki ölüm kayıtlarının eşleşme durumu

Kurum kodu	Ölü gömme izin kağıdını veren kurum	Kayıtların eşleşme durumu							
		İl Sağlık Müdürlüğü		Belediyeler		İl Sağlık Müdürlüğü ve Belediyeler		Toplam	
		Sayı	%	Sayı	%	Sayı	%	Sayı	%
1	Alkan Hast.	15	46,88	1	3,13	16	50,00	32	0,16
2	Ankara Hast.	48	7,42	15	2,32	584	90,26	647	3,28
3	A.U.T.F.Cebeci Has.	83	18,12	10	2,18	365	79,69	458	2,32
4	Başkent Uni. Hast	8	2,06	9	2,31	372	95,63	389	1,97
5	Bayındır Tıp Merkezi	15	14,42	16	15,38	73	70,19	104	0,53
6	DR.Z.T.Burak Kadın D.H.	52	22,91	36	15,86	139	61,23	227	1,15
7	City Hospital	6	12,24	5	10,20	38	77,55	49	0,25
8	Gata	83	10,75	17	2,20	672	87,05	772	3,92
9	Gazi uni. Tıp Fak	28	3,75	65	8,70	654	87,55	747	3,79
10	Güven Hast.	13	15,48	8	9,52	63	75,00	84	0,43
11	Hacettepe Hast.	36	4,07	82	9,28	766	86,65	884	4,49
12	Ibni Sina Hast.	20	2,02	6	0,61	964	97,37	990	5,02
13	600 Yataklı Mevki Hast.		0,00	1	50,00	1	50,00	2	0,01
14	Numune Hast	144	7,90	20	1,10	1658	91,00	1822	9,25
15	Onkoloji Hast	5	1,82	2	0,73	267	97,45	274	1,39
16	DR.Sani Ulus Çocuk Hast	20	6,87	40	13,75	231	79,38	291	1,48
17	DR.M.U.A.Y. ve Trafik	14	20,00	39	55,71	17	24,29	70	0,36
18	Yüksek İhtisas Has.	20	4,54	4	0,91	417	94,56	441	2,24
19	Zubeyde Hanım Dogumevi	2	2,82	54	76,06	15	21,13	71	0,36

Ankara Büyük Şehir Belediyesine Bağlı İlçelerdeki ve Ayaş İlçesindeki 2001 Yılındaki Ölüm Kayıtlarının Karşılaştırılması

**Tablo 4.** Ölü gömme izin formunu veren kurumlara göre Ankara İl Sağlık Müdürlüğü ve Ankara Büyükşehir Belediyesine bağlı belediyelerdeki ölüm kayıtlarının eşleşme durumu(devam)

Kurum kodu	Ölü gömme izin kağıdını veren kurum	Kayıtların eşleşme durumu						Toplam	
		İl sağlık Müdürlüğü		Belediyeler		İl sağlık Müdürlüğü ve Belediyeler			
		Sayı	%	Sayı	%	Sayı	%	Sayı	%
20	SSK Ankara Çocuk	114	51,82	10	4,55	96	43,64	220	1,12
21	SSK Doğumevi	55	23,31	82	34,75	99	41,95	236	1,20
22	SSK ANK. Eğitim Hast.	75	4,46	74	4,40	1534	91,15	1683	8,54
23	SSK İhtisas Hast.	8	4,21	9	4,74	173	91,05	190	0,96
24	SSK Ulus Hast.	35	33,33	29	27,62	41	39,05	105	0,53
25	Ankara Büyükşehir Bel.Hast.	2	25,00		0,00	6	75,00	8	0,04
51	Altındağ Bel.Başk	29	1,58	42	2,29	1764	96,13	1835	9,31
52	Çankaya Bel.Başk	19	1,87	32	3,15	966	94,99	1017	5,16
53	Etimesgut Bel.Başk.	3	1,20	32	12,80	215	86,00	250	1,27
54	Gölbaşı Bel.Başk		0,00	61	98,39	1	1,61	62	0,31
55	Keçiören Bel.Başk.	26	1,16	34	1,52	2175	97,32	2235	11,34
56	Mamak Bel.Başk.	9	0,80	18	1,59	1102	97,61	1129	5,73
57	Sincan Bel.Başk.	114	19,03	47	7,85	438	73,12	599	3,04
58	Yenimahalle Bel. Başk.	15	1,20	117	9,34	1121	89,47	1253	6,36
101	A.GOG.HAS.VE	13	3,87	12	3,57	311	92,56	336	1,71
105	Ahmet Örs		0,00	3	100,00		0,00	3	0,02
106	ALMAN Hast.		0,00	1	100,00		0,00	1	0,01
110	Cağ Hast.		0,00	16	100,00		0,00	16	0,08
111	Cankaya Hast.		0,00	15	100,00		0,00	15	0,08
112	DDY Hast.		0,00	6	100,00		0,00	6	0,03
113	Demet Hast.		0,00	1	100,00		0,00	1	0,01
114	Etimesgut Devlet Hast		0,00	23	100,00		0,00	23	0,12
115	Fatih Devlet Hast		0,00	26	100,00		0,00	26	0,13
116	Fizik Tedavi ve Reh.		0,00	1	100,00		0,00	1	0,01
118	Hava Hast		0,00	2	100,00		0,00	2	0,01
120	Kören Hast.		0,00	9	100,00		0,00	9	0,05
121	Küre Hast.		0,00	7	100,00		0,00	7	0,04
122	Özel Tıp Merkezi		0,00	1	100,00		0,00	1	0,01
124	Sincan Devlet Hast .		0,00	5	100,00		0,00	5	0,03
125	Sevgi Hast.		0,00	3	100,00		0,00	3	0,02
126	TCDD Hast.		0,00	7	100,00		0,00	7	0,04
129	Yaşam Hast.		0,00	23	100,00		0,00	23	0,12
130	Ziraat Bankası Hast.		0,00	1	100,00		0,00	1	0,01
150	Belirsiz		0,00	45	100,00		0,00	45	0,23
	<b>Toplam</b>	<b>1129</b>	<b>5,73</b>	<b>1224</b>	<b>6,21</b>	<b>17354</b>	<b>88,06</b>	<b>19707</b>	<b>100,00</b>

**3.4 Devlet İstatistik Enstitüsü, Ankara İl Sağlık Müdürlüğü ve Ankara Büyükşehir Belediyelerine Ait Temmuz Ayı Ölüm Kayıtlarının Eşleştirme Bulguları**

Ankara İl Sağlık Müdürlüğü ve Belediye kayıtlarının Temmuz ayına ait verileri seçilerek, DİE Temmuz ayı ölüm kayıtlarıyla eşleştirme yapılmıştır. Eşleştirme sonucunda ölüm kaydının bulunduğu yerlerin dağılımı Tablo 5' de ve ölü gömme izin kağıdını dolduran kurumlara göre dağılımı Tablo 6' da verilmiştir.



**Tablo 5.** İl Sağlık Müdürlüğü, Belediye ve Devlet İstatistik Enstitüsüne ait Temmuz ayı ölüm kayıtlarının eşleştirilmesi

Ölüm kaydının bulunduğu yer	Ölüm sayısı	%
İl sağlık Md	23	1,19
Belediyeler	62	3,20
DİE	4	0,21
İl sağlık ve belediyeler	143	7,38
İl sağlık ve DİE	79	4,08
Belediyeler ve DİE	85	4,39
İl sağlık ve belediyeler ve DİE	1542	79,51
Toplam	1938	100,00

Temmuz ayına ait DİE ölüm kayıtları, İl Sağlık Müdürlüğü ve Büyükşehir Belediyesine bağlı olan belediyelerin kayıtları eşleştirildiğinde; DİE kayıtlarının sadece % 0,21 lik bir bölümünün ne İl Sağlık Müdürlüğü nede Belediye kayıtlarında olduğu gözlenmiştir. İl Sağlık Müdürlüğü kayıtlarında olan ve DİE kayıtlarına geçmeyen ölümler %8,5 iken belediyelerde bulunan fakat DİE kayıtlarında olmayan bildirimlerin %10,5 dir. Bunun %3,2 si İl Sağlık Müdürlüğü kayıtlarında da yoktur. Bir aylık bildirimde DİE kayıtları %11,8 oranında eksiktir (Tablo 5) .

Tablo 5 ve Tablo 6 incelendiğinde, belediye kayıtlarında olduğu halde ne İl Sağlık Müdürlüğüne nede DİE'ye bildiri yapılmayan ölüm vakalarını (%3,2) görmekteyiz. İl Sağlık Müdürlüğünde olduğu halde DİE kayıtlarına geçmeyen vakalar bulunmuştur(%8,5). Buna göre veri kayıt akış sisteminin oluşturulmasına ihtiyaç vardır. İl Sağlık Müdürlüğü kayıtlarında olduğu halde DİE kayıtlarına geçmeyen kayıtların bulunması iletişim probleminin olduğunu düşündürmektedir.

DİE kayıtlarının ad, soyadı ve ölümü tespit eden kuruma ait bilgilerinde veri girişine eklenmesi gerekmektedir. Ayrıca ölüm istatistik formlarını dip koçan sıra numarasının Ölüm İstatistik Formuna da işlenmesi ve bu sıranın takip edilerek kurumlardan gelen eksik bilgiler tespit edilebileceği düşüncesindeyim. DİE 'ye yollanan ölüm istatistik formlarından bazıları İl Sağlık Müdürlüğüne uğramadan doğrudan gelmektedir. İl Sağlık Müdürlüğü aracılığıyla iletilen formların bazılarının DİE kayıtlarında olmadığı saptanmıştır buda kurumlar arasındaki geçişlerde form kayıpları olduğunun bir göstergesidir. İl Sağlık Müdürlüklerinde veri giriş işlemleri yapılan ölüm istatistik formlarının, DİE tarafından da ayrıca veri giriş işlemlerinin yapılması işgücü ve zaman kaybıdır.

Ankara Büyük Şehir Belediyesine Bağlı İlçelerdeki ve Ayaş İlçesindeki 2001 Yılındaki Ölüm Kayıtlarının Karşılaştırılması

**Tablo 6.** İl Sağlık Müdürlüğü, Belediye ve DİE Temmuz ayı ölüm kayıtlarının kurumlara göre dağılımı

Kurum kodu	Ölü gömme izin formunu dolduran kurumlar	İl sağlık	Toplam kayıttaki oranı	Belediye	Toplam kayıttaki oranı	DİE	Toplam kayıttaki oranı	Toplam Kayıt	%
1	Alkan Hast.	2	100,00	1	50,00	2	100,00	2	0,10
2	Ankara Hast.	53	98,15	51	94,44	52	96,30	54	2,79
3	A.U.T.F.Cebeci Hast.	25	96,15	25	96,15	24	92,31	26	1,34
4	Başkent Uni. Hast	49	96,08	49	96,08	50	98,04	51	2,63
5	Bayındır Tıp Merk	4	80,00	5	100,00	4	80,00	5	0,26
6	DR.Z.T.Burak Kadın	25	83,33	30	100,00	25	83,33	30	1,55
7	City Hospital	3	100,00	3	100,00	3	100,00	3	0,15
8	Gata	71	95,95	68	91,89	73	98,65	74	3,82
9	Gazi uni. Tıp Fak	80	96,39	79	95,18	78	93,98	83	4,28
10	Güven Hast.	5	83,33	6	100,00	5	83,33	6	0,31
11	Hacettepe Hast.	2	2,99	67	100,00	67	100,00	67	3,46
12	Ibni Sina Hast.	99	100,00	98	98,99	99	100,00	99	5,11
14	Numune Hast	304	99,67	279	91,48	174	57,05	305	15,74
15	Onkoloji Hast	31	100,00	31	100,00	31	100,00	31	1,60
16	DR.S.Ulus Coc Hast	36	92,31	36	92,31	36	92,31	39	2,01
17	DR.Muay. ve Trafik	2	50,00	3	75,00	1	25,00	4	0,21
18	Yüksek İhtisas Hast.	41	100,00	39	95,12	41	100,00	41	2,12
19	Zubeyde Han. Doğ	4	50,00	6	75,00	3	37,50	8	0,41
20	SSK Ankara Çocuk	1	50,00	2	100,00	0	0,00	2	0,10
21	SSK Doğumevi	25	80,65	21	67,74	26	83,87	31	1,60
22	SSK ANK. Eğit Hast	143	96,62	144	97,30	147	99,32	148	7,64
23	SSK İhtisas Hast.	11	84,62	13	100,00	10	76,92	13	0,67
24	SSK Ulus Hast.	23	100,00	9	39,13	20	86,96	23	1,19
51	Antındağ Bel.Başk	159	96,95	156	95,12	154	93,90	164	8,46
52	Çankaya Bel. Başk	91	97,85	90	96,77	90	96,77	93	4,80
53	Etimesgut Bel.	22	100,00	22	100,00	20	90,91	22	1,14
54	Gölbaşı Bel Başk	0	0,00	3	100,00	0	0,00	3	0,15
55	Keçiören Bel.	191	98,45	192	98,97	188	96,91	194	10,01
56	Mamak Bel.Başk.	96	96,00	98	98,00	96	96,00	100	5,16
57	Sincan Bel Başk.	57	95,00	50	83,33	57	95,00	60	3,10
58	Y.Mahalle Başk.	112	93,33	120	100,00	112	93,33	120	6,19
101	A.GOG.Hast. ve	20	100,00	20	100,00	20	100,00	20	1,03
110	Cağ Hast.	0	0,00	1	50,00	2	100,00	2	0,10
112	DDY Hast.	0	0,00	3	100,00	0	0,00	3	0,15
115	Fatih Devlet Hast	0	0,00	3	100,00	0	0,00	3	0,15
120	Kören Hast.	0	0,00	1	100,00	0	0,00	1	0,05
124	Sincan Devlet Hast	0	0,00	1	100,00	0	0,00	1	0,05
129	Yaşam Hast.	0	0,00	4	100,00	0	0,00	4	0,21
150	Belirsiz	0	0,00	3	100,00	0	0,00	3	0,15
	<b>Toplam</b>	<b>1787</b>	<b>92,21</b>	<b>1832</b>	<b>94,53</b>	<b>1710</b>	<b>88,24</b>	<b>1938</b>	<b>95,80</b>

### 3.5 Ayaş İlçesinde Derlenen Ölüm Verileri

Ayaş ilçesindeki ölümlere ait bilgiler köy muhtarları sağlık ocakları Nüfus Müdürlüğü ve Ankara büyük şehir belediyesi sınırları içerisinde ölmüş Ayaş ilçesine nakil edilmiş verileri kapsamaktadır.



**Tablo 7.** Ölüm bildirim kaynaklarına göre ölüm sayısı

Bildirim kaynakları	Ölüm sayısı
Köy Muhtarlar	65
Sağlık Ocakları	64
Nüfus Müdürlüğü	221
Ankara Büyük Şehir Belediyesi	158

Tablo 7 'de Ayaş ilçesi ölüm bildirim kaynaklarından elde edilen ölümlerin dağılımı verilmiştir. Ayaş Nüfus Müdürlüğüne 221 ölüm bildirim yapılmıştır. Nüfus müdürlüğü kayıtları kütük esaslı olduğundan bu kayıtların ölüm yerine göre incelenmesi gereklidir.

**Tablo 8.** Ayaş Nüfus Müdürlüğü kayıtlarının ölenlerin ölüm yerlerine göre dağılımı

Ölüm yeri	Ölüm sayısı	%
Ayaş	95	42,99
Ankara Büyükşehir Belediyelerinden	111	50,23
Almanya	2	0,90
Diğer iller ve ilçeler	13	5,88
Toplam	221	100,00

Nüfus Müdürlüğü kayıtları kütük esaslı olması nedeniyle, Ayaş dışındaki ölümleri de kapsamaktadır. Nüfus Müdürlüğü kayıtları kütük esaslı olması nedeniyle, ölüm yerine göre Nüfus Müdürlüğü kayıtlarının dağılımı Tablo 8' de sunulmuştur. Ayaş Nüfus Müdürlüğü'nün ölüm kayıtları ölüm yerine göre incelendiğinde ölümlerin %42,99 u Ayaş ilçesinde olmuşken, %50,23'ü Ankara Büyük Şehir Belediyesine Bağlı ilçelerde gerçekleşmiştir (Tablo 8).

**Tablo 9.** Ölüm yeri ve defin yerine göre Ayaş ilçesi veri kaynaklarından elde edilen ölüm bildirimleri

Ölüm yeri	Defin yeri								Toplam	
	Nakil		Ayaş		ABB		Diğer		Sayı	%
	Sayı	%	Sayı	%	Sayı	%	Sayı	%		
Ayaş	7	6,195	106	93,81					113	39,51
ABB			130	82,28	28	17,72			158	55,24
Diğer			2	13,33	1	6,66	12	80	15	5,25
Toplam	7	2,448	238	83,22	29	10,14	12	4,20	286	100

Ayaş ilçesi veri kaynakları elde edilen ölümler eşleştirildiğinde toplam 286 ölüm vakasına ulaşılmıştır. Ancak Nüfus Müdürlüğü kayıtları kütük esaslı olması nedeniyle ölüm olayı, ölüm yerlerine ve defin yerlerine göre incelenmiştir. Ölümlerin %39,51'i Ayaş ilçesinde gerçekleşmişken %60,49'u Ayaş dışında gerçekleşmiştir. Defin yerleri incelendiğinde %2,45 i Ayaş dışına nakil almıştır ve 14,34 Ayaş dışında ölüp yine Ayaş dışına defin edilmiştir ( Tablo 9). Ayaş Nüfus Müdürlüğü kayıtlarındaki 41 ölüm bildirim Ayaş dışında ölüp yine, Ayaş dışına defin edildiği için değerlendirmelere alınmamıştır.

### 3.5.1 Ölüm Bildirim Kaynaklarının Eşleştirilmesinden Elde Edilen Bulgular

Ayaş ilçesindeki ölümlerin eşleştirilmesi yerleşim yerinin köy veya merkez ve bucak olmasına göre ayrı olarak değerlendirilmiş ve aşağıdaki bulgular elde edilmiştir.

#### 3.5.1.1 Ayaş Köy Ölümleri

Köy muhtarları bildirimleri ile nüfus müdürlüğü ölüm kayıtları birlikte değerlendirilmiştir. Tablo 10'da Ölüm bildirimlerinin muhtar bildirimleri ile nüfus müdürlüğü kayıtlarında bulunup bulunmama durumu verilmiştir. Tablo 11 Köy ölümleri olarak tespit edilen ölümlerin hangi kayıtlardan elde edildiğini göstermektedir.

**Tablo 10.** Köy ölümlerinin, muhtarlar bildirimlerinde ve nüfus kayıtlarında gözlenmesi

Ölüm yeri	Nüfus	Muhtar				Toplam	
		Bildirim yok		Bildirim var			
		Sayı	%	Sayı	%	Sayı	%
Ayaş	Kayıtlarda yok	4	36,36	7	63,64	11	18,33
	Kayıtlarda var	11	22,45	38	77,55	49	81,67
	Toplam	15	25,00	45	75,00	60	40,54
ABB	Kayıtlarda yok	28	63,64	16	36,36	44	51,16
	Kayıtlarda var	40	95,24	2	4,76	42	48,84
	Toplam	68	79,07	18	20,93	86	58,11
Diğer	Kayıtlarında var			2	100,00	2	1,35
<b>Genel Toplam</b>		83	56,08	65	43,92	148	100,00

Köy muhtarları bildirimleri ile nüfus müdürlüğü kayıtları incelendiğine Ayaş ilçesi köylerinde olan ölümlerin %18,33 ü Nüfus Müdürlüğü bildirimlerinde bulunmamıştır. Ayaş ilçesi köylerinde öldüğü halde muhtarların bildirimde bulunmaması % 25 tir. Köy ölümlerinin hem muhtar hem de nüfus müdürlüğü kayıtlarında olmaması %6.67 dir ( Tablo 10). Ankara Büyükşehir belediyesine bağlı ilçelerde ölüp Ayaş ilçesine nakil edilen ölümlerin %33,72 si nüfus müdürlüğü kayıtlarında da bulunmamıştır.



**Tablo 11.** Ayaş ilçesi köylerindeki ölümlerin, ölüm yerine göre hangi kayıtlarda bulunduğu

Kayıtlar	Ölüm yeri						Toplam	
	Ayaş		ABB		Diğer			
	Sayı	%	Sayı	%	Sayı	%	Sayı	%
Nüfus	9	15,00	1	1,16		0,00	10	6,76
A.B.B.		0,00	27	31,40		0,00	27	18,24
Muhtar	6	10,00		0,00		0,00	6	4,05
SO	4	6,67		0,00		0,00	4	2,70
Nuf*ABB		0,00	37	43,02		0,00	37	25,00
Nuf*Muh	33	55,00	1	1,16	2	100,00	36	24,32
Nuf*SO	2	3,33		0,00		0,00	2	1,35
ABB*Muh		0,00	1	1,16		0,00	1	0,68
ABB*SO		0,00	1	1,16		0,00	1	0,68
Muh*SO	1	1,67	15	17,44		0,00	16	10,81
Nuf*ABB*SO		0,00	2	2,33		0,00	2	1,35
Muf*Muh*SO	5	8,33		0,00		0,00	5	3,38
Muf*ABB*Muh*SO		0,00	1	1,16		0,00	1	0,68
Toplam	60	100,00	86	100,00	2	100,00	148	100,00

Ayaş ilçesindeki köy ölümü olarak sınıflanan ölümlerin, ölüm yerine göre hangi kayıttan elde edildiği Tablo 11’de verilmiştir. Ayaş ilçesindeki ölümlerin %55’i hem nüfus kayıtlarında hem de muhtar bildirimlerinde bulunmaktadır. Sadece Nüfus bildirimleri olarak bildirilen ölümler %15 iken sadece Muhtar bildirimlerinde olan %10 dur. Ortabereket Sağlık Ocağında ölüm kayıt defteri tutulmaktadır ve bu deftere Ortabereket Sağlık Ocağının sorumluluğundaki bölgedeki ölüm bildirimleri kayıt edilmektedir. Ortabereket Sağlık Ocağı kayıtlarındaki 4 ölüm vakası ne muhtar bildirimlerinde nede Nüfus Müdürlüğü kayıtlarında bulunamamıştır.

### 3.5.1.2 Ayaş Merkez ve Belde Belediyelerindeki Ölümler

Merkez ve belde belediyelerindeki ölüm veri kaynakları sağlık ocakları ve nüfus müdürlüğü kayıtları ve Ankara Büyükşehir Belediyelerinden (ABB) Ayaş’a nakil alan ölüm bildirimleridir. Ayaş ilçesi belediyesi ve belde belediyeleri defin edilenlere ait kayıt tutmadıkları gözlenmiştir. Tablo 12’de ölüm yerine göre Sağlık Ocakları ve Nüfus Kayıtlarının da ölüm vakalarının olup olmaması incelenmiştir.

**Tablo 12.** Ölüm yerine göre sağlık ocakları ve nüfus kayıtlarında ölümlerin bulunma durumu

Ölüm yeri	Nüfus Kayıtlarında	Sağlık Ocakları										Toplam			
		Kayıtlarında yok		Kayıtlarında var											
		Sayı	%	Ayaş		Ortabereket		Oltan		Sinanlı		Sayı	%		
Ayaş	Yok			4						1		2		7	13,46
	Var	8	17,78	21	46,67	6	13,33	5	11,11	5	11,11	5	11,11	45	86,54
	Toplam	8	15,38	25	48,08	6	11,54	6	11,54	7	13,46	7	13,46	52	53,61
ABB	Yok	18	100,00		0,00		0,00		0,00		0,00		0,00	18	40,00
	Var	23	85,19		0,00	2	7,41	2	7,41		0,00		0,00	27	60,00
	Toplam	41	91,11	0	0,00	2	4,44	2	4,44	0	0,00	0	0,00	45	46,39
<b>Genel Toplam</b>		49	50,52	25	25,77	8	8,25	8	8,25	7	7,22	7	7,22	97	100,00

**Ankara Büyük Şehir Belediyesine Bağlı İlçelerdeki ve Ayaş İlçesindeki 2001 Yılındaki Ölüm Kayıtlarının Karşılaştırılması**

Ayaş ilçesi merkez ve beldelerde ölüm bildirimlerini sağlık ocakları kayıtlarından derlenmiştir. Ayaş ilçesi merkez ve beldelerdeki ölümler incelendiğinde %15,38 i sağlık ocakları kayıtlarında bulunamamıştır (Tablo 12). Ayaş Devlet Hast.nde ölüm bildirimleri yok denilmişken Nüfus bildirimlerinde Ayaş Devlet Hast.nden ölüm bildirimleri gözlenmiştir. Tablo 12' de ölüm yerine göre Sağlık Ocakları ve Nüfus Kayıtlarında ölüm vakalarının olup olmaması incelenmiştir. Ayaş ilçesindeki ölümlerin %13,46 sı Nüfus Müdürlüğü kayıtlarında bulunamamıştır. Ayaş Nüfus müdürlüğünün Ayaş ilçesi olarak bildirdiği ölümlerin %15,38 sağlık ocakları kayıtlarında yoktur bu bildirimler adli olaylardır, Ayaş Devlet Hast. ve Ayaş Sağlık Ocağından onay almıştır. Ayaş Sağlık Ocağına ölüm bildirimleri almış görünen 2 kişinin nüfus bildirimleri varken sağlık ocağı kaydı bulunamamıştır. Adli olayların sağlık birimlerince kayıt edilmediği gözlenmiştir. Ankara Büyükşehir Belediyesine bağlı belediyelerde ölümler Ayaş ilçesine nakil edilenlerin %40 ı nüfus müdürlüğü kayıtlarında bulunmamıştır (Tablo 12).

**Tablo 13.** Ölüm yerine göre Ayaş ilçe ve beldelerindeki ölümlerin kayıtlı olduğu yerler

Ölüm Kaydının Bulunduğu yer	Ayaş		ABB		Toplam	
	Sayı	%	Sayı	%	Sayı	%
Nüfus	14	26,92	4	8,89	18	18,56
ABB		0,00	18	40,00	18	18,56
SO	7	13,46		0,00	7	7,22
Nüfus*ABB		0,00	19	42,22	19	19,59
Nüfus*SO	31	59,62		0,00	31	31,96
Nüfus*ABB*SO		0,00	4	8,89	4	4,12
Toplam	52	53,61	45	46,39	97	100,00

Tablo 13'de Ayaş merkez ve belde belediyeleri için saptanan ölümlerin ölüm yerine göre hangi bildirimlerden elde edildiği verilmiştir. Ayaş ilçesi ve beldelerdeki ölümlerin Ayaş'ta olup olmama durumuna göre tablolandırıldığında Ayaş ilçesindeki ölümlerin sadece nüfus bildirimlerinde olması %26,92 iken sadece sağlık ocaklarıca bildirilen %13,46 dir (Tablo 13).

**Tablo 14.** Ayaş ilçesinde yerleşim yerine göre yıl ortası nüfus, ölüm sayıları ve kaba ölüm hızları

Yerleşim yeri	2001 Yıl ortası nüfus	Ölüm Sayısı			Kaba ölüm hızları		
		Ayaş	Nakil	Toplam	Ayas	Nakil	Toplam
Köy	5897	60	88	148	10,17	14,92	25,09
Belediye	15275	52	45	97	3,40	2,94	6,35
Toplam	21172	106	132	245	5,01	6,23	11,57

Ayaş ilçesinde yerleşim yerine göre yıl ortası nüfus, ölüm sayıları ve kaba ölüm hızları Tablo 14'de verilmiştir. Ölümler Ayaş ilçesinde ölenler ve Ayaş ilçesine nakil edilenler olarak düzenlenmiştir. Ayaş ilçesindeki 2001 yılı yıl ortası nüfusu 2000 Genel Nüfus Sayımı sonuçlarına göre (14), DİE'nin geçici projeksiyon sonuçlarını göstermektedir.



Ayaş ilçesindeki ölümleri ölüm yerine ve defin yerine göre tekrar düzenleyerek kaba ölüm hızlarını hesapladığımızda; Her bin kişiden 10 unun Ayaş köylerinde ölüp yine Ayaş köyüne defin edildiği ve ölüm yerine bakılmaksızın defin yerine göre incelediğimizde her bin ölümden 25'inin köylerde olduğu gözlenmektedir. Ayaş ilçesi merkezi için ölümler incelendiğinde kaba ölüm hızının binde 3,08 iken defin yerine göre bunun binde 5,09 a yükseldiği gözlenmiştir. Ayaş ilçesinden DİE'ne 31 ölüm bildirim yapılmıştır(13). DİE verilerine göre Ayaş ilçesinde kaba ölüm hızı yaklaşık binde 2 olacaktır. Ayaş ilçesindeki ölümler İl Sağlık Müdürlüğüne ve DİE'ne eksik bildirilmektedir. Defin yerine göre hesaplanan ölüm hızları ölüm yerine göre hesaplanandan fazladır ve daha anlamlıdır. Kayıtların defin yerlerini de içermesi ve buna yönelik veri akış şemasının düzenlenmesi gereğini göstermektedir.

1978 yılında Ankara'nın Çubuk ilçesi ve köylerinde yapılan bir araştırma bulgusunda tüm ilçe düzeyinde ölümlerin %50 si ilk bir yıl içinde nüfus idaresine bildirilmektedir. Bu bildirim oranı ilçe merkezinde olan ölümlerde %71, köylerde %41,5 dir(3). Çalışma grubu raporunda(2), Nüfus Müdürlüğüne ölüm bildirimlerinin yüzde 20-25 dolaylarında eksik bildirildiği belirtilmiştir.

#### 4. SONUÇLAR

Ülkemizdeki ölüm istatistiklerinin, sayısal yönden yetersiz olduğu araştırmacılar tarafından belirtilmiştir. Ölüm kayıtlarındaki veri kaybının kaynağının tespit edilmesi için, Ankara Büyükşehir Belediyesine bağlı ilçelerdeki ve Ayaş ilçesindeki, 2001 yılı ölümlerine ilişkin belediye kayıtları ve Ankara İl Sağlık Müdürlüğü kayıtları, Devlet İstatistik Enstitüsü kayıtları ve Ayaş Nüfus Müdürlüğü, Ayaş ilçesi Sağlık Ocaklarından ve Ayaş Köy muhtarlarının ölüm bildirimleri değerlendirilmiştir. Ankara Büyükşehir Belediyesine bağlı ilçe belediyelerin kayıtları ile Ankara İl Sağlık Müdürlüğü kayıtlarının eşleştirilmesinden aşağıdaki sonuçlara varılmıştır.

- Ankara Büyükşehir Belediyesine bağlı ilçelerde bir ölüm için yedi ayrı form doldurulmakta ve bu işlemler, formu düzenleyenlerde sıkıntı yarattığı belirlenmiştir.
- Belediye kayıtları çok etkili bir veri kaynağı olabilecek düzeydedir. Fakat her bir belediyenin kendine has defin kayıt defteri tuttuğu gözlenmiştir.
- Belediye kayıtları nakil edilen ve nakil gelen ölümleri, içermektedir.
- Belediye kayıtlarında bir önceki yıla ait ölümler ve ölü doğumlara ait bilgiler de bulunmaktadır.
- Ankara Büyükşehir belediyesine bağlı belediyelerde ölenler, şehir mezarlıklarına defin edilecekse, mezarlıklar müdürlüğünde ölenlere ait bilgi işlemleri yapılmaktadır. Ancak, nakil edilenler mezarlıklar müdürlüğünde arşivlenmektedir. Kimsesiz ve parasız ölümlere ait veri giriş işlemlerinin eksik olduğu gözlenmiştir. Bazı belediyelerde ölene ait bilgi olmadığında bu ölüme ait istatistik formlarının DİE 'ye gönderilmediği belirlenmiştir.
- Bir cenazenin belediye sınırları dışına çıkarılabilmesi için belediye cenaze işleri biriminden izin alınması yasa gereğidir. Ancak bazı cenazelere ait nakil bildirim

belediye cenaze işlerine yapılmadığı tespit edilmiştir. Hastanelerin, belediye işlemlerini yaptırmadan ölümleri, ölünün yakınlarına teslim etmemeleri sağlanmalıdır.

- Ölüm istatistik formlarının, veri giriş işlemleri Ankara İl Sağlık Müdürlüğü Bilgi İşlem Müdürlüğünde yapılmaktadır.
- Belediye kayıtları ile İl Sağlık Müdürlüğü kayıtlarının birebir eşleştirmesi sonucunda, hastanelerde öldüğü belirtilen fakat Ankara İl Sağlık Müdürlüğüne iletilmeyen ölüm beyan formları olduğu belirlenmiştir. Özellikle özel hastanelerin İl Sağlık Müdürlüğüne ölüm istatistik formlarını yollamadığı anlaşılmıştır.
- İlçe ölümleri bölgedeki ölümleri göstermekten ziyade o ilçedeki sağlık kuruluşlarından ölüm izin belgesini alanları göstermektedir.
- Adli olaylara ait ölüm raporları adli tabipliklerce yapılmasına rağmen ölü gömme izin kağıdı belediye tabiplikleri tarafından ölü gömme izin kağıdına dönüşmektedir.

Ankara İl Sağlık Müdürlüğü ve Ankara Büyük Şehir Belediyesine bağlı ilçe belediyelerin, 2001 yılı Temmuz ayına ait ölüm kayıtları ile, Devlet İstatistik Enstitüsü'ne bildirilen ölüm kayıtları bire bir eşleştirildiğinde aşağıdaki sonuçlara varılmıştır.

- DİE'nin ölüm kayıtlarında olduğu halde, İl Sağlık Müdürlüğü ve Belediye kayıtlarında olmayan ölüm bildirimleri saptanmıştır. Bu durum, bazı ölüm istatistik formlarının İl Sağlık Müdürlüğüne iletilmeden doğrudan DİE'ye iletildiğini gösterir.
- İl Sağlık Müdürlüğü kayıtlarında olan ve DİE kayıtlarına geçmeyen ölüm bildirimleri belirlenmiştir. Buda, ölüm istatistik formlarının kurumlar arası geçişlerinde bazı kayıplar olduğunu belirtir.
- Belediye kayıtlarında olduğu halde ne İl Sağlık Müdürlüğü'ne nede DİE'ye bildiri yapılmayan ölüm vakalarını saptanmıştır. Bu durumda, ölümü tespit eden sağlık birimlerinin bazı ölüm istatistik formlarını İl Sağlık Müdürlüğüne ilemediğini gösterir.
- Devlet İstatistik Enstitüsü kayıtlarında ölenin adı, soyadı ve ölümü tespit eden kuruma ait bilgiler bulunmamaktadır. Kayıtların karşılaştırılabilmesi için bu bilgilerinde ilgili kayıta yer alması gerekmektedir. Ayrıca ölüm istatistik formlarının dip koçan sıra numarasının Ölüm İstatistik Formuna da işlenmesi durumunda, bu sıranın takip edilmesiyle ilgili kurumlardan gelen eksik bildirimler de tespit edilebilir.
- İl Sağlık Müdürlüklerinde ölüm istatistik formlarının veri giriş işlemleri yapılmaktadır, ölüm istatistik formlarının, DİE tarafından da ayrıca veri giriş işlemlerinin yapılması işgücü ve zaman kaybıdır. Ortak bir veri giriş sisteminin oluşturularak, İl Sağlık Müdürlüğü'nde ölüm istatistik formlarının veri girişinin yapılması iş gücü ve zaman kaybını giderecektir.



Ayaş ilçesi 2001 yılı ölüm kayıtları Ayaş belediyesi ve belde belediyeler, köy muhtarları, sağlık ocakları ve Ayaş Nüfus müdürlüğü, ve Ankara Büyük şehir belediye sınırları içinde ölmüş ve Ayaş ilçesine nakil almış ölüm bildirimlerini içermektedir. Elde edilen kayıtlarından aşağıdaki sonuçlara ulaşılmıştır.

- Ayaş ilçesinde yasal olarak defin işlemlerinden sorumlu olan ilçe belediye, belde belediyelerin ve muhtarların ölüm kayıt defteri tutmadığı saptanmıştır.
- MERNİS ölüm tutanağı ölü gömme izin belgesini verenler tarafından ölüye ait nüfus cüzdanı alındığı takdirde doldurulduğu saptanmıştır. Nüfus cüzdanı işlemler sırasında olmayanlardan belgeyi 10 gün içerisinde getirmesi istenmektedir. Ancak bu süre içerisinde de getirilmeyen nüfus cüzdanları bulunmakta ve dolayısıyla öldüğü halde MERNİS tutanakları tutulmamaktadır. Nüfus cüzdanı olsun olmasın her ölüm için MERNİS tutanağının doldurulması gerekmektedir.
- Ölümü tespit eden sağlık birimlerinde doldurulan MERNİS ölüm tutanakları eğer o Nüfus Müdürlüğüne kütüğüne dahil değilse işlemlere katılmıyor ve ilgili Nüfus Müdürlüğüne iletiliyor. Nüfus Müdürlüğü verileri sadece kütük bilgilerini göstermekte olup o bölgedeki ölümleri göstermemektedir.
- Ölümü tespit eden sağlık birimleri DİE ve İl Sağlık Müdürlüğüne Ayaş ilçe ölümlerini eksik bildirilmektedir.
- Defin yerine göre hesaplanan ölüm hızları ölüm yerine göre hesaplanandan fazladır ve daha anlamlıdır. Ölüm kayıtlarının defin yerlerini de içermesi ve buna yönelik veri akış şemasının düzenlenmesi önerilmiştir.

Sonuç olarak, ülkemizde, ölüm kayıtlarını tutmakla yükümlü olan kurumlar kendi amaçları doğrultusunda ölüm kaydı tutulmaktadır ve bu kayıtlar birbirleriyle ortak bir tabanda değildir. Ölüm kayıtlarını tutmakla yükümlü olan kuruluşlar arasında bir veri akış planının ve sisteminin geliştirilmesi gerekmektedir. Ölüm kayıt sistemi, bir veri akış sistemi içinde birbirini denetler ve kontrol edecek nitelikte olması ve kurumlar arasında eşgüdüm ve işbirliğinin geliştirilmesi, sistemin işleyişi ve etkinliği için şarttır. Ayrıca, görevlerini yapmayanlar veya eksik yapanlar için yasal işlemlerin yapılması gereklidir.

## KAYNAKLAR

- SÜMBÜLOĞLU K. ve SÜMBÜLOĞLU V.. *Sağlık Enformasyon Sistemleri*. Ankara, Somgür Yayıncılık 1998
- SÜMBÜLOĞLU K. *Sağlık Alanına Özel İstatistiksel Yöntemler*. Ankara, Özdemir Yayıncılık-Ankara-1994
- SÜMBÜLOĞLU K. *İl ve ilçe merkezlerinden Devlet İstatistik Enstitüsüne Bildirilen Ölümler Sayısal Yönden Yeterlimidir?* Faculty of Medicine, Hacettepe University, 1968.
- SÜMBÜLOĞLU K. SÜMBÜLOĞLU V. *Sağlık Kayıtları*. Sağlık Gazetesi yıl 2, sayı 26, 1993
- ÇETİN D. *Pratik Nüfus Bilgileri*. Doğruluk Matbaacılık ve Ticaret Koll Şti. İzmir, 1977.
- IŞIK D, ÇUBUKÇU S. *Kavram İndeksli Sağlık Kanunları* Ankara 1970.

ÇETİN D. *Pratik Nüfus Bilgileri*. Doğruluk Matbaacılık ve Ticaret Koll Şti.İzmir,1977.

IŞIK D, ÇUBUKÇU S. *Kavram İndeksli Sağlık Kanunları* Ankara 1970.

ÇALIŞAN E. Temel Sağlık İstatistik Modülü (TSİM) Projesi, "Sağlıkta Strateji" Sağlık Bakanlığı, Haziran 1996

*Türkiye'de Doğum ve Ölüm Kayıtları İle İlgili Çalışma Gurubu Raporu*. DİE. Ocak, 1997

*Ölüm İstatistikleri ( İl ve İlçe Merkezlerinde)* 2001. Dİ E. Ankara, Ağustos 2003.

*2000 Genel Nüfus Sayımı Nüfusun Sosyal ve Ekonomik Nitelikleri il 06-Ankara*. DİE. Ankara, Ekim 2001.

<http://www.spgk.saglik.gov.tr/ss/sayilar/9609/7.htm>

[http://www.nvi.gov.tr/nuf\\_olay/n\\_olay.htm](http://www.nvi.gov.tr/nuf_olay/n_olay.htm)

01.05.2000 Tarih, 5852 Sayılı, Ölü Defin Ruhsatları ile İlgili Genelge

20.12.2001. Tarih, 9597 Sayılı, Sağlık Hizmetlerinin Yürütülmesi Hakkında Yönerge

## COMPARISON OF RECORDS ON DEATH EVENTS IN ANKARA MAIN MUNICIPALITY AND AYAS DISTRICT IN 2001

### ABSTRACT

*To examine the loss of data for the compiled death statistics from province and district and how to compile death from villages are the aim of this work. 2001 Death events in Ankara Greater City Municipality were obtained from Municipality burial procedure and records of Ankara Province Health Directorate. These two record are matched. State Institute of Statistics records of death in July is also matched. 2001 Death events in Ayas District which were obtained from Chief of villages, village clinic, Ayas Hospital and Ayas Population Directorate and death which was occurred in Ankara Greater City Municipality and was transferred to burial procedure to Ayas District are matched each other.*

*Ankara Province Health Directorate was not informed %6,21death events of Ankara Greater City Municipality and Municipality was not informed %5,73 death events. SIS was not reported %11,8 death events in July.*

*Death from the villages was not informed to Ayas Population Directorate is %37,16. Death which was occurred in centre and district municipality of Ayas, was not informed to Ayas Population Directorate is %25,77. Death events from hospital and clinic was missing to State institute of Statistics and Ankara Province Health Directorate*



## İLÇELERİN NÜFUS VE SOSYO-EKONOMİK GELİŞMİŞLİK İNDEKSİNE GÖRE KÜMELEME ANALİZİ

Ali CAN\*

Sevil UYGUR\*

### ÖZET

Ülke genelinde dengeli gelişme sağlanması, ülke ekonomisi için hedef alınan yüksek kalkınma hızı kadar önem taşımaktadır. Dengeli gelişmenin uygulanacak olan politikaların beşeri ve fiziki kaynakların dağılım deseni ile tutarlı olması, kamu yatırımlarının dağılımında ekonomik, coğrafya ve bölgesel gelişmenin göz önünde bulundurulması gerekmektedir. Günümüzde kabul gördüğü şekli ile gelişme sosyal ve ekonomik göstergeler arasında bir etkileşim sergileme eğilimindedir. Bu çalışmada da ülkemizin zengin insan kaynağının her yönüyle değerlendirilerek, toplumumuzun gelişme potansiyelinin ortaya çıkarılması, nüfusumuzun nitelik ve niceliğinin bilinmesi açısından yegane kaynak olma özelliği taşıyan 14. Genel Nüfus Sayımı Sonuçları ele alınarak; ilçelerin nüfus yoğunluk oranları ARC-VIEW (Coğrafi Bilgi Sistem Programı) kullanılarak hesaplanmıştır. İlçeler detayında hesaplanan bu nüfus yoğunluk oranları esas alınarak, ilçelerin nasıl bir homojen gruplama yapısı gösterdiği analiz edilmiştir. Ayrıca 1996 yılında DPT tarafından demografik, istihdam, eğitim, sağlık, sanayi, tarım, inşaat, mali ve diğer refah göstergelerinin esas alınarak yapıldığı "İllerin Sosyo-Ekonomik Gelişmişlik Sıralaması Araştırması" sonucu kullanılarak ilçelerin yine nasıl bir kümeleme yapısı gösterdiği belirlenmiştir.

Çalışmanın sonuç bölümünde de iki farklı göstergeye göre yapılan kümeleme analizinde nasıl bir uyum olduğu ortaya çıkarılmıştır. Toplam 874 ilçe için kümeleme analizinde optimum küme sayısı 21'e göre 2000 Genel Nüfus Sayımı sonuçları esas alınarak ilçelerin nüfus yoğunluğuna göre yapılan kümeleme analizinde, coğrafi bölgeler itibarı ile yığılımun en fazla olduğu kümede yer alan ilçe oranı %45 olup; ilçelerin gelişmişlik indeksine göre yapılan kümeleme analizinde ise oran %19'a gerilemektedir. Bu farklılıkta en büyük pay Marmara, Akdeniz, İç Anadolu ve Karadeniz bölgelerinden gelmektedir. Bu sonuçlardan nüfus açısından bu bölgelerin daha homojen bir yapıya ancak gelişmişlik indeksinde esas alınan değişkenlerdeki varyasyon nedeni ile daha heterojen bir yapıya sahip olduklarını söylemek mümkündür.

**Anahtar Kelimeler :** Coğrafi Bilgi Sistemleri, İlçe Nüfus Yoğunluğu  
İlçelerin Sosyo-Ekonomik Gelişmişlik Sıralaması.

\* Devlet İstatistik Enstitüsü, Necatibey Cad., No: 114, 06100 Ankara  
e-mail:ali.can@die.gov.tr - sevil.uygur@die.gov.tr

## 1. GİRİŞ

Ülke genelinde dengeli bir gelişmenin sağlanabilmesi konusu hedeflenen kalkınma hızı kadar önemlidir. Gelişme amacı doğrultusunda alınması gereken tedbirlerin ve uygulanacak politikaların beşeri ve fiziki kaynakların dağılım deseni ile tutarlı olması gerekmektedir.

Yedinci beş yıllık kalkınma planında "ülke genelinde yer alan her bölgenin farklı olanak, özellik ve sorunlara sahip olması, sektörel tercihlerle mekansal analizin birlikte ele alındığı yeni bir planlama yaklaşımını gündeme getirmektedir" ifadesi yer almıştır. Bölgesel gelişmişlik farklarının giderilmesine yönelik politikaların gerçekleştirilmesinde yerel ve sektörel detayda sosyo-ekonomik gelişmişliğin tespit edilmesi önem taşımaktadır.

Doğal ve toplumsal kaynakların mekan üzerinde dağılımı, "mutlak" anlamda eşitlik arz etmediğinden, gelişme de mutlak anlamda dengeli bir süreçten geçmemektedir. Ekonomik ve sosyal gelişme yeryüzünde zaman ve mekan açısından farklı bir yapı göstermektedir. Dinamik bir yapıya sahip olan gelişme sürecine yön veren iktisadi ve sosyal faktörler ülke mekanı üzerinde farklı yoğunluklarda dağıldığından, bölgelerarası gelişmişlik farklılıkları ortaya çıkmaktadır.

Sosyo-ekonomik gelişmişlik farklılıklarından kaynaklanan yoğun göçler büyük bir nüfus baskısı oluşturarak, ülke genelinde tüm mekansal birimleri etkileyen yerleşme/kentleşme sorunlarına neden olmaktadır. Durgun ve geri kalmış bölgelerden gelişmiş bölgelere doğru yapılan göçler; bir yandan bu bölgelerdeki efektif talep hacmini daraltırken, diğer taraftan da yerel gelişmenin temel unsurları olan genç işgücü ve sermayenin bölge dışına akması anlamına gelmektedir.

Türkiye'de var olan bu yapıyı sayısallaştırabilmek amaçlı pek çok çalışma yapılmıştır. Sonuncusu 1996 yılında DPT tarafından gerçekleştirilmiş olan "İllerin Sosyo-Ekonomik Gelişmişlik Sıralaması" çalışmasıdır. Yapılan çalışmanın temel amacı illerin gelişmişlik seviyelerinin tespit edilmesi ve sosyo-ekonomik değişkenler vasıtası ile aynı yapıda olan homojen il gruplarını belirlemek olmuştur. Çalışma sonuçları; gelişme olgusunu tek bir göstergeye indirgemenin güçlüğü nedeni ile, gelişmişliğin pek çok göstergesi olan geniş boyuttaki değişkenler esas alınarak çok daha göstergeli, komplike bir kritere göre daha homojen yapıda olan bir sınıflama elde edebilme olanağı vermektedir.

Bu çalışmada da sonuncusu 2000 yılında DİE tarafından gerçekleştirilen 14. Genel Nüfus Sayımı sonuçları esas alınarak, ARC- VIEW programı kullanılarak ilçelerin nüfus yoğunluk oranları hesaplanmıştır. Daha sonra ilçeler ayırımında hesaplanan bu nüfus yoğunluk oranlarına göre bir kümeleme analizi yapılmıştır. İlçelerin nüfus yoğunluk oranlarına göre yapılan kümeleme analizinde Marmara bölgesindeki ilçelerin %33'ü iki ayrı kümede, Ege Bölgesindeki ilçelerin %44'ü bir kümede, Akdeniz bölgesindeki ilçelerin %36'sı iki ayrı kümede, İç Anadolu bölgesindeki ilçelerin yarıdan fazlası bir kümede, Karadeniz bölgesindeki ilçelerin %42'si bir kümede, Doğu Anadolu bölgesindeki ilçelerin %72'si bir kümede ve Güneydoğu Anadolu bölgesindeki ilçelerin de yarısı bir kümede yer almıştır. Kümeleme



analizi sonucuna göre ilçelerin aynı kümede yer alma durumuna göre İç Anadolu, Karadeniz, Doğu Anadolu ve Güneydoğu Anadolu bölgelerindeki ilçelerin büyük çoğunluğu nüfus yoğunluğu açısından benzer yapıda olduğu için aynı kümede yığılmakta olup, Marmara, Akdeniz ve Ege bölgelerindeki ilçelerde birbirine benzer yapı gösterip aynı kümede yığılmışlardır.

İlçelerin gelişmişlik indeksine göre yapılan kümeleme analizinde de İç Anadolu, Doğu Anadolu, Karadeniz ve Güneydoğu Anadolu bölgelerindeki ilçelerin yaklaşık olarak %25'i aynı kümede yer alırken, Marmara, Ege ve Akdeniz bölgelerindeki ilçelerin ise %20'si aynı kümededir.

Her iki değişkene göre yapılan kümeleme analizinde çakışan kümelerde yer alan ilçelerin coğrafi bölgelere göre dağılım oranları 16 ve 3 nolu kümeler için Ege Bölgesinde %25, Marmara bölgesinde %17, Karadeniz bölgesinde %15'dir. 6 ve 11 nolu kümelerde çakışan ilçelerin ise %27'si Karadeniz, %21'i Doğu Anadolu, %19'u da Ege Bölgesinden gelmektedir. Sonuç olarak aynı kümede 31 ile ait 52 ilçe bir kümede, 45 ile ait 101 ilçe de bir kümede yer almakta ve gelişmişlik indeksi ve nüfus yoğunluğu bakımından bu ilçeler kararlı yapı göstermektedir.

İlçelerin homojen yapı göstermesinde Coğrafi bölgeler açısından kararlı bir durum ortaya çıkarken; aynı kümede yer alan ilçe oranları açısından önemli farklar söz konusudur. Ayrıca ilçelerin gelişmişlik indeksine, nüfus yoğunluğuna ve her iki kümeleme analizi farkı sonuçlarına göre ilçeler açısından coğrafi bölgeler ve kümeler arasında 0,05 yanılma düzeyinde fark olduğu sonucuna varılmıştır.

## 2. KULLANILAN VERİ KAYNAĞI

İlçelerin nüfus yoğunluğu hesaplamalarında 2000 yılında DİE tarafından gerçekleştirilmiş olan 14. Genel Nüfus Sayımı ilçe sonuçları kullanılmıştır. Bilindiği üzere Genel Nüfus Sayımı çalışmaları, insan kaynakları hakkında, en değerli bilgi kaynağıdır. Bireylerin coğrafik ve demografik envanteri olan nüfus sayımları, en küçük yerleşim birimi hakkında bilgi sağlayan tek veri kaynağı olma özelliği ile kayıt sisteminin henüz gelişmekte olduğu ülkemizde ön plandaki yerini korumaktadır.

DİE tarafından uygulaması gerçekleştirilen Genel Nüfus Sayımlarının;

**Amacı:** Nüfus sayımı uygulama tarihinde, sınırlarımız içinde bulunan nüfusun büyüklüğünü, idari bölünüşe göre dağılımını ve başlıca demografik, sosyal ve ekonomik niteliklerini tam ve doğru olarak tespit edebilmektir.

**Kapsamı:** Sayım günü ülkemizde bulunan hanehalklarındaki tüm kişiler, hanehalkı teşkil etmeyen yurtlar, askeri birlikler, cezaevleri, hastaneler, oteller vb yerlerdeki kişiler ve göçer nüfus sayılarak sınırlarımız içinde bulunan nüfus tam olarak kapsamıştır. Bu bağlamda ülkemizde ikamet eden ancak sayım günü yurtdışında bulunan kişiler sayım dışı kalmış, sayım günü sınırlarımız içinde bulunan ancak yurtdışında ikamet eden kişiler de sayıma dahil edilmiştir. Yani temel yaklaşım de-facto nüfustur.

**Yöntem:** Daha önceki sayımlarda olduğu 2000 Genel Nüfus Sayımı da bir gün içinde sokağa çıkma yasağı uygulanarak gerçekleştirilmiş, sayım memurları tarafından hanehalkı olan ve olmayan tüm birimler tek tek ziyaret edilerek, ilgili kişiler ile yüz yüze görüşmek koşulu ile anket formu doldurulmuştur.

**Birim:** Sayımın birimi kişidir. Sayımda bilgiler her kişiden ayrı ayrı derlenmiş ve kişilere ulaşmada da iki ayrı çerçeve kullanılmıştır. Bunlar kurumsal nüfus kapsamında değerlendirilen birimler ile kurumsal olmayan nüfus kısmındaki yerlerdir.

**Uygulama Tarihi:** 14. Genel Nüfus Sayımı 22 Ekim 2000 tarihinde uygulanmıştır.

İlçelerin gelişmişlik indeksi için de 1996 yılında DPT tarafından gerçekleştirilmiş olan "İllerin Sosyo-Ekonomik Gelişmişlik Sıralaması" araştırma sonuçları kullanılmıştır. DPT tarafından yapılan bu çalışmada çok sayıda değişken kullanılarak, illerin gelişmişlik sıralamalarının yapıldığı benzer çalışmalarda önceleri indeksleme ve taksonomi gibi yöntemler kullanılmıştır. İllerin sosyo-ekonomik gelişmişlik seviyelerinin, kullanılan tüm değişkenlere etki eden ve birlikte değişimlerini sağlayan "genel nedensel faktör" olduğu kabul edilerek, genel nedensellik faktörü olarak ilçelerin sosyo-ekonomik gelişmişlikleri alınmıştır. Çalışmada ülke genelinde 76 ilin sosyo-ekonomik gelişmişlik seviyelerini yansıttığı varsayılan ve gelişmişliğin neden ve/veya sonucu olarak ortaya çıkan 100'e yakın gösterge temin edilmiş ancak tutarlık ve güvenilirlik açısından yapılan değerlendirmeler sonrasında bu değişkenlerden 58 göstergenin kullanılabilir olduğuna karar verilmiştir. Ele alınan bu değişkenler demografik, istihdam, eğitim, sağlık, altyapı, diğer refah, ekonomik ana başlıklı göstergeler olarak kategorize edilmiştir. Yapılan bu çalışmada ilçelerin sosyo ekonomik gelişmişlik indeks çalışması amacı ile de 32 değişken kullanılmıştır. Çalışmada ilçelerin gelişmişlik seviyelerinin tespitine esas teşkil eden sosyal ve ekonomik değişkenler incelendiğinde *Ankara, İstanbul ve İzmir illerinin Büyükşehir kapsamındaki ilçelerinin* oldukça gelişmiş seviyede olması nedeniyle, ilçelerin aşırı uç değerlere sahip oldukları gözlenmiş ve yöntem açısından genel sıralama sonuçları üzerindeki olumsuz etkileri dikkate alınarak, adı geçen illerin büyükşehir kapsamındaki ilçeleri kapsam dışı bırakılmıştır. Bu bağlamda *Ankara ilinde Büyükşehir kapsamında 8 ilçe; İzmir ilinde 9 ilçe ve İstanbul ilinde de 27 ilçe olmak üzere toplam 44 ilçe kapsam dışı* tutulmuştur.

Bu makalede ilçelerin nüfus yoğunluk oranları ve gelişmişlik indeks rakamları esas alınarak, kümeleme analizi yapılmış, her iki değişkene göre ilçeler için elde edilen kümeleme sonuçlarının ne oranda örtüştüğü tespit edilmiştir.

### 3. ÇALIŞMADAN ELDE EDİLEN BULGULAR

Çalışmada, 2000 Genel Nüfus Sayımı ilçe bazındaki sonuçları kullanılarak Coğrafi Bilgi Sistemleri (CBS) yaklaşımı ile Türkiye haritası oluşturulmuştur. CBS kısaca; bilgilerin bir yer ile ilişkilendirilmesidir (Martin, 1998). İlişkilendirmede, haritalar kullanılmaktadır. Bu haritalar, alanın belirli bir ölçeğe göre küçültülmesiyle oluşturulmaktadır. Ölçek, harita ile arazi arasındaki matematiksel ilişki olup, harita üzerinde iki nokta arasındaki mesafenin, yeryüzündeki gerçek mesafelere olan oranıdır. Bu ifade matematiksel eşitlik olarak;



$$\text{Ölçek} = \text{Haritadaki Uzunluk} / \text{Arazideki Uzunluk}$$

biçiminde ifade edilebilir. CBS, en geniş tanımıyla, verilerin belirli bir sisteme göre toplanıp işlenmesi, kullanılır hale dönüştürülmesi, transferi ve görüntülenmesi işlevlerinin yerine getirilmesi için mevcut tüm araç ve teknolojilerin kullanılarak, analizlerin yapılması işidir (Yomralıoğlu, 2000).

Bu çalışmada, CBS'nin en önemli fonksiyonlarından biri olan görüntüleme özelliği analizlerin ve çalışmaların sonucunu göstermek için kullanılmıştır. Bilgilerin ilişkilendirildiği haritalar 1/1 000 000 ölçekli 3 grup haritadan oluşmaktadır. Bu haritalar il, ilçe ve göl haritalarıdır. Haritaların koordinat sistemi Lambert Konformal Konik'tir (ESRI, 1991). Bir yerin koordinat sistemi, o yerin dünya üzerindeki konumunu belirleyen paralel ve meridyenlere göre olan konumudur (UN, 2000).

Çalışmada gerek ilçe nüfus yoğunluklarının hesabında gerekse ilçelerin gelişmişlik indekslerinin kullanımında yukarıda sözü edildiği gibi ilçe kapsamı DPT çalışması ile büyük oranda örtüştürülmeye çalışılmıştır. Bu amaçla 2000 GNS sayımı sonuçlarında var olmasına ve hesaplanmasına karşın, *Ankara, İzmir ve İstanbul illerinin büyükşehir kapsamındaki ilçeleri dikkate alınmamış, bu amaçla 44 ilçe kapsam dışı tutulmuştur.* Ancak DPT çalışmasında il olarak dikkate alınmayan (1993 idari yapısında ilçe olan) *Karabük, Kilis, Yalova, Osmaniye illeri bu çalışmada, il olarak değerlendirilmiştir.* Adı geçen iller içinde ilçe gelişmişlik indeks rakamı için, bu illerin daha önce ilçe olarak bağlı olduğu illerin nüfus yoğunluğu yaklaşımı esas alınarak, ağırlık alan il bazlı indeks rakamları, yeni ilin tüm ilçeleri için aynen kullanılmıştır.

### 3.1 İlçe Nüfus Yoğunluk Oranları ve Gelişmişlik İndekslerine Göre Oluşturulan Sınıflar Detayında Türkiye Haritaları

2000 Genel Nüfus Sayımı ilçe bazında nüfus verilerine göre; ilçe nüfus yoğunlukları hesaplanmış ve kümeleme analizleri öncesinde ilçe nüfus yoğunluk oranlarına göre veriler sınıflandırılarak sıklık dağılımları elde edilmiştir. Bu amaçla 874 ilçe için nüfus yoğunluk rakamları esaslı optimum sınıf oluşturma yaklaşımından hareketle, 15 sınıf detayında coğrafi bölge düzeyinde yer alan ilçe frekansları Tablo 1'de verilmiştir.

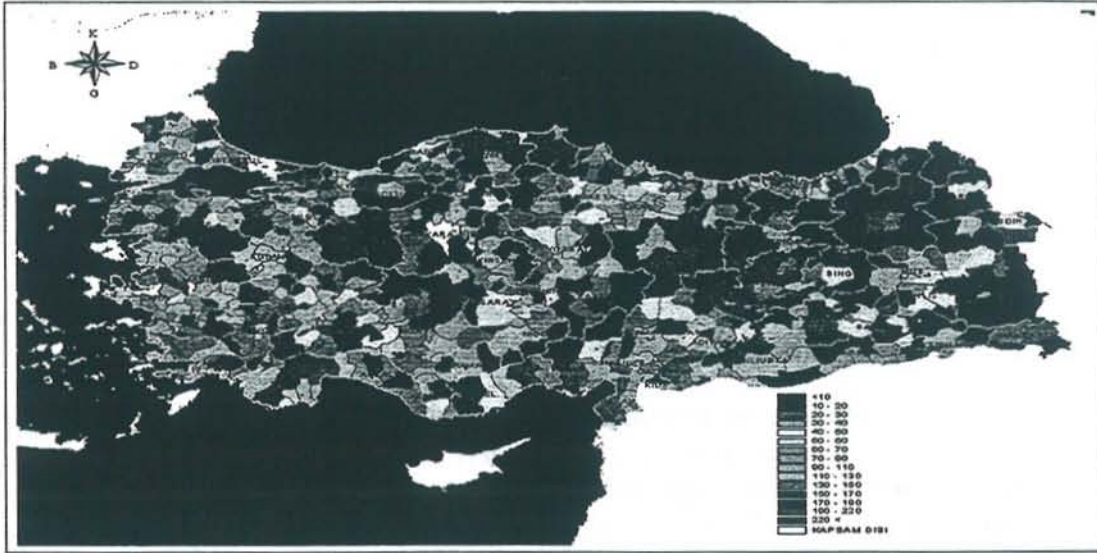
**Tablo 1.** İlçe nüfus yoğunlukları sınıflamasına göre ilçelerin coğrafi bölge düzeyinde dağılımı

Coğrafi Bölgeler	Sınıflar														Top.														
	<10	10-20	21-30	31-40	41-50	51-60	61-70	71-80	81-90	91-100	101-110	111-120	121-130	131-140		141-150	151-160	161-170	171-180	181-190	191-200	201-210	211-220	221-230	231-240	241-250	251-260	261-270	271-280
Marmara Böl.	14	19	14	13	7	5	3	2	8	3	4	3	1	3	12	111													
Ege Böl.	6	22	22	20	6	9	12	8	3	6	2	2	2	2	4	126													
Akdeniz Böl.	8	15	8	3	9	4	6	3	3	2	3	0	1	1	7	73													
İç Anadolu Böl.	31	46	30	28	10	5	5	7	4	2	0	2	4	0	2	176													
Karadeniz Böl.	33	39	20	13	9	10	8	10	9	8	5	0	0	2	22	188													
Doğu Anadolu Böl.	52	30	13	8	8	3	1	3	2	0	1	1	0	0	2	124													
G. Doğu Anadolu Böl.	11	22	9	5	7	5	1	5	2	3	1	0	0	0	5	76													
Toplam	155	193	116	90	56	41	36	38	31	24	16	8	8	8	54	874													



Tablodan da görüldüğü gibi, Marmara, Ege ve Akdeniz Bölgelerinde ilçe nüfus yoğunluğuna göre oluşturulan 15 sınıfta, ilçelerin önemli bir bölümü nüfus yoğunluk sınıflarından 10-20 ve 20-30 sınıflarında iken, İç Anadolu, Karadeniz, Doğu ve Güneydoğu Anadolu Bölgelerinde ilçelerin yoğunlaştığı sınıflar ise nüfus yoğunluğunun 10'dan az ve 10-20 arası olduğu sınıflardır. Bu sonuçlar göstermektedir ki Marmara, Ege ve Akdeniz Bölgelerindeki ilçelerin önemli bölümünde nüfus yoğunluğu 10-20 kişi iken, geri kalan bölgelerde ise ilçelerin büyük kısmında nüfus yoğunluğu 10'dan azdır. Türkiye geneline bakıldığında toplam 874 ilçenin nüfus yoğunluk sınıflamasına göre sırası ile %18'i 10'dan az, %22'si 10-20 ve %13'ü 20-30 sınıflarında yer alırken, son sıralarda %1 oranı ile ilçelerin nüfus yoğunluğu 150-220 arası sınıflardadır. Bu sınıflama sonucuna göre ilçelerin yarısından fazlasının nüfus yoğunluğunun 30'un altında olduğu söylenebilir. İlçelerin sadece %6'da da Km<sup>2</sup>'ye düşen nüfus 220'nin üzerindedir.

2000 Genel Nüfus Sayımı sonuçlarından hesaplanan ilçe nüfus yoğunluk sınıflamasına göre Türkiye ilçe nüfus yoğunluk haritası Şekil 1'de verildiği gibidir:



Şekil 1. İlçelerin nüfus yoğunluk sınıflamasına göre ilçe nüfus yoğunluk haritası

Yine kullanılan veri kaynağı bölümünde açıklandığı üzere, DPT tarafından ilçelerin sosyo ekonomik gelişmişlik indeksi verilerine göre de aynı yaklaşımla optimal sınıflama oluşturulmuş ve kullanılan 7 sınıfa göre ilçelerin dağılımı elde edilmiştir. Tablo 2'de ilçelerin gelişmişlik indeks rakamlarına göre oluşturulan sınıflama esaslı coğrafi bölge düzeyinde ilçelerin dağılımları verilmiştir.

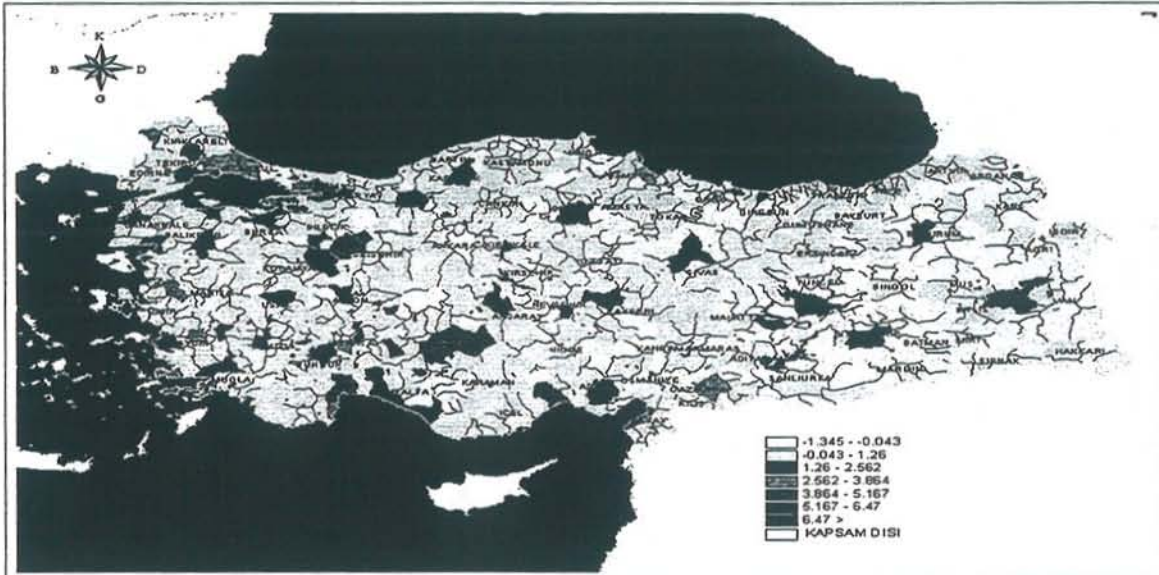
Tablodan görüldüğü gibi Marmara, Ege, Akdeniz İç Anadolu ve Karadeniz Bölgelerindeki ilçelerin çoğunluğu gelişmişlik indeksi rakamlarına göre oluşturulan sınıflamada -0,042-1,260 aralığında yer alırken; Doğu ve Güneydoğu Anadolu Bölgelerindeki ilçelerin büyük bölümü ise ilk sınıfta yer almaktadır. Yani Doğu ve Güneydoğu Anadolu Bölgelerindeki ilçelerin önemli bir kısmı gelişmişlik açısından, diğer bölgelere göre daha az gelişmiş kategorisinde yer almaktadır. İlçe gelişmişlik indeksi açısından en yüksek düzey olarak sınıflamada yer alan 6,4 indeks rakamının



üzerindeki gelişmişlik indeksine sahip olan ilçelerin %60'ı Marmara, %40'ı ise Akdeniz bölgelerindeki ilçeler olup, diğer bölgelerde bu gelişmişlik indeksine sahip ilçe yer almamaktadır. İlçelerin gelişmişlik indeksine göre oluşturulan sınıflamaya göre Türkiye ilçe gelişmişlik indeks harita Şekil 2'de verilmiştir.

**Tablo 2.** İlçelerin gelişmişlik indeks rakamları sınıflamasına göre ilçelerin coğrafi bölge detayında dağılımı

Coğrafi Bölgeler	Sınıflar							Toplam
	-1,345 -0,042	-0,043 1,26	1,27 2,562	2,563 3,864	3,865 5,167	5,168 6,469	6,469>	
Marmara Bölgesi	15	60	25	7	1	0	3	111
Ege Bölgesi	16	89	13	7	1	0	0	126
Akdeniz Bölgesi	16	45	7	2	1	0	2	73
İç Anadolu Bölgesi	62	102	6	5	1	0	0	176
Karadeniz Bölgesi	72	103	11	2	0	0	0	188
Doğu Anadolu Bölgesi	97	24	3	0	0	0	0	124
G. Doğu Anadolu Bölgesi	58	15	1	2	0	0	0	76
<b>Toplam</b>	<b>336</b>	<b>438</b>	<b>66</b>	<b>25</b>	<b>4</b>	<b>0</b>	<b>5</b>	<b>874</b>



**Şekil 2.** İlçelerin gelişmişlik indeksi sınıflamasına göre ilçe gelişmişlik indeks haritası

### 3.2 İlçelerin Nüfus Yoğunluk ve Gelişmişlik İndekslerine Göre Oluşturulan Kümeleme Analizi Sonuçlarına göre Türkiye Haritaları

3.1 bölümünde verildiği gibi bu bölümde de ilçelerin nüfus yoğunluk oranları ve ilçelerin gelişmişlik indeks rakamları esas alınarak, ilçeler kümeleme analizine tabii tutulmuştur. Kümeleme analizinde K-Ortalamalı Kümeleme Analizi yöntemi uygulanmış ve eldeki 874 ilçe düzeyindeki değerlerin tümü birer gözlem olarak kabul edilmiş ve optimum küme sayısının 21, 22, 23, 20 ve 19 olduğu durumlar için denemeler yapılmış ve en iyi sonuç küme sayısının 21 olduğu durumda elde edilmiştir. İlçelerin, ilçe nüfus yoğunluk oranı ve ilçe gelişmişlik indeksine göre nasıl bir kümeleme yapısına sahip olduğunu tespit amaçlı ilçelerin tümü birer gözlem olarak ele alınmış ve optimal sonuç, literatürde önerildiği gibi;

$$\sqrt{\frac{n}{2}} = \text{optimum küme sayısı,}$$

yaklaşımı ile daha öncede belirtildiği gibi küme sayısının "21" olduğu alternatiften elde edilmiştir. Bulunan optimum küme sayısı her iki göstergeye göre yapılan kümeleme analizinde aynen kullanılmıştır. Optimal küme sayısına karar verme aşamasında da diskriminant analizi yapılmıştır.

Nüfus yoğunluğu ve ilçe gelişmişlik indeksine göre yapılan kümeleme analizi sonrasında coğrafi bölgelere göre ilçe sayılarının dağılımı, Tablo 3 serisinde verildiği biçimde elde edilmiştir.

**Tablo 3.1** İlçelerin nüfus yoğunluğuna göre yapılan kümeleme analizi sonrası ilçelerin dağılımı

Coğrafi Bölgeler	Kümeleme																					Toplam
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	
Marmara Böl.	1	0	37	9	0	1	1	1	2	0	37	11	1	3	1	0	4	0	1	0	1	111
Ege Böl.	0	0	37	8	0	0	1	0	0	0	56	15	2	3	0	0	4	0	0	0	0	126
Akdeniz Böl.	0	2	26	5	0	0	0	0	2	1	26	7	1	2	0	0	1	0	0	0	0	73
İç Anadolu Böl.	0	0	90	3	0	0	0	0	0	0	63	13	0	0	0	0	5	0	0	1	1	176
Karadeniz Böl.	1	2	79	13	1	0	0	0	3	0	49	23	5	8	0	1	0	1	2	0	0	188
Doğu Anadolu Böl.	0	0	89	1	0	0	1	0	0	0	26	5	1	0	0	0	1	0	0	0	0	124
G. Doğu Anadolu Böl.	0	1	38	4	0	0	0	0	1	0	21	8	2	0	0	0	0	0	1	0	0	76
Toplam	2	5	396	43	1	1	3	1	8	1	278	82	12	16	1	1	15	1	4	1	2	874



**Tablo 3.2** İlçelerin gelişmişlik indeksine göre yapılan kümeleme analizi sonrası ilçelerin dağılımı

Coğrafi Bölgeler	Kümeler																					Toplam
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	
Marmara Bölgesi	10	11	0	1	13	16	0	10	6	0	4	0	5	0	4	15	0	3	7	6	0	111
Ege Bölgesi	17	11	0	0	17	30	3	1	1	0	2	1	4	1	3	14	3	0	10	8	0	126
Akdeniz Bölgesi	8	2	0	1	9	16	0	2	0	2	0	1	2	0	2	11	5	0	9	3	0	73
İç Anadolu Bölgesi	13	8	3	1	43	27	0	0	0	0	0	0	1	5	3	43	18	0	5	6	0	176
Karadeniz Bölgesi	17	5	4	0	44	20	1	0	1	0	1	0	3	0	4	44	28	0	10	6	0	188
Doğu Anadolu Böl.	1	1	27	0	11	8	0	0	0	0	0	0	1	0	2	27	36	0	2	0	8	124
G. Doğu Anadolu Böl.	4	1	20	0	4	3	2	0	0	0	0	0	1	0	0	14	18	0	3	0	6	76
<b>Toplam</b>	<b>70</b>	<b>39</b>	<b>54</b>	<b>3</b>	<b>141</b>	<b>120</b>	<b>6</b>	<b>13</b>	<b>8</b>	<b>2</b>	<b>7</b>	<b>2</b>	<b>17</b>	<b>6</b>	<b>18</b>	<b>168</b>	<b>108</b>	<b>3</b>	<b>46</b>	<b>29</b>	<b>14</b>	<b>874</b>

İlçelerin Nüfus Yoğunluk rakamları esas alınarak yapılan kümeleme analizi sonrasında, ilçelerin yığılım gösterdiği kümede yer alan toplam 396 ilçenin %26'sı Doğu Anadolu ve İç Anadolu bölgesindedir. İlçe nüfus yoğunluk oranına göre yapılan kümeleme analizinde yığılımın yüksek olduğu ikinci sıradaki kümede de toplam olarak 278 ilçe yer almakta olup, bunlardan %23'ü İç Anadolu bölgesinde, %20'si Ege bölgesindedir. İlçe nüfus yoğunluğuna göre kümeleme analizinde dikkati çeken konu özellikle Karadeniz bölgesindeki ilçelerin diğer bölge ilçelerinden bağımsız olarak tek başlarına küme oluşturduğu durumdur. Örneğin 5, 16 ve 18 nolu kümelerde yer alan ilçelerin tamamı Karadeniz bölgesindedir. Benzer durum 6, 8 ve 15 nolu kümelerde Marmara bölgesi için söz konusudur.

Nüfus yoğunluğuna göre yapılan kümeleme analizinde Marmara bölgesinde yer alan ilçelerin büyük çoğunluğu Ege ve Akdeniz bölgelerindeki ilçeler ile aynı kümede yer almaktadır. Yani Ege ve Akdeniz bölgelerindeki ilçelerin büyük bölümü de nüfus yoğunluğu bakımından Marmara bölgesi ile benzer yapıdadır. Buna karşılık İç Anadolu, Karadeniz, Doğu Anadolu ve Güneydoğu Anadolu bölgelerindeki ilçelerin önemli bir bölümü de aynı kümede yer almaktadır.

İlçelerin gelişmişlik indeksine göre yapılan kümeleme analizinde ise; en fazla yığılım olan kümede toplam olarak 168 ilçe yer almaktadır. Bu ilçelerin %26'sı İç Anadolu ve Karadeniz ve %16'sı Doğu Anadolu bölgesindedir. Yığılım açısından ikinci sırada gelen kümede yer alan 141 ilçenin %30'u İç Anadolu, %31'i Karadeniz bölgesindedir.

Gelişmişlik indeksine göre yapılan kümeleme analizinde de Marmara, Akdeniz, Ege ve İç Anadolu bölgelerindeki ilçelerin önemli bir bölümü aynı kümede yer almakta iken, Karadeniz, Doğu ve Güneydoğu Anadolu bölgelerindeki ilçelerin önemli bir bölümü aynı kümededir.

Nüfus yoğunluğuna ve ilçelerin gelişmişlik indeksine göre yapılan kümeleme analizinin her ikisinde de Marmara, Ege ve Akdeniz bölgelerindeki ilçelerin önemli bir bölümü aynı kümelerde ve İç Anadolu, Karadeniz, Doğu ve Güneydoğu Anadolu



bölgelerindeki ilçelerin büyük bölümü aynı kümelerde yer almıştır. Ancak aynı kümelerde yer alan ilçe oranlarında her iki değişkene göre önemli farklılıklarda bulunmaktadır.

Ayrıca ilçelerin nüfus yoğunluk oranları ve gelişmişlik indeks rakamları kullanılarak yapılan kümeleme analizleri arasında; kümelerde yer alan ilçe oranları arasında fark olup olmadığı test edildiğinde; *0,05 yanılma düzeyinde coğrafi bölgelere göre yapılan kümeleme analizi sonrasında kümelerde yer alan ilçe oranları arasında fark olduğu ve oluşturulan kümelerde yer alan ilçe oranları arasında da anlamlı bir fark olduğu sonucuna ulaşılmıştır.* Ayrıca her iki değişkene göre ilçelerin yer aldığı kümelerin farklarına yönelik olarak da istatistiksel açıdan fark olup olmadığına bakıldığında; *eşleşmeyen ilçe oranları açısından hem coğrafi bölgelere göre hem de oluşturulan kümelere göre anlamlı bir fark olduğu sonuçları elde edilmiştir.* Yapılan istatistiksel analiz sonuçları da Tablo 4'de verilmiştir.

**Tablo 4.** İki değişkene göre yapılan kümeleme analizi sonrası fark testi sonuçları

Düzyey	Kaynak	F <sub>H</sub>	F <sub>T</sub>	Sonuç
İlçe nüfus yoğunluk oranına göre	Bölgeler arası fark kontrolü	3,9863	2,1356	a
	Kümeler arası fark kontrolü	19,0389	1,4389	a
İlçe gelişmişlik indeks rakamına göre	Bölgeler arası fark kontrolü	2,0913	2,0750	a
	Kümeler arası fark kontrolü	8,1288	1,6587	a
Her iki değişkene göre kümeleme analizi farkına göre	Bölgeler arası fark kontrolü	3,2174	2,1837	a
	Kümeler arası fark kontrolü	6,9572	1,7001	a

**a:** 0,05 yanılma düzeyinde kümeler/ coğrafi bölgeler arasında ilçe oranları bakımından fark vardır.

Her iki değişkene göre yapılan kümeleme analizine göre oluşturulan Türkiye haritalarında Şekil 3 ve 4'de verilmiştir.



**Şekil 3.** İlçelerin nüfus yoğunluk rakamlarına göre kümeleme analizi sonrası Türkiye haritası





Şekil 4. İlçelerin gelişmişlik indeksi rakamlarına göre kümeleme analizi sonrası Türkiye haritası

#### 4. İki Değişkene Göre Oluşturulan Sınıflama ve Kümeleme Analizi Sonuçlarının Karşılaştırılması

Yapılan bu çalışmada öncelikli olarak var olan veriler ışığında ilçelerin 2000 Genel Nüfus Sayımı sonuçlarına göre oluşturulan 15 sınıf ve ilçe gelişmişlik indeksi rakamına göre oluşturulan 7 sınıf için ilçelerin coğrafi bölge düzeyinde sayısal dağılımları elde edilerek, Türkiye haritaları CBS yardımı ile çizilmiştir. İlçe nüfus yoğunluk oranı ve ilçe gelişmişlik indeksine göre oluşturulan sınıflama düzeyinde bir karşılaştırma yapıldığında, nüfus yoğunluğuna göre oluşturulan 15 sınıf, sınıf sayısı 7 olarak revize edildiğinde coğrafi bölge düzeyinde ilçelerin sayısal dağılımı Tablo 5'de verildiği biçimdedir:

**Tablo 5.** İlçelerin gelişmişlik indeksi ve nüfus yoğunluğuna göre eşit sayıda sınıflama bazlı ilçelerin coğrafi bölge detayında dağılımı

Coğrafi Bölgeler	Düzye	Sınıflar							Toplam
		1	2	3	4	5	6	7	
Marmara Böl.	Gelişmişlik indeksi	15	60	25	7	1	0	3	111
	Nüfus yoğunluğu	14	58	16	7	1	3	12	
	Fark	1	2	9	0	0	-3	-9	
Ege Böl.	Gelişmişlik indeksi	16	89	13	7	1	0	0	126
	Nüfus yoğunluğu	6	79	29	4	2	4	126	
	Fark	10	10	-16	3	-1	-2	-4	
Akdeniz Böl.	Gelişmişlik indeksi	16	45	7	2	1	0	2	73
	Nüfus yoğunluğu	8	39	14	3	1	1	7	
	Fark	8	6	-7	-1	0	-1	-5	
İç Anadolu Böl.	Gelişmişlik İndeksi	62	102	6	5	1	0	0	176
	Nüfus Yoğunluğu	31	119	18	2	4	0	2	
	Fark	31	-17	-12	3	-3	0	-2	
Karadeniz Böl.	Gelişmişlik İndeksi	72	103	11	2	0	0	0	188
	Nüfus Yoğunluğu	33	91	35	5	0	2	22	
	Fark	39	12	-24	-3	0	-2	-22	
Doğu Anadolu Böl.	Gelişmişlik İndeksi	97	24	3	0	0	0	0	124
	Nüfus Yoğunluğu	52	62	6	2	0	0	2	
	Fark	45	-38	-3	-2	0	0	-2	
Güneydoğu Anadolu Böl.	Gelişmişlik İndeksi	58	15	1	2	0	0	0	76
	Nüfus Yoğunluğu	11	48	11	1	0	0	5	
	Fark	47	-33	-10	1	0	0	-5	
Toplam	Gelişmişlik İndeksi	336	438	66	25	4	0	5	874
	Nüfus Yoğunluğu	155	496	129	24	8	8	54	
	Fark	181	-58	-63	1	-4	-8	-49	

Not: Gelişmişlik indeksi sınıflaması aynen kullanılmış olup, nüfus yoğunluk sınıfları ise <10; 10-60; 61-130; 131-170; 171-190; 191-220 ve >220 olarak revize edilmiştir.

Genel olarak ilçe gelişmişlik indeksi için oluşturulan sınıflama ile nüfus yoğunluğu için revize edilen sınıfa göre Marmara bölgesindeki ilçeler arasındaki fark diğer bölgelere göre minimum düzeyde iken; ilk üç sınıfta İç Anadolu, Karadeniz, Doğu ve Güneydoğu Anadolu bölgelerindeki ilçe sayılarında anlamlı farklar ortaya çıkmaktadır. Revize edilen nüfus yoğunluk sınıfı 171-190 olan sınıfta Marmara, Akdeniz, Karadeniz, Doğu ve Güneydoğu Anadolu bölgelerindeki ilçeler gelişmişlik indeks aralığı 3.8-5,2 sınıfı ile çakışmaktadır. Karadeniz bölgesinde nüfus yoğunluğu 220'nin üzerinde olan 22 ilçe ise ilçe gelişmişlik indeks rakamı açısından daha alt sınıflarda yer aldığı için fark bu denli büyük görülmektedir.

Nüfus yoğunluk ve ilçe gelişmişlik indeksine göre yapılan kümeleme analizinde coğrafi bölge düzeyinde ilçelerin sayısal dağılımları açısından her iki kümelemeye göre yığılım büyüklüğü yönünden yapılan sıralama esas alınarak farklara bakıldığında Tablo 6'daki sonuçlar ile karşılaşılmaktadır.

Nüfus yoğunluğuna ve ilçe gelişmişlik indeksine göre yapılan kümeleme analizlerinde, yığılım büyüklüğü esas alınarak büyükten küçüğe doğru yapılan sıralama sonrasında iki kümeleme analizi sonucuna göre ilçe sayılarındaki farkın coğrafi bölge düzeyinde dağılımı toplamda fark göstermezken, küme içi değişimde önemli farklar gözlenmektedir. Her iki değişkene göre ilçe yayılımının maksimum olduğu kümelerde ilçe sayısı farkına bakıldığında; sayı Marmara bölgesinde 7, Ege bölgesinde 14, Akdeniz bölgesinde 6, İç Anadolu bölgesinde 13, Karadeniz bölgesinde 9, Doğu Anadolu bölgesinde 1 ve Güneydoğu Anadolu bölgesinde ise 4'dür. Kümeler itibarı ile ilçe sayısı farklarına bakıldığında en büyük değişim iki kümede görülmektedir.

Her iki değişkene göre yapılan kümeleme analizinde, coğrafi bölgelere göre yer alan ilçe sayıları arasındaki fark oranına yönelik olarak da 0,05 yanılma düzeyinde coğrafi bölgeler ve kümeler arasında fark olduğu sonucuna ulaşılmıştır. (Tablo 4)

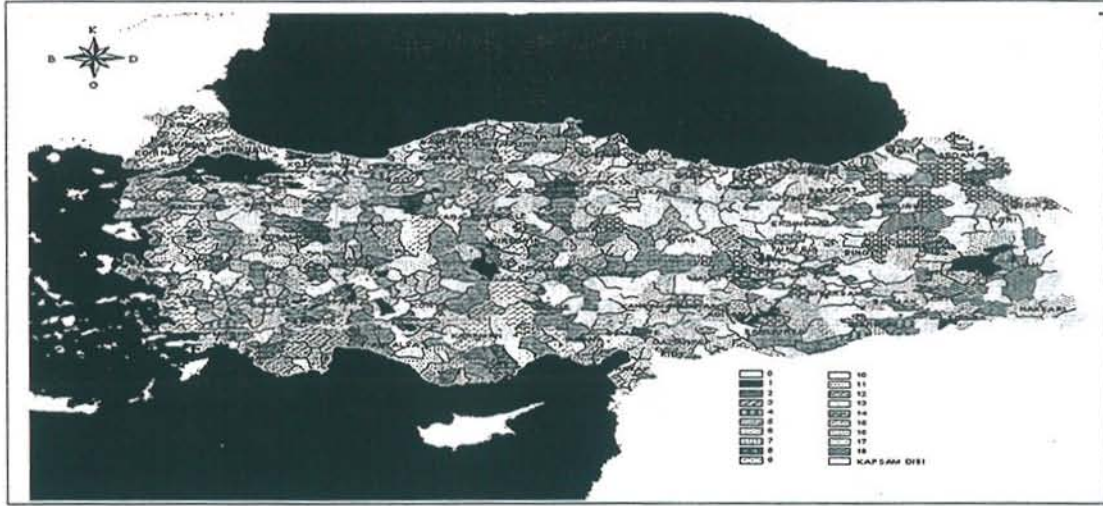


**Tablo 6.** Her iki değişkene göre yapılan kümeleme analizine göre coğrafi bölge düzeyinde yer alan ilçe sayıları arası farklar

Büyükluğe Sıralı Kümeler	Coğrafi Bölgeler							Toplam
	Marmara	Ege	Akdeniz	İç Anadolu	Karadeniz	Doğu Anadolu	Güneydoğu Anadolu	
396;1;168	7	14	6	13	9	1	4	54
278;2;141	9	11	0	8	2	1	0	31
82;3;120	-4	-4	-1	-2	4	26	20	39
43;4;108	1	0	1	1	-1	0	0	2
16;5;70	-24	-39	-17	-20	-5	-15	-17	-137
15;6;54	5	15	9	14	-3	3	-5	38
12;7;46	0	3	-1	0	1	0	2	5
8;8;39	9	1	2	-1	0	0	0	11
5;9;29	6	1	0	0	0	0	0	7
4;10;18	0	0	2	-1	0	0	0	1
3;11;17	3	2	0	0	1	0	0	6
2;12;14	0	1	1	-1	0	0	0	1
2;13;13	4	3	2	1	3	0	1	14
1;14;8	-1	1	0	5	0	0	0	5
1;15;7	3	3	2	3	2	2	-1	14
1;16;6	-22	-23	-15	-47	-35	-62	-24	-228
1;17;6	-9	-5	0	15	15	35	14	65
1;18;3	3	0	0	0	-1	0	0	2
1;19;3	6	8	8	5	5	1	1	34
1;20;2	6	8	1	6	4	0	-1	24
1;21;2	-1	0	0	0	-1	8	6	12
<b>Toplam</b>	<b>1</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>-1</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>

**Açıklama:** Büyükluğe sıralı kümeler dikecinde verilen ilk rakam ilçe nüfus yoğunluğuna göre yapılan kümeleme analizinde aynı kümede yer alan ilçe sayısını; üçüncü rakam ilçe gelişmişlik indeksine göre yapılan kümeleme analizinde aynı kümede yer alan ilçe sayısını ve ikinci rakam da küme büyüklük sırasını göstermektedir.

Her iki değişkene göre yapılan kümeleme analizi sonrası kümelerde yer alan ilçe sayıları arası farka yönelik olarak oluşturulan Türkiye haritası da Şekil 5'de verilmiştir.



Şekil 5. İlçelerin gelişmişlik indeksi ve nüfus yoğunluğuna göre kümeleme analizinde; kümelerde yer alan ilçe sayıları arası farka ait Türkiye haritası.

Her iki değişkene göre yapılan kümeleme analizinde; gelişmişlik indeksine göre kümelemede 16 nolu kümeye karşılık, nüfus yoğunluğunda 3 nolu küme denk gelmektedir ve ilçelerin coğrafi bölgelere göre dağılımı Tablo 7'de verilmiştir. Yine gelişmişlik indeksine göre kümelemede 6 nolu kümeye karşılık nüfus yoğunluğunda 11 nolu küme denk gelmekte olup, ilçelerin coğrafi bölgelere göre dağılımı Tablo 7'de verilmiştir. Tablo 7'den görüldüğü gibi 16 ve 3 nolu kümelerde çakışan ilçelerin %25'i Ege Bölgesinden, %17'si Marmara bölgesinden, %15'i de Karadeniz bölgesinden gelmektedir. 6 ve 11 nolu kümelerde çakışan ilçelerin ise %27'si Karadeniz, %21'i Doğu Anadolu, %19'u da Ege Bölgesinden gelmektedir.

Tablo 7. Her iki değişkene göre çakışan kümelerde yer alan ilçelerin coğrafi bölgelere göre dağılımı

Coğrafi Bölgeler	16 ve 3 Nolu kümeler		6 ve 11 Nolu kümeler	
	Mutlak değer	%	Mutlak değer	%
Marmara Bölgesi	17	16,83	5	9,62
Ege Bölges	25	24,75	10	19,23
Akdeniz Bölges	11	10,89	1	1,92
İç Anadolu Bölges	15	14,85	5	9,62
Karadeniz Bölges	14	13,86	14	26,92
Doğu Anadolu Bölges	14	13,86	11	21,15
Güneydoğu Anadolu Böl.	5	4,95	6	11,54
Toplam	101	100,00	52	100,00

Tablo 8'de 16 ve 3 nolu kümelerde eşleşen ilçelerin illere göre özet dökümü verilmiştir.



Tablo 8. 16 ve 3 nolu kümelerde eşleşen ilçelerin; illere göre özet dökümü

Sıra No	İl Adı	İlçe Sayısı	İlçeler
1	Adana	4	Aladağ, Feke, Saimbeyli, Tufanbeyli
2	Afyon	1	Kızılören
3	Ağrı	1	Doğubeyazıt
4	Amasya	1	Göynücek
5	Antalya	1	Gündoğmuş
6	Ardahan	1	Ardahan Merkez
7	Artvin	2	Şavşat, Yusufeli
8	Aydın	1	Karpuzlu
9	Balıkesir	4	Balya, Dursunbey, İvrindi, Kepsut
10	Bayburt	1	Aydıntepe
11	Bilecik	2	B. Yenipazar, İnhisar
12	Bingöl	1	Kığı
13	Bolu	3	Çilimli, Dörtdivan, Gölyaka
14	Bursa	2	Büyükorhan, Keles
15	Çankırı	2	Korgun, Yapraklı
16	Çorum	4	Bayat, Dodurga, Kargı, Oğuzlar
17	Denizli	2	Beyağaç, Çameli
18	Edirne	2	Lalapaşa, Meriç
19	Elazığ	2	Maden, Sivrice
20	Erzincan	5	Çayırılı, Ilıç, Kemah, Otlukbeli, Refahiye
21	Erzurum	3	Ilıca, Pasinler, Pazaryolu
22	Eskişehir	3	Günyüzü, Han, Mihalıççık
23	Gaziantep	2	Araban, Oğuzeli
24	Gümüşhane	2	Sıran, Torul
25	İzmir	1	Kiraz
26	Kahramanmaraş	1	Andırın
27	Karaman	3	Ayrancı, Başyayla, Kazımkarabekir
28	Kars	1	Sarıkamış
29	Kastamonu	5	Ağlı, Cide, Küre, Şenpazar, Seydiler
30	Kayseri	3	Akkışla, Sarız, Tomarza
31	Kırkkale	2	Çelebi, Sulakyurt
32	Kırşehir	2	Akpınar, Boztepe
33	Konya	4	Altınekin, Emirgazi, Tuzlukçu, Yunak
34	Kütahya	2	Altıntaş, Domaniç
35	Malatya	1	Akçadağ
36	Manisa	2	M. Köprübaşı, Selendi
37	Niğde	1	Çamardı
38	Ordu	2	Karadüz, Mesudiye
39	Sakarya	1	Kaynarca
40	Samsun	3	Alaçam, Kavak, Ladik
41	Şanlıurfa	1	Bozova
42	Sinop	1	Erfelek
43	Sivas	7	Akıncılar, Hafik, İmranlı, Kangal, Koyulhisar, Yıldızeli, Zara
44	Tokat	1	Artova
45	Tunceli	5	Çemişgezek, Hozat, Nazimiye, Pertek, Pülümür

En çok ilçelerin çıktığı illerin Adana, Balıkesir, Çorum, Erzincan, Kastamonu, Konya, Tunceli ve Sivas olduğu dikkati çekmektedir. 16 ve 3 nolu kümelerde çıkan ilçe oranları sırası ile Marmara'da %9,91, Ege'de %7,14, Akdeniz'de %8,22, İç Anadolu'da %17,61, Karadeniz'de %11,17, Doğu Anadolu'da %16,13 ve Güneydoğu Anadolu'da %3,95'dir. En çok ilçelerin çıktığı bölgeler İç Anadolu, Karadeniz ve Doğu Anadolu bölgeleridir.

Tablo 9'da da 6 ve 11 nolu kümelerde eşleşen ilçelerin illere göre özet dökümü verilmiştir.

**Tablo 9.** 6 ve 11 Nolu kümelerde eşleşen ilçelerin; illere göre özet dökümü

Sıra No	İl Adı	İlçe Sayısı	İlçeler
1	Adana	1	Kozan
2	Adıyaman	1	Gölbaşı
3	Afyon	3	Çay, Evciler, İşçehisar
4	Ağrı	1	Merkez
5	Aksaray	1	Ortaköy
6	Ankara	2	Akyurt, Güdül
7	Antalya	2	Kale, Kumluca
8	Aydın	2	Koçarlı, Kuyucak
9	Balıkesir	1	Gömeç
10	Bingöl	1	Merkez
11	Bitlis	2	Merkez, Tatvan
12	Bolu	1	Mengen
13	Burdur	1	Ağlasun
14	Çankırı	1	Kurşunlu
15	Çorum	1	Osmancık
16	Denizli	5	Çal, Çardak, Çivril, Honaz, Tavas
17	Eskişehir	1	Sarıcakaya
18	Giresun	1	Şebinkarahisar
19	İzmir	3	Bayındır, Beydağ, Kınık
20	Kayseri	1	Felahiye
21	Kırıkkale	1	Yahşihan
22	Kırklareli	1	Pehlivanköy
23	Kırşehir	1	Kaman
24	Konya	4	Çumra, Ilgın, Kulu, Sarayönü
25	Kütahya	2	Gediz, Simav
26	Manisa	3	Ahmetli, Kırkağaç, Kula
27	Muğla	1	Yatağan
28	Osmaniye	1	Kadirli
29	Sakarya	3	Akyazı, Geyve, Pamukova
30	Sivas	1	Suşehri
31	Tokat	2	Yeşilyurt, Zile



En çok ilçelerin çıktığı illerin; Afyon, Denizli, İzmir, Konya, Manisa ve Sakarya illeridir. 6 ve 11 nolu kümelerde çıkan ilçe oranlarına bakıldığında; Marmara bölgesindeki ilçelerin sadece %4,5'i, Ege bölgesindeki ilçelerin %15,87'si, Akdeniz bölgesindeki ilçelerin %4,11'i, İç Anadolu bölgesinde %7,95'i, Karadeniz bölgesinde %2,66'sı, Doğu Anadolu bölgesinde %2,66'sı ve Güneydoğu Anadolu bölgesinde %1,32'si çıkan ilçeler olup çoğunluğun Ege ve İç Anadolu bölgelerinde olduğu görülmektedir.

## **5. SONUÇ**

Yapılan bu çalışmadan elde edilen sonuçlar aşağıda verildiği biçimde özetlenebilir:

- 1) Marmara, Ege ve Akdeniz Bölgelerinde ilçe nüfus yoğunluğuna göre oluşturulan 15 sınıfta, ilçelerin önemli bir bölümü nüfus yoğunluk sınıflarından 10-20 ve 20-30 sınıflarında yer alırken, İç Anadolu, Karadeniz, Doğu ve Güneydoğu Anadolu Bölgelerinde ilçelerin yoğunlaştığı sınıflar ise nüfus yoğunluğunun 10'dan az ve 10-20 arası olduğu sınıflardır.
- 2) Marmara, Ege ve Akdeniz Bölgelerindeki ilçelerin önemli bölümünde nüfus yoğunluğu 10-20 kişi iken, geri kalan bölgelerde ise ilçelerin büyük kısmında nüfus yoğunluğu 10'dan azdır.
- 3) Türkiye geneline bakıldığında toplam 874 ilçenin nüfus yoğunluk sınıflamasına göre sırası ile %18'i 10'dan az, %22'si 10-20 ve %13'ü 20-30 sınıflarında yer almaktadır. İlçelerin sadece %6'da Km<sup>2</sup>'ye düşen nüfus 220'nin üzerindedir.
- 4) İlçelerin gelişmişlik indeks rakamına göre oluşturulan 7 sınıfa düşen ilçe sayısına göre Marmara, Ege, Akdeniz İç Anadolu ve Karadeniz Bölgelerindeki ilçelerin çoğunluğu sınıflamada -0,042-1,260 aralığında yer alırken; Doğu ve Güneydoğu Anadolu Bölgelerindeki ilçelerin büyük bölümü ise ilk sınıfta (gelişmişlik indeksi açısından en geri kalmış sınıf) yer almaktadır.
- 5) Doğu ve Güneydoğu Anadolu Bölgelerindeki ilçelerin önemli bir kısmı gelişmişlik açısından, diğer bölgelere göre daha az gelişmiş kategorisinde yer almaktadır.
- 6) Gelişmişlik indeksi açısından dördüncü düzey olan sınıfta ise İç Anadolu, Akdeniz, Ege ve Marmara bölgelerinden birer ilçe yer almaktadır.
- 7) Nüfus yoğunluğu açısından Marmara, Ege ve Akdeniz bölgelerindeki ilçeler ve İç Anadolu, Karadeniz, Doğu ve Güneydoğu Anadolu bölgelerindeki ilçeler aynı sınıfta yer alırken; ilçe gelişmişlik indeksine göre Marmara, Ege, Akdeniz, İç Anadolu ve Karadeniz bölgelerindeki ilçeler ve Doğu ile Güneydoğu Anadolu bölgelerindeki ilçeler aynı sınıftadır.
- 8) Nüfus yoğunluğu ve ilçe gelişmişlik indeksine göre yapılan sınıflamada yer alan ilçeler, her iki değişkene göre oluşturulan sınıf sayısının eşitlendiği durumda ise; nüfus yoğunluğu 10'nun altında olan ilçe sayısı 155 olup, toplam ilçelerin %18'ni

oluştururken ilçe gelişmişlik indeksine göre ise en alt sınıfta yer alan ilçe sayısı 336 ve oran olarak da %38'dir. Her iki değişkene göre sınıflama eşitlemesi sonrasında ikinci sınıf içinde yer alan ilçe sayısı ve oranları sırası ile 496, %57 ve 438, %50'dir. Oran olarak ikinci sınıfta yer alan ilçe oranları birbirine oldukça yakın görülmektedir.

- 9) Kümeleme analizine göre Ege ve Akdeniz bölgelerindeki ilçelerin büyük bölümü de nüfus yoğunluğu bakımından Marmara bölgesi ile benzer yapıdadır. Dolayısı ile nüfus yoğunluğuna göre oluşturulan 15 sınıftaki sıklık yoğunluğuna göre aynı sonucu vermektedir. Yani ilçe nüfus yoğunluk sınıfı 15'den 7'e indirildiğinde de benzer yapıya sahip olan coğrafi bölge yapısında bir değişim olmamaktadır.
- 10) Yine nüfus yoğunluğu esaslı kümeleme analizine göre İç Anadolu, Karadeniz, Doğu ve Güneydoğu Anadolu bölgelerindeki ilçelerin önemli bir bölümü aynı kümede yer almakta olup, ilçe nüfus yoğunluk sınıflaması ile aynı sonucu vermektedir.
- 11) İlçe gelişmişlik indeksine göre yapılan kümeleme analizinde Marmara, Akdeniz, Ege ve İç Anadolu bölgelerindeki ilçelerin önemli bir bölümü aynı kümede yer almakta iken, Karadeniz, Doğu ve Güneydoğu Anadolu bölgelerindeki ilçelerin önemli bir bölümü aynı kümededir. İlçelerin gelişmişlik indeksine göre yapılan sınıflamada da Marmara, Ege, Akdeniz ve İç Anadolu bölgeleri; Karadeniz, Doğu ve Güneydoğu Anadolu bölgelerindeki ilçelerin büyük bölümü aynı sınıfta olup sadece Karadeniz bölgesi bu anlamda bir sapma göstermektedir.
- 12) Nüfus yoğunluğuna ve ilçelerin gelişmişlik indeksine göre yapılan kümeleme analizinin her ikisinde de Marmara, Ege ve Akdeniz bölgelerindeki ilçelerin önemli bir bölümü aynı kümelerde ve İç Anadolu, Karadeniz, Doğu ve Güneydoğu Anadolu bölgelerindeki ilçelerin büyük bölümü aynı kümelerde yer almıştır. Ancak aynı kümelerde yer alan ilçe oranlarında her iki değişkene göre önemli farklılıklar bulunmaktadır.
- 13) Nüfus yoğunluğuna ve ilçe gelişmişlik indeksine göre yapılan kümeleme analizlerinde, kümelerde yığılım büyüklüğü esas alınarak büyükten küçüğe doğru yapılan sıralama sonrasında iki kümeleme analizi sonucuna göre ilçe sayılarındaki farkın coğrafi bölge düzeyinde dağılımı toplamda fark göstermezken, küme içi değişimde önemli farklar gözlenmektedir.
- 14) Nüfus yoğunluğu ve ilçe gelişmişlik indeksine göre yapılan kümeleme analizlerinde sırası ile %45 oranı ile 396 ilçe ve %19 oranı ile 168 ilçe aynı kümede yer almaktadır. Her iki kümeleme analizine göre küme büyüklüğü esaslı farka neden olan ilçe sayısı %6 oranı ile 54 ilçedir. Bu ilçelerde yaklaşık olarak %25'i Ege ve İç Anadolu bölgelerindeki ilçelerden kaynaklanmaktadır.



- 15) Yine her iki değişkene göre kümeleme analizinde yığılım büyüklüğü açısından ikinci sırada gelen kümede sırası ile %31 oranı ile 278 ilçe ve %16 oranı ile 141 ilçe yer alırken sapma yaratan ilçe oranı %3 ile sadece 31 ilçedir. Bu ilçelerin %36'sı da Ege bölgesindedir.
- 16) Nüfus yoğunluğu ve ilçe gelişmişlik indeksine göre yapılan kümelemede özellikle iki kümede yer alan ilçe sayısında önemli fark dikkati çekmektedir. Her iki değişkene göre yığılım büyüklüğü açısından beşinci ve onaltıncı sırada yer alan kümelerdeki ilçeler nüfus yoğunluğuna göre bu kümelerde değilken, ilçe gelişmişlik indeksi açısından bu kümelerde yer almıştır. Bu durumda olan ilçe sayısı 5. küme 137, 16. küme için de 228'dir. Her iki kümede farkın önemli bölümü Marmara, Ege, Doğu ve Güneydoğu Anadolu bölgelerinden kaynaklanmaktadır.
- 17) Her iki değişkene göre yapılan kümeleme analizinde çakışan ilçe oranının en yüksek olduğu kümeler 16 ve 3; 6 ve 11 nolu kümelerdir. 16 ve 3 nolu kümelerde çakışan ilçelerin %25'i Ege Bölgesinden, %17'si Marmara bölgesinden, %15'i de Karadeniz bölgesinden gelmektedir. 6 ve 11 nolu kümelerde çakışan ilçelerin ise %27'si Karadeniz, %21'i Doğu Anadolu, %19'u da Ege Bölgesinden gelmektedir.
- 18) 16 ve 3 nolu kümelerde çakışan ilçe oranları sırası ile Marmara'da %9,91, Ege'de %7,14, Akdeniz'de %8,22, İç Anadolu'da %17,61, Karadeniz'de %11,17, Doğu Anadolu'da %16,13 ve Güneydoğu Anadolu'da %3,95'dir. En çok ilçelerin çakıştığı bölgeler İç Anadolu, Karadeniz ve Doğu Anadolu bölgeleridir.
- 19) 6 ve 11 nolu kümelerde çakışan ilçe oranlarına bakıldığında; Marmara bölgesindeki ilçelerin sadece %4,5'i, Ege bölgesindeki ilçelerin %15,87'si, Akdeniz bölgesindeki ilçelerin %4,11'i, İç Anadolu bölgesinde %7,95'i, Karadeniz bölgesinde %2,66'sı, Doğu Anadolu bölgesinde %2,66'sı ve Güneydoğu Anadolu bölgesinde %1,32'si çakışan ilçeler olup çoğunluğun Ege ve İç Anadolu bölgelerinde olduğu görülmektedir.
- 20) Sonuç olarak aynı kümede 31 ile ait 52 ilçe bir kümede, 45 ile ait 101 ilçe de bir kümede yer almakta ve gelişmişlik indeksi ve nüfus yoğunluğu bakımından bu ilçeler kararlı yapı göstermektedir. Her iki değişkene göre çakışmanın yoğun olduğu kümelerde genel olarak Doğu, Güneydoğu ve Marmara bölgesi payı düşük olup, Ege, İç Anadolu ve Akdeniz bölgesi paylarının yüksek olduğu söylenebilir.

## KAYNAKLAR

- 2000 Genel Nüfus Sayımı Sonuçları, DİE. Ekim 2001.
- DİNÇER B., (1993), *İllerin Sosyo-Ekonomik Gelişmişlik Seviyelerinin Belirlenmesinde Kullanılan Yöntemler ve Karşılaştırılmaları*, DPT Uzmanlık Tezi.
- DİNÇER B., (1996), *İlçelerin Sosyo-Ekonomik Gelişmişlik Sıralaması*, DPT.
- DİNLER Z., (1991), *Bölgesel İktisat*.

- Yedinci Beş Yıllık Kalkınma Planı* (1995), DPT: 1272.
- İllerin Sosyo-Ekonomik Gelişmişlik Sıralaması*, (1996),DPT.
- ESRI, (1991), *Map Projection and Coordinate Management – Arc-Info User's Guide*, Environmental Systems Research Institute Inc. (A43)-(A44)p.
- FOSKETT D. J., (1977), *Classification and Indexing in the Social Sciences*, London.
- GRANADESİKAN R.,(1977), *Methods for Statistical Data Analysis of Multivariate Observations*, New Jersey.
- HARBİSON F., (1970), *Quantitative Analysis of Modernization and Development*, New Jersey.
- JOHNSON R. A., WİCHERN D., (1970), *Applied Multivariate Analysis*- New Jersey.
- KELEŞ R., (1990), *Kentleşme Politikası - İmge Kitabevi yayınları: 13*, Ankara.
- MARTİN D., (1996), *Geographic Information Systems- Socio-Economic Application*, Second Edition:1-6p
- MCGRAHANAN D., 1985, *Measurement and Analysis of Socio-Economic Development- Geneva*.
- UN, (2000), *Handbook on Geographic Information Systems and Digital Mapping – Annex II – Coordinate Systems and Map Projections*, 133-144p.
- YOMRALIOĞLU T., (2000), *Coğrafi Bilgi Sistemleri Temel Kavramlar ve Uygulamalar*, 45-58p
- CAN, A., UYGUR, S., (2003), *2000 GNS Sonuçlarına Göre İlçelerin Nüfus Yoğunluk Oranı ile Sosyo-Ekonomik Gelişmişlik Sıralama Kıyaslaması*, 3. İstatistik Kongresi, Antalya, Poster Sunum.

## **CLUSTER ANALYSIS BY DISTRICTS' POPULATION DENSITY AND SOCIO-ECONOMIC DEVELOPMENT INDICES IN TURKEY**

### **ABSTRACT**

*It is possible by knowing the quality and quantity of our population, to clear the development potential or our society by making use of the rich human resources of our country with all its aspects and to able to prepare our development plans in reaching the objectives of the development. The most valuable information about the human resources is General Population Census in Turkey. In this study, 14 th General population Census data were used and made of use ARC-VIEW (Geographical Information System programme). Districts' population density will take into account and analysed*



*homogeneous groups using Cluster Analysis. State Planning Organization' study in 1996, which name is "Districts' Socio-Economic Deveopment Index" were used also to compare by new results. The optimum cluster number is 21 for whole of the districts. By population density criteria 45% of districts are grouped in one cluster but by the socio-economic development endek value the percantage of decreases 19. By the results, it can be said that districts are more homogeneous by population density than socio-economic development index value.*

**Key Words :** *Districts' Socio Economic Development Index, Districts' Population Density, Geographical Information System.*

## TRAFİK KAZALARININ İNCELENMESİNDE UYUM ANALİZİNİN KULLANIMI

M. ERİŞOĞLU\* A. PEKGÖR\* A.GENÇ\*  
D. SEZER\* N. İYİT\*

### ÖZET

*Uyum analizi, satırlar ve sütunlar arasındaki uyumun ölçülmesi ile elde edilen çok boyutlu veya iki boyutlu çarpımsal ( olumsallık, çapraz sınıflandırılmış, ki-kare ) tablolarının daha az boyutlu bir düzlemde grafiksel olarak gösterimini sağlayan geometrik temelli bir istatistik tekniğidir. Uyum analizi, değişken gruplarına ait düzeyler arasındaki ilişkiyi görsel olarak sunması açısından son yıllarda kategorik verilerin analizinde sıklıkla yararlanılan tekniklerden biridir. Özellikle pazar araştırmalarında kullanımına çok rastlanan uyum analizi bu çalışmada trafik kazalarının incelenmesinde kullanılacaktır.*

*Anahtar Kelimeler : Çarpımsal Tabloları, SVD, Trafik Kazaları Uyum Analizi.*

### 1. GİRİŞ

Değişkenler arasındaki ilişkiyi inceleyen tekniklerden biri olan uyum analizinin başlangıcı Fransız Jean Paul Benzécri'nin 1960-1970'li yıllarda yaptığı çalışmalarıdır. Lebart, Morineua ve Tabard, (1977 ) analizin gelişim sürecinde önemli katkılarda bulunmuşlardır. Analiz ile ilgili ilk kapsamlı çalışma 1984 yılında Michael J. Greenacre tarafından yazılan "Theory and Applications of Correspondence Analysis" adlı kitap olup, bu kitapta analiz ile ilgili detaylı tanımlamalara, hesaplamalarla ilgili ayrıntılara ve uygulamalara yer verilmiştir. Fakat analiz son yıllarda popüleritesinin artmasında Carrol, Green, ve Schaffer, (1986); Hoffman ve Franke, (1986)'nın çalışmaları etkili olmuştur.

Pazar araştırmalarında, genetik araştırmalarda ve davranış bilimlerinde sıklıkla kullanılan uyum analizi bu çalışmada trafik kazalarının incelenmesinde kullanılacaktır. Çalışmada kaza sonucu türü ile kazaya sebebiyet veren kusur türleri ve kaza sonucunun türü ile kazanın olduğu yolun durumu arasında oluşturulan çarpımsal tablolara uyum analizi uygulanarak değişkenlerin düzeylerinin birbirlerine göre durumları grafiksek olarak verilecektir. Veriler, Emniyet Genel Müdürlüğü Trafik Hizmetleri Başkanlığı tarafından hazırlanan "2001 Trafik İstatistik Yıllığı"ndan alınmıştır.

### 2. UYUM ANALİZİ

Uyum Analizi (Correspondence Analysis, CA) çarpımsal tablo durumuna getirilmiş kategorik verilerin satır ve sütunlarının birlikte değişimlerini, daha az boyutlu



bir uzayda grafiksel olarak göstermeyi amaçlayan çok değişkenli analiz yöntemidir. Uyum analizi çarpımsal tablosunun ağırlıklı ana bileşenler analizi olarak da ele alınabilecek bir yöntemdir.

Veri analizine grafiksel bir yaklaşım olarak da isimlendirilen uyum analizi, iki değişken grubuna ait düzeyler arasındaki ilişkiyi görsel olarak sunması açısından çarpımsal tablolarına üstünlük sağlar.

$I \times J$  biçiminde iki boyutlu ya da  $I \times J \times K$  ve  $I \times J \times K \times L \times \dots$  biçiminde çok boyutlu olarak tablolaştırılabilen kategorik ya da kategorize edilmiş sürekli değişkenlerin kategorileri arasındaki birlikte değişimleri, tablo gözelerinin kare değerlerinden ya da değişkenlerin kategorileri arasındaki öklid uzaklıklarından yararlanılarak hesaplanan varyans ögesi (inertia) değerlerinden yararlanılarak grafiksel gösterim aracılığı ile incelemeyi amaçlayan bir tekniktir. Uyum analizi, her bir değişkenin kategorileri arasındaki ilişkileri ve değişkenler aralarındaki genel ve kategori bazında çapraz ilişkilerin grafiksel formda incelenmesini sağlar.

Uyum analizi, satır ve sütunlar arasındaki ilişkinin kolay anlaşılması için düşük boyutlu uzayda elde ettiği grafiksel gösterimin, optimal gösterim olduğunu iddia eder. Örneğin  $16 \times 16$  'lık çarpımsal tablosunun mükemmel gösterimini 15 boyutlu uzayda gösterme yerine, belki %75'lik bir bilgiye sahip olunarak iki boyutlu uzayda gösterilebilir. Bu basit gösterimi elde etmek için %25'lik bir bilgi kaybı kabul edilebilir. 15 boyutlu gösterimle sağlanan %100 'lük bilgiye karşı 2 boyutlu gösterimin sağladığı %75'lik bilgi büyük bir kazanç olabilir.

Uyum analizinde ilk aşama satır ile sütunlar arasındaki bağımlılığın istatistiksel anlamlılığının test edilmesidir. Bunun için iki yaklaşım vardır. Birinci yaklaşım, uyum analizi sonucu elde edilen yeni eksenlerin varyans ögelerinin toplamından elde edilen İz (trace) değerinin sınanmasıdır. İz'in karekökü, satır ile sütunlar arasındaki korelasyon katsayısı gibi yorumlanabilir. İz'in karekökünün 0.2 'den büyük olması ilişkinin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu gösterir (Bendixen, 1996).

Satır ile sütunlar arasındaki ilişkinin sınanmasında ikinci yaklaşım ki-kare sınamasıdır. İz'den yola çıkarak  $\chi^2$  istatistiği aşağıdaki formül yardımı ile kolaylıkla hesaplanır.

$$\chi^2 = N \times iz \quad (1)$$

Eşitlikte yer alan  $N$  toplam sıklığı ifade etmektedir. Bilindiği gibi, elde edilen test istatistiği değeri,  $(r-1)(c-1)$  serbestlik derecesi ve  $\alpha$  anlam düzeyindeki ki-kare tablo değerinden büyük ise satırlar ile sütunlar arasındaki ilişkinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu anlamına gelir.

Analizde ikinci aşama ise çözümlemede kullanılacak boyut sayısının tespit edilmesidir. Örneğin  $14 \times 8$ 'lik bir çarpımsal tablosunda, satırlar ve sütunların birbirinden bağımsız ve tamamen rassal olduğunu varsayarsak, 8 sütundan elde edilecek 7 boyutun herbiri olayın açıklanmasında  $(8-1)/100 = \%14.3$ 'lük bir katkı sağlar. Aynı şekilde 14 satırın gösterimini sağlayacak 13 boyutun herbiri  $(14-1)/100 = \%7.7$ 'lik katkı sağlar. Ancak uyum analizinin uygulandığı tablolarda satırlar ile sütunlar birbirleri

Bazı boyutlar daha fazla bilgi sağlarken bazıları da bilgi miktarına çok az katkıda bulunmaktadır. Uyum analizindeki amacın, satırlar ile sütunlar arasındaki birlikte değişimin düşük boyutlu uzayda grafiksel gösterimini elde etmek olduğu tanımlarda verilmişti. Burada boyut sayısının belirlenmesi önemli bir aşamadır. Boyut sayısına karar verilirken varyans ögelerinin iz'e bölünmesi ile elde edilen oranların birikimli toplamının %70 ve yukarısının elde edildiği boyut sayısı, uygun boyut sayısı olarak tespit edilir.

Uyum analizi, uyum tablosunun içerdiği değişken sayısına ve boyut sayısına bağlı olarak basit uyum analizi veya çoklu uyum analizi olarak iki değişik biçimde uygulanır.

## 2.1 Basit Uyum Analizi

Basit uyum analizi, I x J biçiminde gösterilen çarpımsal tablosunun ağırlıklı ana bileşenler analizini yapar. Çarpımsal tablosunun r satır ve c sütunu varsa basit uyum analizi için en büyük boyut sayısı  $d = \min((I-1), (J-1))$  dir. Uyum analizi, tablonun Pearson ki kare değerlerini ya da değişken kategorilerin birbirlerine olan öklid uzaklıklarını kullanarak elde edilen toplam varyans ögesi (total inertia) değerini parçalamayı hedefler(Özdamar, 1999).

I satır ve J sütundan oluşan, elemanları  $n_{ij}$  olan I x J boyutlu çarpımsal tablosunun i. satır toplamını  $n_{i+}$  ile j. sütun toplamını  $n_{+j}$  ile ve genel toplamı  $n_{++}$  ile gösterelim.

Çarpımsal tablosunun her gözesine ait satır ve sütun profilleri sırasıyla;

$$r_{ij} = n_{ij} / n_{i+} \quad (2)$$

$$c_{ij} = n_{ij} / n_{+j} \quad (3)$$

şeklinde hesaplanır. Satır olasılık değerleri (satır mass) ve sütun olasılık değerleri (sütun mass) ise;

$$r_i = n_{i+} / n_{++} \quad (4)$$

$$c_j = n_{+j} / n_{++} \quad (5)$$

formülleri ile belirlenir.

Tablo gözelerindeki frekansların teorik değerleri  $t_{ij}$  satır ve sütun olasılıklarından yararlanarak,

$$t_{ij} = r_i \times c_j \times n_{++} \quad (6)$$

formülü ile hesaplanır.

Elemanları  $p_{ij} = n_{ij} / n_{++}$  olan P uyum matrisinden yola çıkarak elde edilen ve elemanları  $s_{ij} = (p_{ij} - r_i c_j) / \sqrt{r_i c_j}$  olan S matrisine tekil değere dönüştürme (singular value decomposition) uygulanır (Detaylı bilgi için bkz., Press ve diğerleri, 1995).



Elemanları  $p_{ij} = n_{ij} / n_{++}$  olan P uyum matrisinden yola çıkarak elde edilen ve elemanları  $s_{ij} = (p_{ij} - r_i c_j) / \sqrt{r_i c_j}$  olan S matrisine tekil değere dönüştürme (singular value decomposition) uygulanır (*Detaylı bilgi için bkz., Press ve diğerleri, 1995*).

$$S = U\Lambda V^T \quad (7)$$

Burada,  $\Lambda$  diagonal matrisinin köşegen değerleri S matrisinin tekil değerleridir. Bu tekil değerler kullanılarak satır ve sütun koordinatları bulunur (Kurt F. ve diğerleri, 2001).

$$f_{ik} = \lambda_k u_{ik} / \sqrt{r_i} \quad k=1, 2, \dots, J \quad (8)$$

$$g_{ik} = \lambda_k v_{jk} / \sqrt{c_j} \quad k=1, 2, \dots, J \quad (9)$$

## 2.2 Çoklu Uyum Analizi

Çoklu uyum analizi veya diğer adıyla homojenlik analizi, üç veya daha fazla kategorik değişkene sahip olan çok yönlü çarpımsal tablolarının analiz edilmesinde kullanılır. Bir diğer ifade ile,  $I \times J \times K \times \dots$  şeklinde iç içe farklı şekillerde çaprazlanmış tablolarda yer alan değişkenlerin alt kategorileri arasındaki birlikteliği ve ilişkileri ortaya koymak için başvurulan grafiksel bir analizdir.

Uygulamada basit uyum analizi kullanılacağından çoklu uyum analizi ile ilgili ayrıntıya yer verilmeyecektir (Çoklu Uyum Analizi için bkz. Benzècri 1992, Gifi 1990, Nuran – Mustafa 2002, Sten- Erik Clausen 1998).

## 3. UYGULAMA

Trafik kazalarının önlenmesinde, neden sonuç ilişkisinin ortaya konması çok önemlidir. Bu doğrultuda çalışma yapılabilmesi için öncelikle verilerin doğru bir şekilde derlenmesi ve daha sonra elde edilen bu verilerin uygun tekniklerle çözümlenmesi gerekir. Bu çalışmada uyum analizi, trafik kazalarının değerlendirilmesinde kullanılacaktır. Oluşturulan iki ayrı çarpımsal tablosuna uyum analizi uygulanarak, analizin amacı olan grafiksel gösterimler elde edilecek ve bu grafikler yorumlanacaktır.

Tablo 1’de kazalara sebep olan kusurlar ve kaza türlerine ait çarpımsal tablosu verilmiştir.

**Tablo 1.** Kazalara sebep olan kusurlar ve kaza türleri

	Ölümlü Kaza	Yaralanmalı Kaza	Maddi Hasarlı Kaza	Toplam
Sürücü Asli	1089	25984	333515	360588
Sürücü Diğer	1617	36660	104531	142808
Yolcu	50	778	0	828
Yaya	635	11751	0	12386
Araç	49	820	769	1638
Yol	70	1142	469	1681
Toplam	3510	77135	439284	519929

**Tablo 2.** Tablo 1 için çarpımsal tablosu analizi

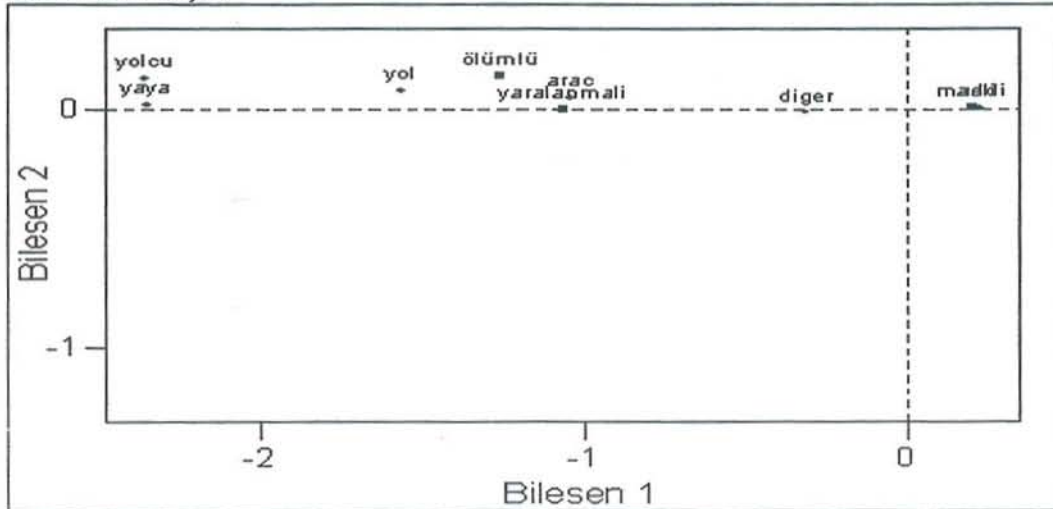
Bileşen	Varyans Ögesi	Oran	Birikimli
Bileşen 1	0,2106	0,9994	0,9994
Bileşen 2	0,0001	0,0006	1,0000
İz	0,2107	$\chi^2$	109549,04

Uyum analizi sonucunda elde edilen bileşenler değişim tamamını birlikte açıklayabilmektedirler. Bileşen 1 değişimin %99,94'ünü açıklayabilmektedir. Olayı açıklamada Bileşen 1 tek başına yeterlidir. Uyum analizinden elde edilen satır, sütun profilleri ve satır, sütun olasılıkları düzenlenerek Tablo 3'de verilmiştir.

**Tablo 3.** Satır, sütun profilleri ve satır, sütun olasılıkları

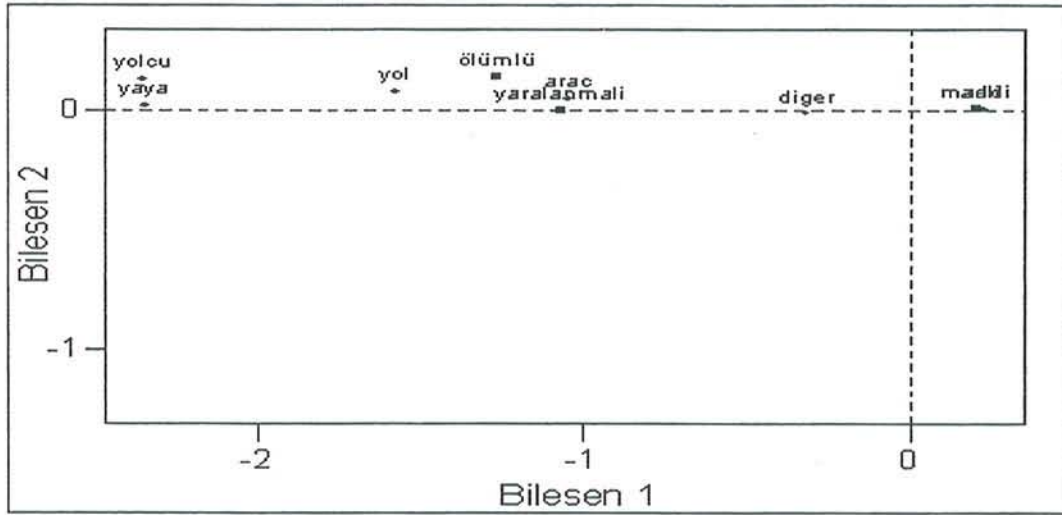
	Satır Profilleri			Sütun Profilleri			Satır Olasılıkları
	Ölümlü Kaza	Yara. Kaza	M.Has. Kaza	Ölümlü Kaza	Yara. Kaza	M. Has. Kaza	
S. Asli	0,003	0,072	0,925	0,31	0,337	0,759	0,694
S.Diger	0,011	0,257	0,732	0,461	0,475	0,238	0,275
Yolcu	0,06	0,94	0	0,014	0,01	0	0,002
Yaya	0,051	0,949	0	0,181	0,152	0	0,024
Arac	0,03	0,501	0,469	0,014	0,011	0,002	0,003
Yol	0,042	0,679	0,279	0,02	0,015	0,001	0,003
Sütun Olasılıkları				0,007	0,148	0,845	

Tablo 3'de verilen satır ,sütun profilleri ile satır ve sütun olasılıklarından örnek olması amacı ile bir kaçının yorumunu yapalım. 0,003 satır profili bize sürücünün asli kusurlarından meydana gelen 1000 kazadan 3'ünün ölümlü kaza ile sonuçlandığını ifade eder. 0,337 sütun profili ise, meydana gelen 1000 yaralanmalı kazadan 337'sinin sürücünün asli kusurlarından kaynaklandığını gösterir. 0,694 satır olasılığı meydana gelen 1000 kazadan 694'ünün sürücünün asli kusurlarından kaynaklandığını gösterirken, 0,845 sütun olasılığı bize meydana gelen 1000 kazadan 845'inin maddi hasarlı kaza olduğunu göstermektedir. Uyum analizi sonrası elde edilen simetrik grafik şekil 1'de verilmiştir



**Şekil 1.** Tablo 1 için satır ve sütunların simetrik gösterimi





Şekil 1. Tablo 1 için satır ve sütunların simetrik gösterimi

Şekil 1 incelendiğinde, araçtan kaynaklanan kazaların yaralanmalı kazalarla birliktelik gösterdiği, maddi hasarlı kazaların sürücünün asli kusurları ile birliktelik gösterdiği söylenebilir. Kaza türünü en az etkileyen kusurlar ise, yolcu ve yaya kusurlarıdır.

Tablo 4. Yolun yüzeyine göre kazalar ve sonuçları

	Ölümlü Kaza	Yaralanmalı Kaza	Maddi Hasarlı Kaza	Toplam
Kuru	1855	43017	272194	317066
Islak	411	8978	73225	82614
Çamurlu	8	141	1251	1400
Karlı	27	520	4867	5414
Buzlu	29	664	3435	4128
Tozlu	29	376	508	913
Yağ ve Akaryakıt	154	4	51	99
Su Birikintili	442	5	104	333
Toplam	2368	53851	355912	412131

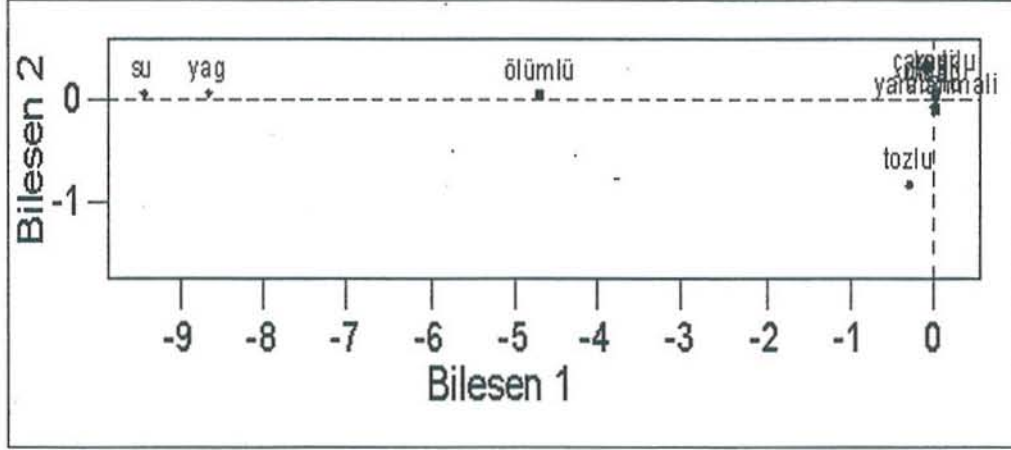
Tablo 4'de yolun yüzeyine göre kazalar ve sonuçları verilmiştir. Oluşturulan çarpımsal tablosuna uyum analizi uygulandıktan sonra elde edilen çarpımsal tablosu analizi Tablo 5'de gösterilmiştir.

Tablo 5. Tablo 4 için çarpımsal tablosu analizi

Bileşen	Varyans Ögesi	Oran	Birikimli
Bileşen 1	0,1572	0,982	0,982
Bileşen 2	0,0029	0,018	1
İz	0,16	$\chi^2$	65940,96

İz'in karekökünün ( $\sqrt{0,16}=0,4$ ) 0,2'den büyük olduğu görülmektedir. Buna göre kazanın olduğu yolun yüzeyi ile kaza türü arasındaki ilişki istatistiksel olarak anlamlıdır ve çarpımsal tablosuna uyum analizi uygulanması uygundur. Satır, sütun profilleri ile satır, sütun olasılıkları Tablo 6'da verilmiştir.

Şekil 2'de kazanın olduğu yolun yüzeyleri ile kaza sonuçlarının simetrik gösterimine yer verilmiştir. Şekil incelendiğinde, su birikintili, yağ ve akaryakıt birikintili yol yüzeylerinin kaza sonucunun türünü en az etkileyen düzeyler olduğu görülmektedir. Maddi hasarlı ve yaralanmalı kazalar aynı yol yüzeyi düzeylerinin etkisinde kaldığını ve yol yüzeylerinin ölümlü kazaların açıklanmasında fazla etkisi olmadığı söylenebilir.



Şekil 2. Tablo 4 için satır ve sütunların simetrik gösterimi

#### 4. SONUÇLAR

Trafik kazalarının uyum analizi ile incelendiği bu çalışma sonrasında, kaza sonucu ile kazaya sebep olan kusurlar ve kaza sonucu ile kazanın olduğu yol yüzeyi arasındaki ilişkilerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmüştür.

Uyum analizinde değişkenlerin düzeyleri arasındaki birliktelikler grafiksel olarak ortaya konmuştur. Maddi hasarlı ve yaralanmalı kazaların kuru, ıslak, çamurlu, karlı ve buzlu yol yüzeyleri ile birliktelik gösterdiği görülmüştür. Diğer çarpımsal tablosunun uyum analizi sonucunda, araçtan kaynaklanan kazaların yaralanmalı kazalarla, maddi hasarlı kazaların ise sürücünün asli kusurları ile birliktelik gösterdiği tespit edilmiştir.

#### KAYNAKÇA

- ANNA TORES & MICHAEL GREENACRE, *Measuring Asymmetries in Brand Associations Using Correspondence Analysis*, Journal of Economic Literature classification: C19, C88.
- BENDIXEN, M. T. (1995), *Compositional Perceptual Mapping Using Chi-squared Trees Analysis and Correspondence Analysis*, Journal of Marketing Management, Vol 11, No. 6, syf.571-581.
- BENZËCRI J. P. (1992), *Correspondence Analysis Handbook*, Marcel Dekker New York, Inc.
- Ç. A. SEYFULLAHOĞULLARI,(1996), *En Çok İşlem Hacmine Sahip On Şirketin Getiri ve Risklerine Göre Uygunluk Analizi İle Sınıflanması*,Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu Bildirileri, syf:511-21.



## KAYNAKÇA

- ANNA TORES & MICHAEL GREENACRE, *Measuring Asymmetries in Brand Associations Using Correspondence Analysis*, Journal of Economic Literature classification: C19, C88.
- BENDIXEN, M. T. (1995), *Compositional Perceptual Mapping Using Chi-squared Trees Analysis and Correspondence Analysis*, Journal of Marketing Management, Vol 11, No. 6, syf.571-581.
- BENZÈCRI J. P. (1992), *Correspondence Analysis Handbook*, Marcel Dekker New York, Inc.
- Ç. A. SEYFULLAHOĞULLARI,(1996), *En Çok İşlem Hacmine Sahip On Şirketin Getiri ve Risklerine Göre Uygunluk Analizi İle Sınıflanması*,Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu.Bildirileri, syf:511-21.
- GIFI A. (1990), *Nonlinear Multivariate Analysis*, New York, John Wiley&Sons.
- GREENACRE, M.J. (1984), *Theory and Applications of Correspondence Analysis*, Academic Press, London.
- GREENACRE M., BLASIUS J. (1994), *Correspondence Analysis in the Social Sciences*, Academic Press, London
- HOFFMAN. D. L. and FRANKE. G. R. (1986), *Correspondence Analysis:Graphical Representation of Categorical Data in Marketing Research*, Journal of Marketing Research, Vol. 13, syf:213-227.
- KURT FELLEBERG, NICOLE C. HAUSER, BENEDIKT BRORS, ALBERT NEUTZNER, JORG D. HOHEISEL and MARTIN VINGRON, (2001), *Correspondence analysis applied to microarray data*, PNAS Vol.98, No.19, syf:10781-10786.
- NURAN BAYRAM, MUSTAFA AYTAÇ, (2002), *Çoklu Karşılık Getirme Analizi İle Akademisyenlerin Akademik Niteliğinin Değerlendirilmesi*, İstatistik Araştırma Dergisi, Cilt 01 No 02, Özel Sayı, syf:39-54.
- ÖZDAMAR, K. (1999), *Paket Programlarla İstatistiksel Veri Analizi II*, 2. Baskı, Kaan Kitabevi, Eskişehir.
- PRESS W.H., TEUKOLSKY S. A., VETTERLING W. T., FLONNERY B.P., (1995) , *Numerical Recipes*, Cambridge University Press, USA
- STEN-ERIK CLAUSEN (1998), *Applied Correspondence Analysis*, Sage University Paper.
- Trafik İstatistik Yıllığı 2001, Emniyet Genel Müdürlüğü Trafik Hizmetleri Başkanlığı Yayını, Ankara

## THE USAGE OF CORRESPONDENCE ANALYSIS IN INVESTIGATING TRAFFIC ACCIDENTS

### ABSTRACT

*Correspondence analysis is a statistical technique based on geometric foundations that provides a graphical demonstration of multi-dimensional or two dimensional contingency tables in less dimensional plane handed by measuring correspondence between rows and columns. It is one of the most popular techniques that is frequently used in categorical data analysis for the aim of providing visual presentation between levels relating to variable groups. Specially, correspondence analysis that is frequently encountered in usage of sample surveys will be used in investigating traffic accidents in this study.*

**Key Words :** *Contingency Tables, Correspondence Analysis, SVD, Traffic Accidents.*



## EMLAK VERGİSİNİN BULANIK REGRESYON YÖNTEMİ İLE MODELLENMESİ

Şanslı ŞENOL\*

Sinem BEKÇİ\*

### ÖZET

*Bu çalışmada, emlak vergisinin belirlenmesindeki kriterlerin yeterince tanımlanmamış olması nedeniyle ortaya çıkan belirsizlik ortamı da dikkate alınarak İzmir ili Konak ilçesi emlak vergisinin bulanık regresyon yöntemi ile bir modellemesi yapılmıştır. Modellemede inşaat türü, sınıfı, vb. gibi bina değerlerini etkileyen değişkenler kullanılmıştır. Çok aşamalı  $P_1P_2R_3$  örnekleme planı bu çalışma için uygun bulunmuştur. Burada basit rasgele örnekleme R, ölçümle orantılı olasılıklı örnekleme P simgeleri ile belirtilmekte ve simgelerin altındaki indisler de aşamaları göstermektedir. Verilerin istatistiksel açıdan değerlendirmesinde SPSS paket programı kullanılmış; regresyon modelinin değişkenleri, model kurma yöntemlerinden biri olan geriye doğru seçim yöntemi ile belirlenmiştir. Bulanık regresyon yaklaşımı ile istatistiksel regresyon analizinden elde edilen sonuçlar karşılaştırılmıştır.*

*Anahtar Kelimeler : Belirsizlik, Bulanık Regresyon, , Emlak Vergisi, Olabilirlik, Olasılık.*

### 1. GİRİŞ

Gerçek dünya karmaşıktır. Bu karmaşıklık genel olarak belirsizlik, kesin düşünceden yoksunluk ve karar verilemeyeiştten kaynaklanır. Birçok sosyal, iktisadi ve teknik konularda, insan düşüncesinin tam anlamı ile olgunlaşmamış oluşundan dolayı belirsizlikler her zaman bulunur. İnsan tarafından geliştirilmiş olan bilgisayarlar, bu türlü olan belirsizlikleri işleyemezler ve çalışmalarını için sayısal bilgiler gereklidir. Gerçek bir olayın kavranması insan bilgisinin yetersizliği sebebiyle tam anlamı ile mümkün olamadığından, insan, düşünce sisteminde ve zihninde bu gibi olayları yaklaşık olarak canlandırarak yorumlarda bulunur. Bilgisayarlardan farklı olarak insanın yaklaşık düşünme, oldukça yetersiz, eksik ve belirsizlik içeren veri ile bilgi işlem yapabilme yeteneği vardır. Genel olarak, değişik biçimlerde ortaya çıkan karmaşıklık ve belirsizlik gibi tam ve kesin olmayan bilgi kaynaklarına bulanık (fuzzy) kaynaklar adı verilir. Zadeh (1968) tarafından gerçek dünya sorunları ne kadar yakından incelemeye alınırsa, çözümün daha da bulanık hale geleceği ifade edilmiştir. Çünkü çok fazla olan bilgi kaynaklarının tümünü insan aynı anda ve etkileşimli olarak kavrayamaz ve bunlardan kesin sonuçlar çıkaramaz. Burada bilgi kaynaklarının temel ve kesin bilgilere ilave olarak, özellikle sözel olan bilgileri de içerdiği vurgulanmalıdır (Şen, 2001).

\* Ege Üniversitesi, Fen Fakültesi, İstatistik Bölümü, İzmir, Türkiye

## 2. GENEL BİLGİLER

Kentleşme sürecinin hızlanması arazi stoklarının azalarak bina stoklarının artmasına neden olurken ticarete ve sanayideki gelişmeler emlak değerlerini yükseltmektedir. Bununla birlikte özellikle gelişmekte olan ülkelerde emlak değerinde meydana gelen artış oranına rağmen emlak vergisinde elde edilen gelirler söz konusu orana paralel olmamaktadır. Gelişmekte olan ülkeler açısından bunun en önemli nedenleri arasında tahsilat uygulamasının yetersizliği, değerlendirme konusunda çalışacak uzmanların azlığı, verginin tahsiline ilişkin sorunlar ve mükelleflerin emlak üzerine konan yüksek oranlı vergilere karşı göstermiş oldukları direnç bulunmaktadır.

Emlak vergisi özellikle Büyükşehir belediyeleri açısından önemli bir finansman kaynağı durumundadır. Ancak gelişmekte olan ülkeler açısından var olan sorunlar Türkiye’de de geçerli durumdadır (Gökbel, 2003).

Ev ve vergi literatüründe bu yönde birçok çalışma yer almaktadır. R. Voith , J. Gyourko düşük ve yüksek ücretli ev halkının şehir merkezi ve dışında yerleştikleri bir kent yapısında ev sahipliği vergi muamelesinin etkisini araştırmışlardır (Voith and Gyourko, 2002). J. A. Anderson ev sahipliği vergi muamelesindeki potansiyel değişmelerin dağılım etkisini araştırmış, ipotek faizi ve yerel emlak vergisinin kaldırılmasından doğan indirim konularına odaklanmış ve konut talebi üzerinde bu indirimleri kaldırmanın etkisini yakalayan teorik bir model geliştirilmiştir (Anderson, 2001). Bruce, Holtz-Eakin kısa ve uzun dönemli periyotlu çalışmalarda anahtar etkisini artırıcı toplam ev pazarının dinamik, sayısal bir simülasyon modelini kullanmıştır. Bu yaklaşımda integre edilmiş kısa ve uzun dönemli vergi reformlarının varolan ev yapımının nominal değerleri üzerinde rölatif yalın etkileri olabilecek bir olasılığa uzanmasını önermiştir (Bruce and Holtz-Eakin, 1999). David M. Brasington yaptığı çalışmada evin fiyatını havalandırma bulunup bulunmamasına, yangın merdiveni olup olmamasına, evin büyüklüğüne, garajın büyüklüğüne, banyo sayısına, havuz olup olmamasına, iş merkezlerine olan uzaklığına, gelire, şehir merkezine olan uzaklığına bağlı olarak regresyon modeli ile tahmin etmiştir (Brasington, 2002). Bu tahminlemede istatistiksel regresyon tekniği kullanılmıştır. Y. O. O. Chang verdiği örnekte Japon tipi ev fiyatlarını bulanık regresyon tekniği kullanarak bina maliyetini etki eden faktörler ile tahmin etmeye çalışmıştır ( Chang, 2001).

Lineer bulanık regresyon modeli ilk olarak Tanaka ve arkadaşları tarafından önerilmiş, daha sonra birçok araştırmacı bu konuya eğilerek çalışmalar yapmıştır (Tanaka and Guo, 1999). P.T. Chang ve E.S. Lee en küçük kareler yaklaşımına dayanan genel bulanık regresyon tekniği önermişlerdir (Chang ve Lee, 1996). X. Ruoning, bulanık veriler için en küçük kareler metodunu ele almış ve S-tipi eğrisel regresyon modeli geliştirmiştir (Ruoning, 1997 ). K.K. Yen, S. Ghoshray, G. Roig bulanık lineer modelin yapısını değiştirmeden simetrik olmayan veriler için bir genişleme sunmuşlardır (Yen vd., 1999). E. C. Özelkan, L. Duckstein veri sapanları ve tahmin belirsizliği arasında seçim yapmaya dayanmayan, dominant olmayan çözüm seçimini olanaklı kılan farklı MOFR teknikleri önermişlerdir (Özelkan and Duckstein, 2000). L. Tran, L. Duckstein aralıklar için yeni bir sınıf tanıtarak çok amaçlı regresyon modeli geliştirmişlerdir ( Tran and Duckstein, 2002).



### 3. EMLAK VERGİSİ

**Madde 1.** Türkiye sınırları içinde bulunan binalar bu kanun hükümlerine göre Bina Vergisine tabidir.

**Madde 2.** Bu kanundaki bina tabiri, yapıldığı madde ne olursa olsun, gerek karada, gerek su üzerindeki sabit inşaatın hepsini kapsar. Bu kanunun uygulanmasında Vergi Usul Kanununda yazılı bina mütemmimleri de bina ile birlikte nazara alınır. Yüzer havuzlar, sair yüzer yapılar, çadırlar ve nakil vasıtalarına takılıp çekilen seyyar evler ve benzerleri bina sayılmaz.

**Madde 3.** Bina Vergisini, binanın maliki, varsa intifa hakkı sahibi, her ikisi de yoksa binaya malik gibi tasarruf edenler öder.

Bir binaya müşterek mülkiyet halinde malik olanlar, hisseleri oranında mükelleftirler. İştirak halinde mülkiyette malikler vergiden müteselsilen sorumluluk olurlar. Bina Vergisinin matrahı, binanın bu kanun hükümlerine göre tespit olunan vergi değeridir. Vergi değeri, Emlak Vergisinin mevzuuna giren bina ve arazinin rayiç bedelidir. Rayiç bedel, bina ve arazinin beyan tarihindeki normal alım satım bedelidir (Resmi Gazete, 1972).

### 4. YÖNTEM VE METODOLOJİ

Bu çalışmada bulanık regresyon yöntemi kullanılmıştır. Uygulama için örneklem çok aşamalı örnekleme yöntemi ile seçilmiştir.

#### 4.1 Örnekleme Yöntemi

Kitle kümelerine bölündüğünde, küme içi birimler birbirlerine çok benziyor ise, kümenin tümünü almak yerine o kümeyi simgeleyebilen bir alt örneklem daha seçilebilmektedir. Uygulanan bu yöntem aşamalı örnekleme denir. Aşama sayısı eğer 2'den fazla ise bu yöntem çok aşamalı örnekleme yöntemi olarak adlandırılır (Baskan, 1983).

Kitledeki birimler eşit olasılıklı yerine konarak, yerine konmaksızın; farklı olasılıklı yerine konarak, yerine konmaksızın seçilebilirler. Hansen ve Hurwitz (1943) alt birim değerleri olan  $M_i$  değerlerinin tümünün bilindiği durumda  $M_i$  değerlerine orantılı olasılıklı birim seçim tekniği (P) geliştirmişlerdir. Bu yöntemde örnekleme birimleri  $M_i / \sum M$  olasılıklarıyla seçilirler (Cochran, 1977).

Bu çalışmada çok aşamalı  $P_1P_2R_3$  örnekleme yönteminin kullanılması uygun bulundu. Basit rasgele örnekleme R, ölçümle orantılı olasılıklı örnekleme P simgeleri ile belirtmekte ve simgelerin altındaki indisler de aşamaları göstermektedir. Hazırlanan paket programı ile ilk aşamada mahalleler, mahallelerdeki sokak sayıları ile orantılı olarak  $P_1$ , toplam mahalle sayısının %4'ü oranında seçilmiştir. İkinci aşamada seçilen mahallelerde sokaklar  $P_2$ , toplam sokak sayısının %5'i oranında hane sayıları ile orantılı olarak seçilmiştir. 3. aşamada ise haneler,  $R_3$  basit örnekleme yöntemi ile seçilmiştir (Baskan, 1983). Seçilen örnekleme sırasıyla Tablo 1'de verilmiştir.

**Tablo 1.** 2003 yılı veri tabanına göre örnekleme seçilen mahalle, sokak ve haneler

Mahalle	Sokak	Hane
İhsan Alaynak	4956	10
İhsan Alaynak	5136	6
İhsan Alaynak	5081	8
İhsan Alaynak	5027	10
İsmet Paşa	3620	4
İsmet Paşa	3621	11
İsmet Paşa	3612	10
İsmet Paşa	3537	6
Basın Sitesi	166	10
Basın Sitesi	172	7
Esentepe	46	5
Esentepe	46/3	10
Kahramanlar	1419	5
Kahramanlar	1420	6
Üçkuyular	Mehmetçik bulvarı	9
Üçkuyular	9	5
Bahar	2912	5
Bahar	Halide Edip Adıvar	2
Bahar	2929	5
Toplam		178

#### 4.2 Bulanık Lineer Regresyon Modeli

Gözlemlerin olasılık dağılımından daha çok bulanık üyelik fonksiyonuyla veya olabilirlik dağılımıyla tanımlandığı durumlarda ilişkili regresyon modeli “*olabilir*” veya “*bulanık*” regresyon modeli olarak adlandırılır. Bulanık en küçük kareler, olabilirlik yaklaşımlarının her ikisinde de “en iyi uyum” notasyonu, problemle ilişkili amaç fonksiyonun optimizasyonunu içermektedir (Kao and Chyu, 2003). Olabilirlik yaklaşımında amaç fonksiyon bağımlı değişkenin tahmin değerlerinin yayılmalarının en küçüklenmesinden oluşmaktadır. En küçük kareler yaklaşımında ise amaç fonksiyon bağımlı değişkenin gözlem ile tahmin değeri arasındaki uzaklığın en küçüklenmesinden oluşmaktadır (Chang and Ayyub, 2001).

1982 yılında Tanaka vd. lineer programlama tekniğini kullanarak bulanık lineer regresyon modelini geliştirmiştir (Ruoning, 1997). Tanaka'nın bu modelinde üçgen tipte bulanık sayı kullanılmıştır.

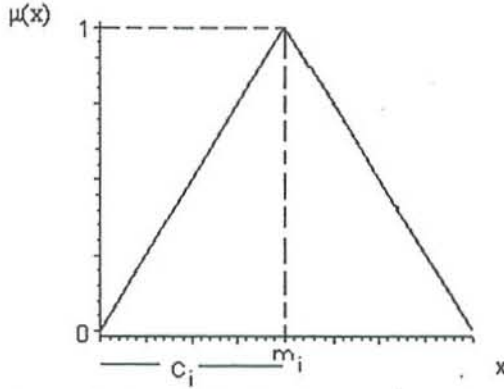
Tanaka'nın lineer regresyon modeli,

$$\tilde{Y} = \tilde{A}_0 + \tilde{A}_1 X_1 + \dots + \tilde{A}_N X_N \text{ şeklindedir.}$$

$\tilde{A}_0$  bulanık başlangıç katsayısı,  $\tilde{A}_i$  bulanık eğim katsayılarıdır. Her bir parametre  $\tilde{A}_i = (m_i, c_i)$  simetrik üçgen tipte üyelik fonksiyonu şeklinde gösterilir. Şekil



1’de gösterildiği üzere  $m_i$  bulanık merkez,  $c_i$  ise bulanık yarı genişliktir.  $h$  regresyon modeli ile veri arasındaki iyi uyumluluk ölçüsü olarak adlandırılabilir (Chang ve Ayyub, 2001 ).



Şekil 1. Üçgen bulanık bir sayının üyelik fonksiyonu

Üçgen bir bulanık sayının üyelik fonksiyonu aşağıdaki gibidir:

$$\mu_{A_i}(x) = \begin{cases} 0; & x < m_i - c_i \\ 1 - (m_i - x) / c_i; & m_i - c_i \leq x < m_i \\ 1 - (x - m_i) / c_i; & m_i \leq x < m_i + c_i \\ 0; & x \geq m_i + c_i \end{cases} \quad (1)$$

Tanaka vd. bulanık regresyon modelini aşağıdaki lineer programlama problemi ile formüle etmişlerdir:

$$\begin{aligned} \text{Min} \quad & S = nc_0 + c_1 \sum_{i=1}^n |x_i| \\ \text{Ks.} \quad & \sum_{j=0}^1 m_j x_{ij} + (1-h) \sum_{j=0}^1 c_j |x_{ij}| \geq Y_i + (1-h)e_i, \quad i = 1, \dots, n \\ & \sum_{j=0}^1 m_j X_{ij} - (1-h) \sum_{j=0}^1 c_j |x_{ij}| \leq Y_i - (1-h)e_i, \quad i = 1, \dots, n \\ & c_i \geq 0, \quad i = 1, \dots, n \end{aligned} \quad (2)$$

## 5. UYGULAMA

Belirsizlik kavramı ev literatüründe değişik yönleri ile incelenmiştir. Ev seçimi güçlü değişkenlerin gelecekteki değerlerinin belirsiz olduğu bir ortamda yapılmaktadır (Chung and Haurin, 2002). Bir eve olan talebin artması durumunda o evin fiyatının artış göstereceği, azalması durumunda ise düşüş göstereceği kaçınılmazdır. Evin fiyatında meydana gelen bu belirsizlik binanın beyan edildiği tarihteki alım-satım bedeli olan rayiç bedelinde de belirsizlik yaratacaktır.

Bu çalışmada, Emlak Vergisi Kanunu’na uygun olarak, binanın maliyetine etki edebilecek faktörler göz önüne alındığında İzmir’in en büyük ilçesi olan Konak ilçesindeki evlerin rayiç bedellerinin bulanık regresyon yöntemi ile modellenmesi yapıldı.

Y bağımlı değişkeni rayiç bedel olmak üzere, bağımsız değişkenler şu şekilde alındı.

Y: Emlak rayiç bedeli

$X_1$ : Kullanım alanı,

$X_2 = \{1, \text{İnşaatın türü betonarme ise; } 0, \text{ aksihalde}\},$

$X_3 = \{1, \text{İnşaatın türü yığma ise; } 0, \text{ aksihalde}\},$

$X_4 = \{1, \text{İnşaatın türü yarı yığma ise; } 0, \text{ aksihalde}\},$

$X_5 = \{1, \text{İnşaatın türü ahşap ise; } 0, \text{ aksihalde}\},$

$X_6 = \{1, \text{İnşaatın türü gecekondur ise; } 0, \text{ aksihalde}\}$

$X_7 = \text{Binanın yaşı}$

$X_8 = \{1, \text{İnşaatın sınıfı birinci sınıf ise; } 0, \text{ aksihalde}\},$

$X_9 = \{1, \text{İnşaatın sınıfı ikinci sınıf ise; } 0, \text{ aksihalde}\},$

$X_{10} = \{1, \text{İnşaatın sınıfı üçüncü sınıf ise; } 0, \text{ aksihalde}\},$

$X_{11} = \{1, \text{İnşaatın sınıfı basit sınıf ise; } 0, \text{ aksihalde}\},$

$X_{12} = \{1, \text{Asansör tesisatı var ise; } 0, \text{ aksihalde}\},$

$X_{13} = \{1, \text{Kalorifer tesisatı var ise; } 0, \text{ aksihalde}\}.$

Şenol (2003) Emlak vergisi kanuna uygun olarak İzmir ili Konak ilçesinde bulunan evlerin emlak vergisinin bir modellemesini yapmıştır. Bağımlı değişkeninin normal dağılmadığı gözönüne alınarak Y'ye e tabanında lagoritmik dönüşüm uygulandıktan sonra geriye doğru seçim yöntemi ile elde edilen en son modelde kullanım alanı, binanın yapı tipinin yığma-yarıyığma olması, ahşap olması, binanın yaşı, binanın birinci ve ikinci sınıf bina olması, binada asansör bulunup bulunmaması ve son olarak binanın orta tabakada bulunması faktörlerinin etkili olduğu bulunmuştur. Kurulan modelde değişen varyans durumu tespit edilmiştir.

Bu çalışmada varsayımların sağlanamadığı bu durum ele alınarak bulanık regresyon yaklaşımı ile çözüm aranmaya çalışıldı.

SPSS paket programı kullanılarak verilerin analizi yapıldı, Y'nin normal dağılmadığı belirlendi. Y'ye e tabanında logaritmik dönüşüm yapılarak normal dağılıma uyması sağlandı, normallik varsayımı sağlandıktan sonra geriye doğru seçim yöntemi kullanılarak geçerli regresyon modeli elde edilmeye çalışıldı.



Geriye doğru seçim yöntemi ile elde edilen regresyon modelleri aşağıdaki gibidir:

1. Model :  $\text{Log}_e \hat{Y} = 22.266 + 0.01322X_1 - 0.28X_3 + 0.00286X_7 - 0.574X_{10} + 0.153X_{11} + 0.791X_{12} - 0.572X_{13}$ ,  $R^2 = \%65.3$   
(0.000) (0.000) (0.001) (0.038) (0.000) (0.757) (0.113) (0.262)
2. Model :  $\text{Log}_e \hat{Y} = 22.267 + 0.01322X_1 - 0.28X_3 + 0.002868X_7 - 0.575X_{10} + 0.79X_{12} - 0.564X_{13}$ ,  $R^2 = \%65.2$   
(0.000) (0.000) (0.001) (0.037) (0.000) (0.112) (0.267)
3. Model :  $\text{Log}_e \hat{Y} = 22.303 + 0.01283X_1 - 0.284X_3 + 0.002883X_7 - 0.575X_{10} + 0.79X_{12}$ ,  $R^2 = \%65$   
(0.000) (0.000) (0.001) (0.036) (0.000) (0.106)
4. Model :  $\text{Log}_e \hat{Y} = 22.345 + 0.01379X_1 - 0.2857X_3 + 0.002869X_7 - 0.6874X_{10}$ ,  $R^2 = \%64.5$   
(0.000) (0.000) (0.001) (0.03) (0.000)

Geriye doğru seçim yöntemi kullanılarak elde edilen regresyon modellerinden 4. modelde tüm parametreler istatistiksel açıdan anlamlı olup; açıklayıcı değişkenler bağımlı değişkenin % 64.5'i kadarını açıklamaktadır. Artıklar incelendiğinde, artıklar arasında bir bağımlılık bulunduğu tespit edildi. Bu açıdan istatistiksel varsayımların sağlandığı söylenemez. 4. modelde saptanan anlamlı değişkenleri kullanarak Tanaka'nın bulanık lineer regresyon tekniği ile aşağıdaki sonuçlar bulundu. Tanaka'nın bulanık lineer regresyon modelinde bağımlı değişkenin normal dağılımı varsayımının bulunmamasına karşın, 4. modelde elde edilen değerlerle kıyaslama açısından bağımlı değişkenlerin e tabanında logaritmik dönüşümü ile elde edilen değerleri kullanıldı ve aşağıdaki bulanık modele ulaşıldı.

$$\text{Log}_e \tilde{Y}_1 = (22.418, 0.71062) + (0.01057, 0)X_1 + (-0.006119, 0.05191)X_3 + (0.016867, 0.013212)X_7 + (-1.15775, 0.0140171)X_{10}$$

Bulanık lineer regresyon tekniği ile bulduğumuz modelin katsayıları istatistiksel regresyon yaklaşımı kullanılarak bulduğumuz modelin katsayılarından farklılık gösterdiği görüldü.

Bina alanının büyüklüğü ve binanın yaşı rayiç bedelinde pozitif bir artışa yol açarken, inşaatın türünün yığma ve üçüncü sınıf olması negatif bir artışa yol açmaktadır. Bina yaşının rayiç bedelinde artırıcı bir etki yaratması şaşırtıcı bir sonuçtur. Bu durumun arsa değer faktöründen kaynaklanabileceği düşünüldü. Eski tarihli olan binalar genel olarak arsa değeri yüksek olan yerleşim yerlerinde bulunmaktadır, bu durum ise regresyon modeline yansımaktadır.

Bina yaşına ait katsayıların pozitif çıkmasında diğer bir faktör olarak çoklu bağlantıdan şüphelenildi. Değişkenler arasındaki ilişkiler incelendiğinde bazı ikili değişkenler arasında bir ilişki olduğu ve korelasyon katsayılarının 0.01 önem seviyesinde anlamlı olduğu hipotez testleri ile belirlendi.

Bu değişkenler aşağıdaki gibidir.

Kullanım alanı- betonarme bina

Kullanım alanı- yığma bina

Kullanım alanı- ikinci sınıf bina

Kullanım alanı- üçüncü sınıf bina

Kullanım alanı- kalorifer tesisatı

Kullanım alanı- asansör

Betonarme bina- ikinci sınıf bina

Betonarme bina- üçüncü sınıf bina

Betonarme bina- asansör

Betonarme bina- kalorifer tesisatı

Yığma bina- ikinci sınıf bina

Yığma bina- üçüncü sınıf bina

Yığma bina- asansör

Yığma bina- kalorifer tesisatı

İkinci sınıf bina- kalorifer tesisatı

İkinci sınıf bina- asansör

Üçüncü sınıf bina- asansör

Üçüncü sınıf bina- kalorifer tesisatı

Asansör- kalorifer tesisatı.

İstatistiksel regresyon varsayımlarının sağlanmasının güç hale geldiği bu durumda bulanık regresyon kullanımının zorunlu hale geldiği görüldü. Kullanılan değişkenler, bina maliyetini etkilediği için uygulanan vergi değerinden arazi değeri çıkartılarak yeniden bir model kurma yönüne gidildi. Modelde bina maliyeti ile değişkenler arasındaki ilişkiler incelendiğinde;

$$Y = \beta_0 \beta_1^{x_1} \beta_2^{x_2} \dots \beta_p^{x_p}$$

regresyon modelinin kullanımı uygun bulundu.



İstatistiksel olarak model kurulduğunda aşağıdaki sonuca ulaşıldı.

$$\text{Log}\hat{Y} = 9.339 + 0.005677X_1 + 0.0907X_2 - 0.005677X_7 - 0.134X_{10} + 0.03583X_{12},$$
$$R^2 = \%94.4$$

Bu modele göre %94.4 açıklayıcılık düzeyi oldukça heyecan verici bir durumdur.

Ancak,

Alan- betonarme bina

Alan- üçüncü sınıf bina

Betonarme bina- üçüncü sınıf bina

Betonarme bina- asansör

Üçüncü sınıf bina- asansör

değişkenleri arasında bir ilişki bulunduğu için istatistiksel modelimizde çoklu bağlantı durumu mevcuttur. Varsayımlar sağlanamamaktadır. Bu yüzden bulanık regresyon modelinin kullanımı uygundur.

Tüm değişkenlerin kullanıldığı bulanık regresyon modeli aşağıdaki gibidir;

$$\text{Log}\tilde{Y} = (9.35766,0) + (0.00210236,0)X_1 + (0.055933,0)X_2 + (-0.08897,0)X_3$$
$$+ (0,0)X_4 + (0,0)X_5 + (0,0)X_6 + (0,0.00487602)X_7 + (0,0)X_8 + (0,0)X_9$$
$$+ (-0.0170289,0)X_{10} + (0,0)X_{11} + (0.254484,0)X_{12} + (0,0.0139324)X_{13}$$

Model incelendiğinde yarı yığma, birinci sınıf, ikinci sınıf, basit bina, gecekondü, ahşap değişkenlerinin elemine edildiği görüldü. Bu modele göre İzmir ili Konak ilçesi için; bina yaşı ve kalorifer değişkenlerinin sadece bulanık sonuçta yayılmayı artırıcı bir rol oynadığı, betonarme, alan ve asansör değişkenlerinin bina maliyetini arttırdığı; yığma ve üçüncü sınıf değişkenlerinin ise bina maliyetini azalttığı söylenebilir.

## 6. SONUÇ

Klasik regresyon varsayımlarının geçerli olmadığı durumda İzmir ili Konak ilçesi için bulanık regresyon yaklaşımı ile emlak vergisinin modellenmesi yapıldı; bulanık regresyon yaklaşımı ile emlak vergisinin daha uygun olduğu görüldü.

## KAYNAKLAR

- ANDERSON, J. E. (2001), *Eliminating Housing Tax Preferences: A Distributional Analysis*, Journal of Housing Economics 10(1), 41-58.
- BASKAN Ş. (1983), *Farklı Örneklem Yöntemlerinin Kullanıldığı "Çok Aşamalı Örneklem"*, E.Ü. Mühendislik Dergisi Seri E: Uygulamalı İstatistik, Cilt: 1, Sayı 1-2.
- BRASINGTON, D.M. (2002), *Edge Versus Center: Finding Common Ground In the Capitalization Debate*, Journal of Urban Economics, 52, 524-541.
- BRUCE, D., HOLTZ-EAKIN, D. (1999), *Fundamental Tax Reform and Residential Housing*, Journal of Housing Economics 8(4) 249- 271.
- CHANG, P.T. and LEE E.S. (1996) *A Generalized Fuzzy Weighted Least-Squares Regression*, Fuzzy Set and Systems, 82, 289-298.
- CHANG Y.O.O (2001), *Hybrid Fuzzy Least-Squares Regression Analysis and Its Reliability Measure*, Fuzzy Sets and Systems, 119,225-246.
- CHANG, Y.H.O., AYYUB, B.M. (2001), *Fuzzy Regression Methods- A comparative Assessment*, Fuzzy Sets and Systems, 119 (2): 187-203.
- CHUNG, E.C. and HAURIN, D.R. (2002), *Housing Choices and Uncertainty: The Impact of Stochastic Events* Journal of Urban Economics, 52, 193- 216.
- COCHRAN W. (1977), *Sampling Techniques*, Third Edition, Wiley Series.
- GÖKBEL D. (2003), *Emlak Vergisinde Vergilendirilecek Matrahın Belirlenmesi*, Erişim Yeri: <http://www.eso-es.net/kurumsal/yazi.asp?68>, Erişim Tarihi: 10.10.2003.
- HANSEN, M.H., HURWITZ, W.N. (1943), *On the Theory of Sampling From Finite Populations*, Ann. Math. Stat., 14, pp. 33-362.
- KAO C., CHYU C. (2003), *Least Squares Estimates In Fuzzy Regression Analysis*, European Jour. of Operational Res., 148(2), pp. 426- 435.
- ÖZELKAN E. C., DUCKSTEIN L., (2000), *Multiobjective Fuzzy Regression: General Framework*, Computers & Operation Research, 27, 635- 652.
- RESMİ GAZETE, (15.3.1972), No: 14129
- RUONING X.,(1997), *S- Curve Regression Model In The Fuzzy Environment*, Fuzzy Set and Systems, 90, 317-326.
- ŞEN Z. (2001), *Bulanık Mantık ve Modelleme İlkeleri*, Bilge Kültür Sanat, s.172
- ŞENOL, Ş. (2003), *Bölüm Semineri*, Ege Üniversitesi, Fen Fakültesi, İstatistik Bölümü.



- TANAKA H., GUO P. (1999), *Possibilistic Data Analysis for Operation Research*, Phsica Verlag: Springer- Verlag Company.
- TRAN L., DUCKSTEIN L. (2002), *Multiobjective Fuzzy Regression With Central Tendency And Possibilistic Properties*, Fuzzy Set and System, 130, 21-31.
- YEN K. K., GHOSRAY S., ROIG G.( 1999), *A Linear Regression Model Using Triangular Fuzzy Number Coefficient*, Fuzzy Set And Systems, 106, 167-177.
- VOITH R., GYOURKO J. (2002), *Capitalization Of Federal Taxes, The Relative Price Of Housing, And Urban Form: Density And Sorting Effec*, Regional Science and Urban Economics 32, 673-690
- ZADEH, L. A. (1968), *Fuzzy Algorithms. Informat. And Control*, 12 No:2, pp. 94-102.

## PROPERTY TAX MODELLING BY USING FUZZY REGRESSION METHOD

### ABSTRACT

*In this work, by taking into account the vagueness environment emerging as a result of not defining criterions sufficiently in the determination of property tax, the model of property tax of Konak district in Izmir. In the modelling, criterions like the class and variety of house etc. that effect house value are used.  $P_1P_2R_3$  multi-stage sampling technique is thought appropriate for this work. In here, simple random sampling is showed by R notation, sampling with probability proportional to size is showed by P notation, and the symbols below those notations denote the stages. SPSS package program is used for data evaluating and variables of regression model are determined by backward method that one of the construction of model methods. The outcomes that obtained by fuzzy regression approach and statistical regression analysis are compared.*

**Key Words :** *Fuzzy regression, Possibility, Probability, Property Tax, Vagueness.*

## AVRUPA ÜLKELERİNİN SOSYAL VE EKONOMİK GÖSTERGELERİNİN KANONİK KORELASYON ANALİZİ İLE İNCELENMESİ

Murat ERİŞOĞLU\*

V. YILMAZ\*\*

### ÖZET

*Kanonik korelasyon analizi, iki veya daha fazla değişken kümesi arasındaki ilişkiyi ölçmek ve tanımlamakla ilgilenir. Kanonik korelasyonun amacı; iki veya daha fazla değişken kümesi için belirlenen doğrusal bileşenler arasındaki maksimum korelasyonu bulmaktır. Bu çalışmada, 33 Avrupa ülkesinin sosyal ve ekonomik göstergeleri kanonik korelasyona tabi tutularak sosyal göstergeler ile ekonomik göstergeler arasındaki ilişki ortaya konacaktır.*

*Anahtar Kelimeler : , Bartlett Testi, Kanonik Korelasyon, Sosyal ve Ekonomik Göstergeler.*

### 1. GİRİŞ

n sayıda birimden iki ayrı oluşumu açıklamaya yarayan p ve q değişkene ilişkin elde edilen verilere basit ya da çoklu korelasyon analizleri uygulamak mümkün değildir. Bu kümelerin her birinde yer alan değişkenleri doğrusal bileşenler yardımıyla tek bir kanonik değişkene indirgemek ve böylece iki kümenin kanonik değişkenleri arasındaki korelasyonu hesaplayarak iki küme arasındaki korelasyonu analiz etmek gerekir (Şen H., Kalyoncu C., 2001).

Kanonik korelasyon analizi çoklu regresyon analizinin özel bir halidir. Çoklu regresyon analizi bir bağımlı, birden fazla bağımsız değişken arasındaki ilişkiyi araştırmasına karşın, kanonik korelasyon analizinde p tane bağımlı q tane bağımsız değişken bulunmaktadır.

Çok değişkenli doğrusal istatistik tekniği olan kanonik korelasyon analizi, ilk defa Hotelling (1935) tarafından tanımlanmıştır. Son yıllarda; kimya, biyoloji, demografi, yapay zeka, politika bilimi, sosyoloji, psikoloji, eğitim araştırmaları, ekonomi ve yönetim bilimi gibi benzer alanlarda, birden fazla bağımlı değişken ile birden fazla bağımsız değişken arasında çok boyutlu ilişkilerin analizinde kullanılmaktadır (Michael G. Shafto ve diğerleri, 2003).

Bu çalışmada, 33 Avrupa ülkesi için "World Development Indicators Database, August 2003" den elde edilen 5 ekonomik göstergenin yer aldığı değişken kümesi ile 7

\* Selçuk Üniversitesi, Fen Edebiyat Fakültesi, İstatistik Bölümü, 42031 Kampüs/Konya

\*\* Osmangazi Üniversitesi Fen Edebiyat Fakültesi, İstatistik Bölümü, Meşelik/Eskişehir



sosyal göstergenin yer aldığı değişken kümesi arasındaki ilişkiyi ortaya koymak için kanonik korelasyon analizi uygulanacaktır.

## 2. KANONİK KORELASYON ANALİZİ

Kanonik Korelasyon Analizi (KKA), iki veya daha fazla değişken kümesi arasındaki ilişkinin ölçülmesi ve tanımlanması ile ilgilidir. KKA, orijinal değişkenlerde maksimum korelasyona sahip doğrusal bileşimi arar. Doğrusal bileşim çiftleri kanonik değişkenler olarak isimlendirilir. Bunlar arasındaki korelasyon ise kanonik korelasyon olarak ifade edilir. KK değişken kümeleri arasındaki ilişkinin gücünü ölçer. Tekniğin amacı; iki değişken kümesi arasındaki doğrusal ilişkiyi açıklamanın yanında, çok boyutlu birbirleriyle ilişkili iki veri kümesi yerine daha az sayıda kanonik değişkenleri bulmaktır. KKA, Temel Bileşenler Analizi, Parçalı En Küçük Kareler ve Çok Değişkenli Doğrusal Regresyon tekniklerine benzer bir tekniktir.

KKA'nın uygulanabilmesi için gerekli varsayımlar aşağıdaki gibi sıralanabilir (Özdamar, 1999).

1. KKA'nın uygulanacağı değişkenlerin çok değişkenli normal dağılım göstermesi gerekir.
2. KKA'nın sonuçları güvenilir olması için, veri sayısının yeterince çok olması gerekir. Barcikowski ve Steeens(1975), Monte-Carlo benzetim çalışmalarında veri sayısının, değişken küme sayısının 40-60 katı olması durumunda tahminlerin tutarlılığını arttırdığını bulmuşlardır.
3. KKA'nın uygulanacak veri matrisinde çoklu doğrusal bağıntı olmamalıdır.
4. Veri matrisinde gereğinden fazla ve problemle ilgili olmayan değişkenlerin yer almaması gerekir.
5. Analiz edilecek değişkenler arasında tam korelasyon bulunmamalıdır.

Sayılan varsayımların denetlenmesi için, yöntemler izleyen bölümlerde verilmiştir.

### 2.1 Kanonik Korelasyonlar ve Kanonik Değişkenler

Doğrusal bileşenler, değişkenleri basit olarak açıklamayı sağlayan ölçülerdir. İki seti ayrı ayrı doğrusal bileşenler cinsinden aşağıdaki gibi kanonik değişken adı verilen özet değişkenler ile ifade etmek mümkündür.

$$V = a'X \quad W = b'Y \quad (1)$$

Kanonik değişkenler V ve W'nin varyans ve kovaryansları aşağıdaki gibi verilir.

$$\text{Var}(V) = a' \text{Cov}(X) a = a' \sum_{11} a \quad (2)$$

$$\text{Var}(W) = b' \text{Cov}(Y) b = b' \sum_{22} b \quad (3)$$

$$\text{Var}(V, W) = a' \text{Cov}(X, Y) b = a' \sum_{12} b \quad (4)$$

V ve W kanonik değişkenler arasındaki korelasyona ise **kanonik korelasyon** adı verilir ve aşağıdaki gibi hesaplanır.

$$r(V, W) = \frac{a' \sum_{12} b}{\sqrt{(a' \sum_{11} a)(b' \sum_{22} b)}} \quad (5)$$

## 2.2 Kanonik Korelasyonlar Katsayılarının Önem Kontrolleri

KKA'nın bir amacı da boyut indirgemedir. Bu nedenle bundan kanonik değişken çiftlerinin kaç tanesinin önemli olduğuna karar vermek gerekir. Bu amaçla geliştirilmiş yöntemlerden ikisi Bartlett testi ve Roy'un En Büyük Özdeğer yaklaşımıdır.

### 2.2.1 Bartlett Testi

Bu yöntemde, bulunan kanonik korelasyon çiftleri arasında ilişkinin önemli sayılıp sayılmayacağını test etmek için aşağıdaki hipotezler sınanmaktadır.

$$H_0 : \sum_{12} = 0 \text{ ya da } \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$$

$$H_1 : \text{en az bir } \rho_i \neq 0$$

Test için  $r_i^2$ ,  $\rho_i^2$  nin kestirimini göstermek üzere, Wilks tarafından önerilmiş olan  $\Lambda$  katsayısı kullanılmaktadır.

$$\Lambda = \prod_{i=1}^p (1 - r_i^2) \quad (6)$$

Bu katsayı kullanılarak  $\chi_h^2$  test istatistiğinin değeri,

$$\chi_h^2 = -[(n-1) - (p+q+1)/2] \log(\Lambda) \quad (7)$$

eşitliği ile hesaplanır. (7) nolu eşitlikte yer alan  $p$  ve  $q$  gösterimleri sırasıyla birinci değişken kümesindeki değişken sayısı ve diğer değişken kümesindeki değişken sayısını ifade etmektedir. Hesaplanan  $\chi_h^2$  değeri  $\nu = pq$  serbestlik derecesine sahip ki-kare tablo değeri ile karşılaştırılmaktadır.

### 2.2.2 Roy'un En Büyük Özdeğer Yaklaşımı

Heck tarafından geliştirilmiş grafiklerden yararlanılan bu yöntemde  $\rho_i^2$  yi test etmek için ilk olarak;

$$s = p + 1 - i \quad (8)$$



$$m = \frac{|p - q| - 1}{2} \quad (9)$$

$$\tilde{n} = \frac{n - p - q - 2}{2} \quad (10)$$

eşitliklerinden  $s$ ,  $m$  ve  $\tilde{n}$  değerleri hesaplanmakta ve bu değerlere karşılık gelen  $\Theta^a(s, m, \tilde{n})$  tablo değerleri kritik değerler olarak kullanılmaktadır. Ele alınan  $r_i^2 > \Theta^a(s, m, \tilde{n})$  ise sıfır hipotezi kabul edilemez ve aynı işlem  $i+1$ 'inci kanonik korelasyon için sürdürülmektedir. İşlemler sıfır hipotezi red edilemeyince sonlandırılmaktadır. Grafikten elde edilen kritik değerlerin kesin değil yaklaşık değerler olması nedeniyle bu yöntem yaygın olarak kullanılmamaktadır (Tatlıdil, 1996).

### 3. UYGULAMA

33 Avrupa ülkesi için "World Development Indicators Database, August 2003" den elde edilen 5 ekonomik göstergenin yer aldığı değişken kümesi ile 7 sosyal göstergenin yer aldığı değişken kümesi arasındaki ilişki ortaya konmaya çalışılacaktır. Çalışmada yer alan 33 Avrupa ülke isimleri Tablo 1'de verilmiştir.

**Tablo 1.** Ekonomik göstergeleri ile sosyal göstergeleri Kanonik Korelasyon Analizi ile incelenecek Avrupa Ülkeleri

Almanya	İrlanda	Norveç
Avusturya	İsveç	Polonya
Belçika	İspanya	Portekiz
Bulgaristan	İsviçre	Romanya
Çek Cumhuriyeti	İtalya	Rusya Federasyonu
Danimarka	İzlanda	Slovakya
Estonya	Kıbrıs Rum Kesimi	Slovenya
Finlandiya	Litvanya	Türkiye
Fransa	Letonya	Ukrayna
Hollanda	Macaristan	Sırbistan Karadağ
İngiltere	Moldava	Yunanistan

İki değişken kümesi içinde yer alan değişkenlerin tanımları ve gösterimleri Tablo 2'de verilmiştir.

Tablo 2 . Değişkenlerin gösterimi ve tanımı

Ekonomik Değişkenler Kümesi	Sosyal Değişkenler Kümesi
$X_1$ :Kişi başına düşen gelir (\$)	$Y_1$ :1000 kişi içerisinde kişisel bilgisayarları olanların sayısı
$X_2$ :Tarımın GSMH'daki payı (%)	$Y_2$ :1000 kişi içerisinde cep telefonu olanların sayısı
$X_3$ :Endüstrinin GSMH'daki payı (%)	$Y_3$ :1000 kişi içerisinde televizyonu olanların sayısı
$X_4$ :Toplam ihracatın toplam ithalata oranı	$Y_4$ :1000 kişide gazete okuyan sayısı
$X_5$ :Çalışan nüfusun toplam nüfusa oranı	$Y_5$ :Nüfus artış hızı ( Binde )
	$Y_6$ :Doğuşta yaşam beklentisi ( Yıl )
	$Y_7$ :Bebek ölümlülüğü (Binde )

33 Avrupa ülkesi için gözönünde tutulan değişkenler için ortalamalar ve standart sapma değerleri Tablo 3'de verilmiştir.

Tablo 3. 33 Avrupa Ülkesi için gözönünde tutulan değişkenler için hesaplanan ortalama ve standart sapma değerleri

Değişken	Ortalama	S.Sapma	Değişken	Ortalama	S.Sapma
$X_1$	14112.73	11621.01	$Y_1$	232.06	175.20
$X_2$	6.68	6.06	$Y_2$	436.27	255.59
$X_3$	30.96	4.87	$Y_3$	506.64	138.13
$X_4$	0.92	0.39	$Y_4$	212.03	135.13
$X_5$	68.62	11.44	$Y_5$	0.11	0.50
			$Y_6$	74.96	4.06
			$Y_7$	9.00	7.68

33 Avrupa ülkesi için kişi başına düşen milli gelirin ortalaması 14112,73 \$, doğuşta yaşam beklentisinin ortalama 74.96 yıl olarak bulunmuştur. Toplam ihracatın toplam ithalata bölünmesi ile elde edilen oran ortalaması 0.92 olarak hesaplanmıştır. Bu değere göre ülkelerin büyük bir bölümünün yapmış oldukları ihracattan daha fazla ithalat yaptığı söylenebilir. Ekonomik göstergeler ile sosyal göstergeler arasındaki ilişkiyi ortaya koymak amacıyla uygulanan kanonik korelasyon analizi sonuçları özet olarak Tablo 4'de verilmiştir.



**Tablo 4.** Avrupa Ülkeleri için Kanonik Korelasyon Analizi Sonuçlarının Özeti

Kanonik Korelasyon Katsayısı R: 0.97		
Chi <sup>2</sup> (30)=118.28 p=0.00		
	<b>Ekonomik Değişkenler</b>	<b>Sosyal Değişkenler</b>
Değişken Sayısı	5	7
Açıklanan Değişim Oranı	%100	%84.42
Diğer Kümeyi Açıklama Oranı	%59.52	%64.40

Avrupa ülkesi olarak kabul edilen 33 ülke için sosyal değişkenler kümesi ile ekonomik değişkenler kümesi için kanonik korelasyon katsayısı yaklaşık olarak 0.97'dir. Belirlenen ilişkinin istatistiksel olarak anlamlı olduğuna ki-kare testi sonucunda %95 güvenirlilikle karar verilir ( $p = 0.00 < \alpha = 0.05$ ). Korelasyon katsayısının bu kadar yüksek olması iki değişken kümesi arasındaki ilişkinin çok kuvvetli olduğunu göstermektedir.

Bulunan kanonik değişkenler, ekonomik değişkenler kümesindeki değişimin tamamını açıklarken, sosyal değişkenler kümesinde ise değişimin %84.42'lik bir kısmını açıklayabilmektedir. Ekonomik değişkenler kümesi, sosyal değişkenler kümesindeki değişimin %59.52'sini açıklarken, sosyal değişkenler kümesi, ekonomik değişkenler kümesindeki değişimin %64.40'ını açıklayabilmektedir.

Ekonomik değişkenler kümesinde yer alan değişkenler ile sosyal değişkenler kümesinde yer alan değişkenler arasında hesaplanan korelasyon katsayıları Tablo 5'de verilmiştir.

**Tablo 5.** Ekonomik Değişkenler İle Sosyal Değişkenler Arasındaki Korelasyon Matrisi ( $R_{12} = R_{21}$ )

	Y <sub>1</sub>	Y <sub>2</sub>	Y <sub>3</sub>	Y <sub>4</sub>	Y <sub>5</sub>	Y <sub>6</sub>	Y <sub>7</sub>
X <sub>1</sub>	<b>0.93</b>	0.84	0.51	0.67	0.55	0.84	<b>-0.64</b>
X <sub>2</sub>	-0.56	<b>-0.64</b>	-0.54	-0.28	-0.15	-0.61	0.75
X <sub>3</sub>	0.08	0.03	-0.12	0.18	-0.06	-0.07	-0.15
X <sub>4</sub>	0.39	0.22	0.26	0.41	0.02	0.00	-0.16
X <sub>5</sub>	0.54	0.46	0.52	0.36	0.25	0.46	-0.44

Tablo incelendiğinde, en yüksek doğru orantılı ilişki X<sub>1</sub> ile Y<sub>1</sub> değişkenleri arasındadır. Kişi başına düşen gelir değişkeni ile bin kişi içerisinde kişisel bilgisayar olanların sayısı değişkenleri arasındaki korelasyon katsayısı 0.93'tür. Tarımın GSMH'daki payı değişkeni (X<sub>2</sub>) ile bin kişi içerisinde cep telefonu olanların sayısı değişkeni (Y<sub>2</sub>) arasındaki korelasyon katsayısı -0,64'dür. Aynı şekilde kişi başına düşen milli gelir (X<sub>1</sub>) ile bebek ölümlülüğü (Y<sub>7</sub>) değişkeni arasında negatif yönlü bir

ilişki vardır. Kişi başına düşen milli gelirin yüksek olduğu ülkelerde, bebek ölümlülüğü kişi başına düşen milli geliri düşük olan ülkelere göre daha düşüktür.

**Tablo 6.** Ekonomik değişkenler arasındaki Korelasyon Matrisi ( $R_{11}$ )

	X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>	X <sub>3</sub>	X <sub>4</sub>	X <sub>5</sub>
X <sub>1</sub>	1,00	<b>-0,54</b>	0,03	0,35	0,56
X <sub>2</sub>		1,00	-0,19	-0,30	-0,55
X <sub>3</sub>			1,00	<b>0,60</b>	-0,08
X <sub>4</sub>				1,00	0,26
X <sub>5</sub>					1,00

Tablo 6 incelendiğinde en çarpıcı sonuç kişi başına düşen milli gelir değişkeni ile tarımın GSMH'daki payı değişkenleri arasındaki  $-0,54$ 'lük korelasyon katsayısıdır. Buna göre, kişi başına düşen milli geliri yüksek olan ülkelerde tarımın GSMH'daki payı, kişi başına düşen milli geliri düşük olan ülkelere göre daha düşüktür. Diğer yoruma değer sonuç ise, endüstrinin GSMH'daki payı ( $X_3$ ) ile toplam ihracatın toplam ithalata oranı değişkeni ( $X_4$ ) arasındaki  $0,60$ 'lık korelasyon katsayısıdır. Bu değere göre, endüstrinin GSMH'daki payı yüksek olan ülkelerde toplam ihracat, toplam ithalata yakın veya daha yüksek iken endüstrinin GSMH'daki payı düşük olan ülkelere bu oranın ithalat yönünde değiştiğini söyleyebiliriz.

**Tablo 7.** Sosyal değişkenler arasındaki Korelasyon Matrisi ( $R_{22}$ )

	Y <sub>1</sub>	Y <sub>2</sub>	Y <sub>3</sub>	Y <sub>4</sub>	Y <sub>5</sub>	Y <sub>6</sub>	Y <sub>7</sub>
Y <sub>1</sub>	1,00	0,79	0,52	0,75	0,48	0,76	-0,63
Y <sub>2</sub>		1,00	0,52	0,47	0,54	0,87	-0,72
Y <sub>3</sub>			1,00	0,49	-0,03	0,34	-0,33
Y <sub>4</sub>				1,00	0,18	0,43	-0,28
Y <sub>5</sub>					1,00	0,58	-0,18
Y <sub>6</sub>						1,00	<b>-0,81</b>
Y <sub>7</sub>							1,00

Doğuştan yaşam ümidi değişkeni ( $Y_6$ ) ile bebek ölümlülüğü ( $Y_7$ ) değişkeni arasındaki korelasyon katsayısı  $-0,81$ 'dir. Bu katsayıya göre, doğuştan yaşam ümidi yüksek olan ülkelere ki bebek ölümlülüğü, doğuştan yaşam ümidi düşük olan ülkelere göre daha düşüktür.

33 Avrupa ülkesinin ekonomik değişkenler kümesi ile sosyal değişkenler kümesi arasında uygulanan kanonik korelasyon analizi ile elde edilen özdeğerler ve bu özdeğerlere karşılık gelen kanonik yükler sırasıyla tablolar halinde verilmiştir.



**Tablo 8.** Kanonik Korelasyon sonucu elde edilen özdeğerler

	$\lambda_1$	$\lambda_2$	$\lambda_3$	$\lambda_4$	$\lambda_5$
<b>Özdeğer</b>	0.94	0.52	0.47	0.25	0.08

**Tablo 9.** Uygulanan Kanonik Korelasyon sonucu ekonomik değişkenler kümesi için elde edilen kanonik yükler

	$\lambda_1$	$\lambda_2$	$\lambda_3$	$\lambda_4$	$\lambda_5$
$X_1$	0.91	0.25	0.83	0.38	0.16
$X_2$	-0.23	0.08	1.12	-0.14	-0.65
$X_3$	-0.04	-0.25	0.12	1.10	-0.74
$X_4$	-0.17	-0.85	0.16	-0.89	0.61
$X_5$	-0.01	-0.08	-0.15	-0.38	-1.28

**Tablo 10.** Uygulanan Kanonik Korelasyon sonucu sosyal değişkenler kümesi için elde edilen kanonik yükler

	$\lambda_1$	$\lambda_2$	$\lambda_3$	$\lambda_4$	$\lambda_5$
$Y_1$	0.52	-0.17	0.76	-1.13	0.86
$Y_2$	-0.02	-0.72	0.32	0.66	1.84
$Y_3$	0.17	0.11	-0.76	-0.96	-0.62
$Y_4$	-0.09	-0.61	0.30	0.80	-0.86
$Y_5$	-0.02	-0.57	-0.22	0.03	-1.34
$Y_6$	0.64	2.71	0.31	-0.13	-0.01
$Y_7$	0.12	1.48	1.24	-0.82	1.12

Elde edilen doğrusal bileşenlerin hangilerinin anlamlı olduğuna karar vermemizi sağlayacak Bartlett testi sonuçları Tablo 11'de verilmiştir.

**Tablo 11.** Bartlett Testi sonuçları

Doğrusal Bileşen	Kanonik Korelasyon R	$R^2$	$\chi^2$	Serbestlik Derecesi	p	$\Lambda$ Test İstatistiği
1	0.97	0.94	118.28	35.00	0.00	0.01
2	0.72	0.52	44.59	24.00	0.01	0.17
3	0.68	0.47	25.61	15.00	0.04	0.37
4	0.50	0.25	9.58	8.00	0.30	0.69
5	0.28	0.08	2.11	3.00	0.55	0.92

Tablo 11 incelendiğinde, ilk üç bileşenin 0.05 anlam düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğuna karar verilir. Her iki değişken kümesi için, kanonik değişken değerlerini hesaplamada kullanılacak doğrusal bileşenler aşağıda verilmiştir.

$$\begin{aligned}
 V_{1i} &= 0.91X_{1i} - 0.23X_{2i} - 0.04X_{3i} - 0.17X_{4i} - 0.01X_{5i} \\
 W_{1i} &= 0.52Y_{1i} - 0.02Y_{2i} + 0.17Y_{3i} - 0.09Y_{4i} - 0.02Y_{5i} + 0.64Y_{6i} + 0.12Y_{7i} \\
 V_{2i} &= 0.25X_{1i} + 0.08X_{2i} - 0.25X_{3i} - 0.85X_{4i} - 0.08X_{5i} \\
 W_{2i} &= -0.17Y_{1i} - 0.72Y_{2i} + 0.11Y_{3i} - 0.61Y_{4i} - 0.57Y_{5i} + 2.71Y_{6i} + 1.48Y_{7i} \\
 V_{3i} &= 0.83X_{1i} + 1.12X_{2i} + 0.12X_{3i} + 0.16X_{4i} - 0.15X_{5i} \\
 W_{3i} &= 0.76Y_{1i} + 0.32Y_{2i} - 0.76Y_{3i} + 0.30Y_{4i} - 0.22Y_{5i} + 0.31Y_{6i} + 1.24Y_{7i}
 \end{aligned}$$

Tablo 12'de ekonomik ve sosyal değişkenler kümesini açıklamada kullanılan doğrusal bileşenlerin, açıkladıkları değişim oranları ve diğer değişken kümesindeki değişimi açıklama oranları verilmiştir.

**Tablo 12.** Doğrusal bileşenlerin değişimi açıklama oranları

	Ekonomik				Sosyal			
	Açıklama Oranı	Birikimli Oranı	Diğer Seti Açıklama	Birikimli Oranı	Açıklama Oranı	Birikimli Oranı	Diğer Seti Açıklama	Birikimli Oranı
1	0.58	0.58	0.55	0.55	0.35	0.35	0.33	0.33
2	0.05	0.63	0.03	0.58	0.32	0.67	0.17	0.50
3	0.10	<b>0.73</b>	0.05	<b>0.62</b>	0.12	<b>0.79</b>	0.06	<b>0.56</b>

Buna göre; ekonomik değişkenler kümesi için anlamlı bulunan üç doğrusal bileşenin, ekonomik değişkenler kümesindeki değişimin %73'ünü birlikte açıklarken, sosyal değişkenler kümesindeki değişimlerin de %62'sini açıklayabildikleri görülmektedir. Sosyal değişkenler kümesi için anlamlı bulunan üç doğrusal bileşenin ise birlikte sosyal değişkenler kümesindeki değişimin %79'unu, ekonomik değişkenler kümesindeki değişimin de %56'sını açıklayabildikleri görülmektedir.

#### 4. SONUÇ

33 Avrupa ülkesinin ekonomik değişkenler kümesi ile sosyal değişkenler kümesi arasında uygulanan kanonik korelasyon analizi sonuçları,

- 33 Avrupa ülkesi için 5 ekonomik göstergeden oluşan ekonomik değişkenler kümesi ile 7 sosyal göstergeden oluşan sosyal değişkenler kümesi arasında çok kuvvetli doğrusal bir ilişki vardır.
- Bulunan doğrusal bileşenler, ekonomik değişkenler kümesindeki değişimin tamamını açıklarken, sosyal değişkenler kümesindeki değişimin %84'ünü açıklayabilmektedir.



- Kişi başına düşen milli gelirin yüksek olduğu ülkelerde, bebek ölümlülüğü kişi başına düşen milli geliri düşük olan ülkelere göre daha düşüktür.
- Doğuşta yaşam umidi yüksek olan ülkelerde bebek ölümlülüğü, doğuşta yaşam umidi düşük olan ülkelere göre daha düşüktür.
- Kişi başına düşen milli geliri yüksek olan ülkelerde tarımın GSMH'daki payı, kişi başına düşen milli geliri düşük olan ülkelere göre daha düşüktür.
- Endüstrinin GSMH'daki payı yüksek olan ülkelerde toplam ihracat, toplam ithalata yakın veya daha yüksek iken endüstrinin GSMH'daki payı düşük olan ülkelerde bu oran ithalat yönünde değişmektedir.

şeklinde özetlenebilir.

#### KAYNAKÇA

- FLORRAN M. (2003), *Canonical Correlation Analysis with Kernel*, Computational Diagnostics Group Seminar.
- G.A.F. S. (1984), *Multivariate Observations*, John Wiley&Sons, Inc, Canada.
- HOTELLING, H. (1935), *The Most Predictable Criterio*, *Journal of Educational Psychology*, Sayı: 26, Sayfa: 139-142.
- MALTE K. THARE G. (2003), "The Geometry of Kernel Canonical Correlation Analysis", Max Planck Ins. For Biological Cybernetics
- MICHAEL G. S., ASAF D. and ALEX K.(2003), *Canonical Correlation Analysis of Data on Human-Automation Interaction*"
- ÖZDAMAR K. (1999), *Paket Programlarla İstatistiksel Veri Analizi*, 2. Baskı, Kaan Kitabevi, Eskişehir
- ROBB J. M. (1982), *Aspects of Multivariate Statistical Theory*, John Wiley&Sons, Inc, Canada
- TATLIDİL H. (1996), *Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistiksel Analiz*, Akademi Matbası, Ankara.
- World Development Indicators* (2003), Erişim: [www.worldbank.org](http://www.worldbank.org)

## INVESTIGATION OF SOCIAL AND ECONOMIC INDICATORS OF EUROPEAN COUNTRIES BY USING CANONICAL CORRELATION ANALYSIS

### ABSTRACT

*Canonical correlation analysis(CCA) seeks to identify and quantify the associations between two or more sets of variables. The goal is to find the maximal correlation between a chosen linear combination of the first set of variables and a chosen linear combination of the second set of variables.. In this study by applying canonical correlations of social and economic indicators of 33 countries of European, the relations between social and economic indicators will be explained.*

*Key Words : Bartlett Test, Canonical Correlation, Social and Economic Indicators*



## İSTATİSTİK DAĞILIMLARIN ORMANCILIKTA Kİ ÖNEMİ

Serdar CARUS\*

### ÖZET

*Bu çalışmada, Doğu Kayını (Fagus orientalis Lipsky.) meşcerelerinde hektardaki ağaç sayısı, göğüs yüzeyi ve hacmin çap basamaklarına dağılımlarınının meşcere yaş ve bonitete (yetişme ortamı verim gücü) göre değişimi incelenmiştir. Dağılımın incelenmesinde Beta, Gamma, Weibull ve Normal dağılım modelleri kullanılmıştır. Bu çalışmada istatistiksel analiz için 116 örnek alandan elde edilen veriler kullanılmıştır. Her dağılım modeli için doğrusal bir model kurulmuş ve model katsayıları en küçük kareler yöntemiyle analiz edilmiştir. Ayrıca, tahmin edilen katsayıların istatistiksel analizinde t ve F testleri kullanılmıştır. Modellerin tahmin değerleri gerçek değerlerle grafiksel olarak karşılaştırılmıştır. Gamma dağılımı modeli, diğerlerine göre daha uygun bulunmuştur.*

*Anahtar Kelimeler : Beta, Doğu Kayını., Gamma, Normal Dağılım, Weibull.*

### 1. GİRİŞ

Ormancılık, orman toprağında sürekli olarak çeşitli mal ve ürettiği gibi üretimini değerlendiren bir işletmedir. Orman işletmesini planlamak, yönetmek ve gerekli kararları alabilmek için, orman üretim gücünün, bugünkü ve gelecekteki ürün miktarının bilinmesi gerekmektedir. Böylelikle orman kaynaklarımızdan ekonomik, sürekli ve verimli bir şekilde faydalanabiliriz.

Meşcereyi (ağaç topluluğu) oluşturan ağaçların boyutları ve özellikleri zaman içerisinde değişmektedir. Ağaçlarda artım (boy, göğüs çapı, hacim vb.) her yıl aynı miktarda olmayıp yaş, yetişme ortamı faktörleri ve genetik özelliklere bağlı olarak belli bir eğilim göstermektedir. Bu olay, sonsuz sayıda ve sürekli değişen karşılıklı ilişkilerin sonucudur. Silvikültürel müdahaleler genellikle düzenli kuruluş gösteren meşcerelerde yapılmakta, bakım müdahalelerinin hacim ve hacim elemanlarının (ağaç sayısı, göğüs yüzeyi ve hacim) artım ve büyüme miktarları üzerindeki etkileri bilinmek istenmektedir.

Modern ormancılık araştırmalarının en önemli amacını artım kanunlarını tayin edilmesi oluşturmaktadır. İstatistik yöntemlerle, artım ve büyüme olayları üzerindeki önemli etkenlerin etki yönleri ve dereceleri ölçülebilmektedir.

Ayrıca ormanlara yapılan müdahalelerin zamanı, sıklığı ve ekonomik açıdan uygunluğunun belirlenebilmesi için meşceredeki bireylerin çap basamaklarına

\* Süleyman Demirel Üniversitesi, Orman Fakültesi, Orman Mühendisliği Bölümü, Isparta, Türkiye

dağılımını etkileyen faktörlerin bilinmesi gereklidir. Bu yüzden çap dağılımları üzerine yakın yıllara kadar birçok araştırma yapılmış ve halen çalışmalar devam etmektedir. Bunlara örnekler verecek olursak, *Pinus teada* L.'da Gamma dağılımı (Nelson, 1964), *Pseudotsuga menziesii*'de Lognormal dağılımı (Reinker ve Bliss, 1964), *Picea abies*'de Weibull dağılımı (Bailey ve Dell, 1973), *Pinus elliottii*'de Weibull dağılımı (Schreuder vd., 1979), ve Beta ve Weibull dağılımları *Pinus sylvestris* L. ve *Picea abies* (Maltoma vd., 1995), meşcerelerine uygulanmıştır.

Bu çalışmada, öncelikle, dağılım modellerinin elde edilmesi ve daha sonra regresyon katsayılarının hesaplanış tarzını Loetsch vd. (1973)' nin Beta dağılımına uyguladığı dönüşüm ve hesap biçimi ile gösterilmesi amaçlanmıştır. Çalışmada Beta dağılımı yanı sıra Gamma, Weibull ve Normal dağılımlarından türetilen regresyon modelleri bilgisayarda veri kütükleri yardımıyla incelenmiştir (SPSS For Windows Ver. 10.0).

Araştırmamızda, ağaç sayısı, göğüs yüzeyi ve hacmin çap basamaklarına dağılımını, daha objektif ve duyarlı bir şekilde ifade edebilmek için istatistik yöntemden yararlanılmıştır. İstatistik yöntem, çeşitli istatistik dağılımları (Beta, Gamma, Weibull Normal vb.) esas almakta ve çok çeşitli olabilmektedir. Bunların çap dağılımını temsil etmesi açısından daha uyumlu olacakları beklenmektedir.

## 2. MATERYAL VE METOD

Bu çalışmada, Batı ve Orta Karadeniz yöresi müdahale görmemiş, Doğu Kayını meşcerelerinden 1994-1996 yılları arasında ölçülen 116 adet geçici örnek alan verilerinden yararlanılmıştır.

Örnek alanın boyutları örnek alanın yaş ve verim gücüne bağlı olarak değişmektedir.

Her örnek için arazide;

Bonitet derecesi ( $0.0 \leq BOD \leq 1.0$ ),

Meşcere orta yaşı (yıl),

Göğüs çapı (ağacın yerden 1.3m yükseklikteki çapı),

Değişik çap basamaklarından 25-30 adet ağacın boyu belirlenmiştir.

Burada;

İlk basamak ortası 6 cm değerden başlayarak artan 4 cm'lik basamaklar halinde her basamağın frekans değeri bulunmuştur. Çap basamaklarındaki ağaç sayıları (frekanslar) örnek alan büyüklüğü dikkate alınarak hektardaki değerlere dönüştürülmüştür.

Çap basamaklarındaki göğüs yüzeyi (çap göğüs yüksekliğinden alındığı için) hektardaki değer olarak hesaplanmıştır. Çap basamaklarındaki hacimler, basamağa ait çap ve boy değerlerinden yararlanılarak belirlenmiştir.

Örnek alana ait meşcere boy eğrisinden kestirilen boy ve göğüs çapı yardımıyla hacim değerleri bulunmuştur. Çap basamakları içinde bulunan tek ağaçlara ait hacimler



toplanmış ve daha sonra örnek alana ait hektara çevirme katsayısı ile çarpılarak hektardaki değerlere dönüştürülmüştür.

Sonuçta her örnek alanda her çap basamağına ait dördü veri grupları;

1. Ağaç sayısı, göğüs yüzeyi veya hacim,
2. Çap basamağı orta değeri,
3. Örnek alanın yaşı,
4. Bonitet derecesi.

halinde bilgisayarda veri kütüklerine işlenmiştir. Bu değerler yardımıyla çoğul regresyon analizleri yapılmıştır.

Aynıyaşlı Doğu Kayını meşcerelerinde, belirli bir yaş ve bonitet derecesinde ağaçların çap basamaklarına dağılımı çoğu zaman çarpık çan eğrisi biçimindedir. Bu çan eğrilerinin tepe noktaları bonitet sabit kaldığında meşcere yaşına bağlı olarak ters "J" eğrisi üzerinde kaymaktadır (Fırat, 1972; Loetsch vd, 1973). Ters "J" eğrisi aşağıdaki modelle ifade edilebilir ( Saraçoğlu, 1988 ).

$$N = e^{((a_0 + a_1 * BOD) + (a_2 + a_3 * BOD) * t)} \quad (1)$$

N = belirli bir bonitet derecesinde t yaşındaki dengelenmiş toplam ağaç sayısı (ad/ha),  
BOD = Örnek alanın bonitet derecesi (0.0 ≤ BOD ≤ 1.0),  
e = doğal logaritma tabanı, 2.71828 ( Euler sabiti ),  
a<sub>0</sub>, a<sub>1</sub>, a<sub>2</sub>, a<sub>3</sub> = regresyon denklemi katsayıları

Modellerin oluşturulmasında formül 1 temel alınmıştır. Aşağıda verilen istatistik dağılımları temel alan regresyon modelleri sırasıyla denenmiştir.

Beta dağılımı modeli için  $n_{ij} = k (d_{ij} - d_{min})^\alpha (d_{max} - d_{ij})^\beta$  modeli esas alınmıştır (Loetsch vd.,1973). Kullanılan simgelerin karşılıkları aşağıya çıkarılmıştır.

$n_{ij}$  = i' inci örnek alanda j'inci çap basamağındaki ağaç sayısı (ad / ha)

k,  $\alpha$ ,  $\beta$  = katsayılar

$d_{ij}$  = i' inci örnek alanda j' inci çap basamağının orta değeri = 6,10,...86 cm

$d_{max}$  = Örnek alanlardaki en büyük çap = 88 cm

$d_{min}$  = Örnek alanlardaki en küçük çap = 4 cm.

Beta fonksiyonuna logaritma dönüşümü uygulanırsa,

$$\ln n_{ij} = \ln k + \alpha * \ln (d_{ij} - d_{min}) + \beta * \ln (d_{max} - d_{ij}) \quad (2)$$

biçiminde bir eşitlik elde edilebilir. Beta dağılım modelindeki katsayılar bonitet derecesi, yaş ve  $R = (d_{max} - d_{min})$ ' ye bağlı olduğundan, model bu değişkenleri içeren doğrusal bir denklemle aşağıdaki şekilde yazılabilir.

$$\ln n_{ij} = \beta_0 + \beta_1 * BOD + \beta_2 * t + \beta_3 * BOD * t + \beta_4 * \ln (d_{ij} - d_{min}) + \beta_5 * BOD * \ln (d_{ij} - d_{min}) + \beta_6 * t * \ln (d_{ij} - d_{min}) + \beta_7 * t * BOD * \ln (d_{ij} - d_{min})$$

$$+ \beta_8 * \ln (d_{\max} - d_{ij}) + \beta_9 * BOD * \ln (d_{\max} - d_{ij}) + \beta_{10} * t * \ln (d_{\max} - d_{ij}) + \beta_{11} * BOD * t * \ln (d_{\max} - d_{ij}) \quad (3)$$

Burada;

$\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_{11}$  = Katsayılar, BOD = Örnek alanın bonitet derecesi ( $0.0 \leq BOD \leq 1.0$ )  
 $t$  = Örnek alanın yaşı ( yıl ),  $\ln$  = e tabanında (doğal) logaritma ( $e = 2.71828$ )

Gamma dağılım modeli için  $n_{ij} = a * d_{ij}^b * e^{(c * d_{ij})}$  modeli esas alınmıştır (Nelson,1964). Buradan doğrusal forma dönüştürüp bonitet derecesi ve yaş'a göre türetirsek ;

$$\ln n_{ij} = \beta_0 + \beta_1 * BOD + \beta_2 * t + \beta_3 * BOD * t + \beta_4 * d_{ij} + \beta_5 * BOD * d_{ij} + \beta_6 * t * d_{ij} + \beta_7 * BOD * t * d_{ij} + \beta_8 * \ln d_{ij} + \beta_9 * BOD * \ln d_{ij} + \beta_{10} * t * \ln d_{ij} + \beta_{11} * BOD * t * \ln d_{ij} \quad (4)$$

Weibull dağılım modeli için  $n_{ij} = k * d_{ij}^{\alpha} * e^{(\beta * d_{ij})^{\varphi}}$  fonksiyonu esas alınmıştır (Schreuder vd. ,1979 ).

Bu modele yaş ( $t$ ) ve bonitet derecesini (BOD) sokar, doğrusal modelini türetirsek;

$$\ln n_{ij} = \beta_0 + \beta_1 * BOD + \beta_2 * t + \beta_3 * BOD * t + \beta_4 * \ln d_{ij} + \beta_5 * BOD * \ln d_{ij} + \beta_6 * t * \ln d_{ij} + \beta_7 * BOD * t * \ln d_{ij} + \beta_8 * d_{ij} + \beta_9 * BOD * d_{ij} + \beta_{10} * t * d_{ij} + \beta_{11} * BOD * t * d_{ij} + \beta_{12} * d_{ij}^2 + \beta_{13} * BOD * d_{ij}^2 + \beta_{14} * t * d_{ij}^2 + \beta_{15} * t * BOD * d_{ij}^2 + \beta_{16} * d_{ij}^3 + \beta_{17} * BOD * d_{ij}^3 + \beta_{18} * t * d_{ij}^3 + \beta_{19} * BOD * t * d_{ij}^3 \quad (5)$$

elde edilir.

Normal dağılım modeli için de,  $n_{ij} = e^{(a+b*d_{ij}+c*d_{ij}^2)}$  fonksiyonu esas alınmıştır. Logaritma dönüşümünü yapıp, bonitet derecesi ve yaşa göre doğrusal modeli türetirsek;

$$\ln n_{ij} = \beta_0 + \beta_1 * BOD + \beta_2 * t + \beta_3 * BOD * t + \beta_4 * d_{ij} + \beta_5 * BOD * d_{ij} + \beta_6 * t * d_{ij} + \beta_7 * BOD * t * d_{ij} + \beta_8 * d_{ij}^2 + \beta_9 * BOD * d_{ij}^2 + \beta_{10} * t * d_{ij}^2 + \beta_{11} * BOD * t * d_{ij}^2 \quad (6)$$

elde edilir.

Modelin verilere uygunluğunun denetlenmesi için F ve  $R^2$  ölçütleri dikkate alınmıştır. Ayrıca, modelin yeterliği ile ilgili olarak değişik geçerlik yöntemleri ve artık dağılımlarının incelenmesinden de yararlanılmaktadır. Çalışmamızda, bu tür model geçerlik yöntem ve incelemeleri yapılmamıştır.

### 3. BULGULAR VE TARTIŞMA

İnceleme konusu olarak alınan modellerin (3,4,5 ve 6), çoğul regresyon analizlerine ait sonuçlar Tablo 1'de verilmiştir. Aynıyaşlı Doğru Kayımı müdahale



görmemiş meşcerelerinde ağaç sayısı, göğüs yüzeyi ve hacmin çap basamaklarına dağılımını incelemek için; istatistik dağılımları esas alarak kurulan Beta, Gamma, Weibull ve Normal dağılım modelleri arasında verilere uygunluk açısından pek büyük fark görülmemiştir. Fakat regresyon modelinin uygunluğunun tespiti için hesaplanan F test değeri, Gamma dağılım modeli için en yüksek bulunmuştur. Bu nedenle verilere en uygun modelin Gamma dağılım modeli olduğu kanaatine varılmıştır. Bu model ile herhangi bir yaş ve bonitet derecesindeki meşcerenin, bireylerinin çap basamaklarına dağılımını izlemek mümkündür.

Gamma dağılım modeli, meşceredeki ağaç sayısı ( $R^2 = \%65.9$ ), göğüs yüzeyi ( $R^2 = \%58.9$ ) ya da hacmin ( $R^2 = \%68.1$ ) çap basamaklarına dağılımını yaklaşık olarak yüzde altmış bonitet derecesi yaş ve çapa bağlı olarak belirleyebilmektedir. Geriye kalan %40'lık kısım ise bilinmeyen ve denetlenemeyen diğer önemli faktörler ya da rasgele etkenlerden ileri geldiği söylenebilir (Tablo 1).

**Tablo1.** Dağılım modellerinin çoğul regresyon analizi sonuçları

İstatistik	Ağaç Sayısı				Göğüs Yüzeyi				Hacim			
	Beta	Gamma	Weibull	Normal	Beta	Gamma	Weibull	Normal	Beta	Gamma	Weibull	Normal
R	0.79	0.81	0.82	0.79	0.76	0.77	0.77	0.71	0.82	0.82	0.83	0.77
$R^2$	0.63	0.66	0.67	0.63	0.58	0.59	0.60	0.51	0.67	0.68	0.69	0.60
F	203	236	182	205	164	173	131	124	245	256	195	178
n	1339	1339	1339	1339	1339	1339	1339	1339	1339	1339	1339	1339
Se	0.79	0.75	0.74	0.79	0.76	0.75	0.74	0.82	0.80	0.79	0.78	0.89

Aynı yaşlı, müdahale görmemiş, doğal yoldan gelmiş ve saf Doğu Kayını meşcerelerinde ağaç sayısı, göğüs yüzeyi ve hacmin çap basamaklarına dağılımı, ilk önce örnek alanların bonitet dereceleri sabit tutularak 50 şer yıllık aralıklarla çizilmiştir. Eğrilerin incelenmesinden dağılımların normal olmadığı ve sağa çarpık bulunduğu görülmüştür (Ek şekil 1,3,4 ve 6). Ağaç sayısı noktalar dağılımının, göğüs yüzeyi ve hacim poligonuna benzediği görülmüştür. yaş ve bonitet sınıflarında Söz konusu üç hacim elemanının Gamma regresyon denklemlerinden (formül 4) yararlanılarak bulunan çap basamaklarına ait dengelenmiş değerlerle çizilen eğriler Ek Şekil 2,5 ve 7' de verilmiştir.

#### 4. SONUÇ VE ÖNERİLER

Aynı yaşlı Doğu Kayını müdahale görmemiş meşcerelerinde ağaç sayısı, göğüs yüzeyi ve hacmin çap basamaklarına dağılımını incelemek için, istatistik dağılımları esas alarak kurulan Normal, Beta, Gamma, Weibull ve normal dağılım modellerinin uygunluğunun tespiti için hesaplanan F test değeri, Gamma dağılım modeli için en

yüksek bulunmuştur. Bu nedenle verilere en uygun modelin Gamma dağılım modeli olduğu kanaatine varılmıştır.

Doğu Kayının aynı yaşlı meşcerelerinin daha uygun bulunan Gamma dağılım modeli meşceredeki ağaç sayısı, göğüs yüzeyi ve hacmin çap basamaklarına dağılımı yaklaşık yüzde altmış seviyesinde bonitet ve yaşa bağlı olarak belirleyebilmektedir. Geriye kalan %40'lık kısım ise bilinmeyen ve denetlenemeyen diğer önemli faktörler ya da rasgele etkenlerden ileri geldiği söylenebilir.

Çalışma sadece aynı yaşlı Doğu Kayını müdahale görmemiş meşcerelerinde yapılmıştır. bu model veya benzerleri kurulmak suretiyle, aynı türün değişik şiddet müdahale yapılmış örnek alanlarında veri toplanan ile modelin değişik sıklıktaki meşcere yapılarına uyma imkanı artırılabilir.

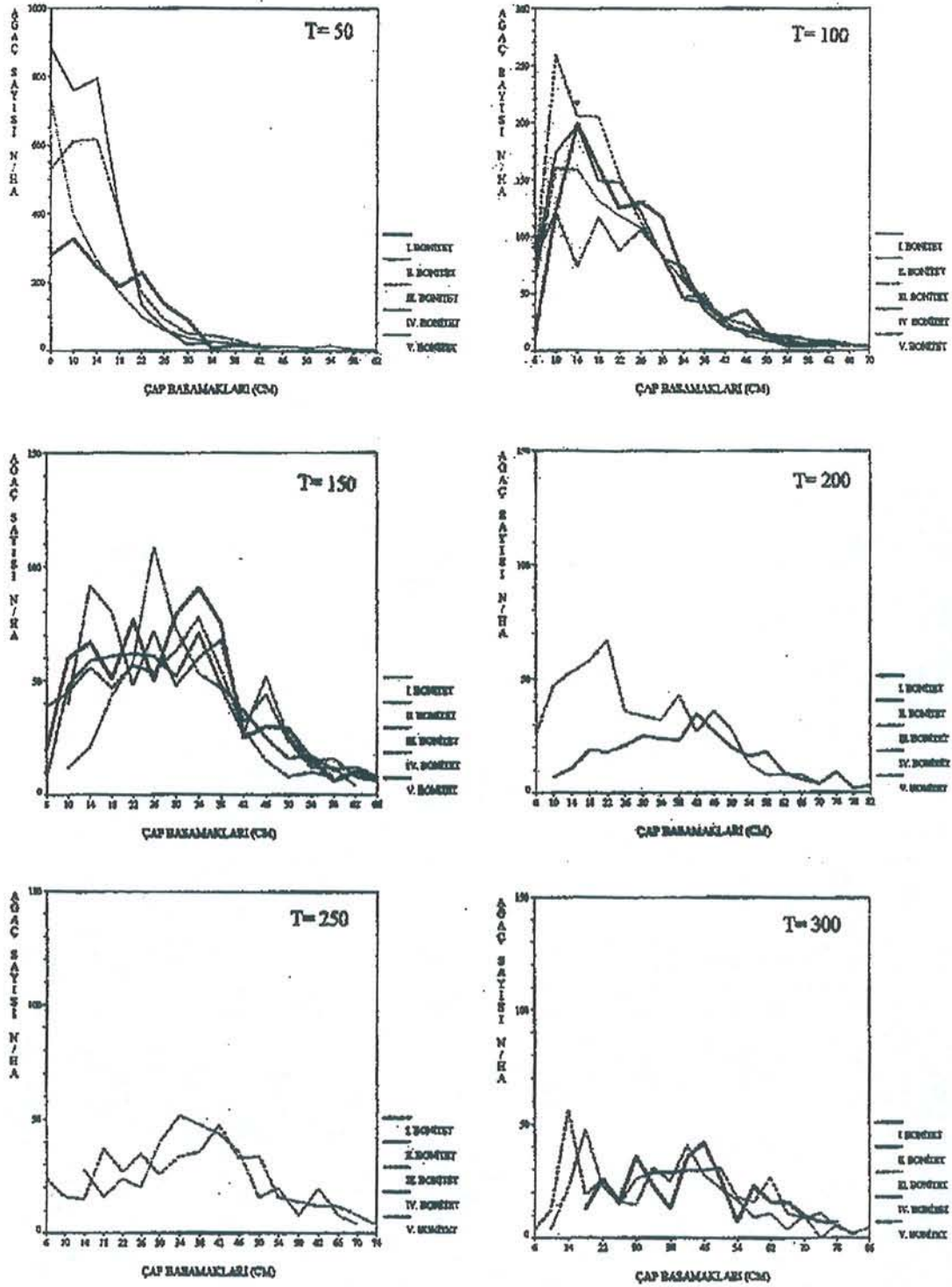
Böylece meşcerelerde yapılacak bakım müdahaleleri, meşcere yapısı iyi tanındığından daha bilinçli ve yerinde olabilir.

Belirli bir yaş ve bonitet derecesindeki bir meşcerede maksimum hacim artımının sağlanabilmesi için çap basamaklarındaki ağaç sayılarının bilinmesi gereklidir. Bu dağılım modeli söz konusu amaç için kullanılabilir.

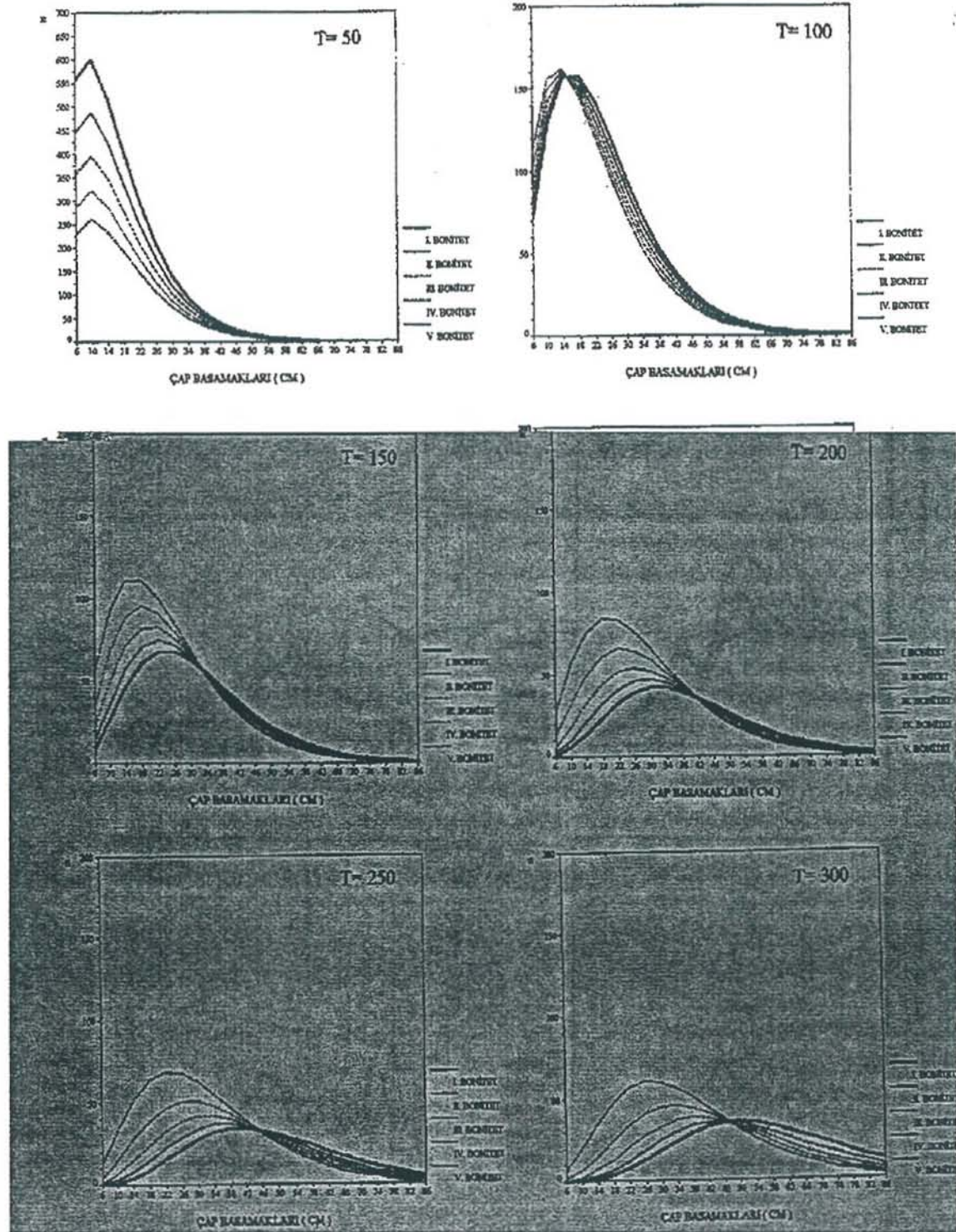
Dağılım fonksiyonlarını temel alan regresyon modelleri, hasılat çalışmalarında meşcere simulasyonlarına olanak sağlamaktadır. Meşceredeki bireylerin çap basamaklarına dağılımının bilinmesi ile belirli zaman aralıklarında oluşan artımlar daha doğru olarak tahmin edilebilmektedir.

İstatistik dağılım modelleri sadece Doğu Kayını'nın Batı Karadeniz yöresinde değil bütün yayılış alanlarında saf ve karışık meşcerelerinde değişik müdahale şekillerine ve sıklıklara göre düzenlenip saptanması, ormancılığımızın geleceği açısından önem arz etmektedir.



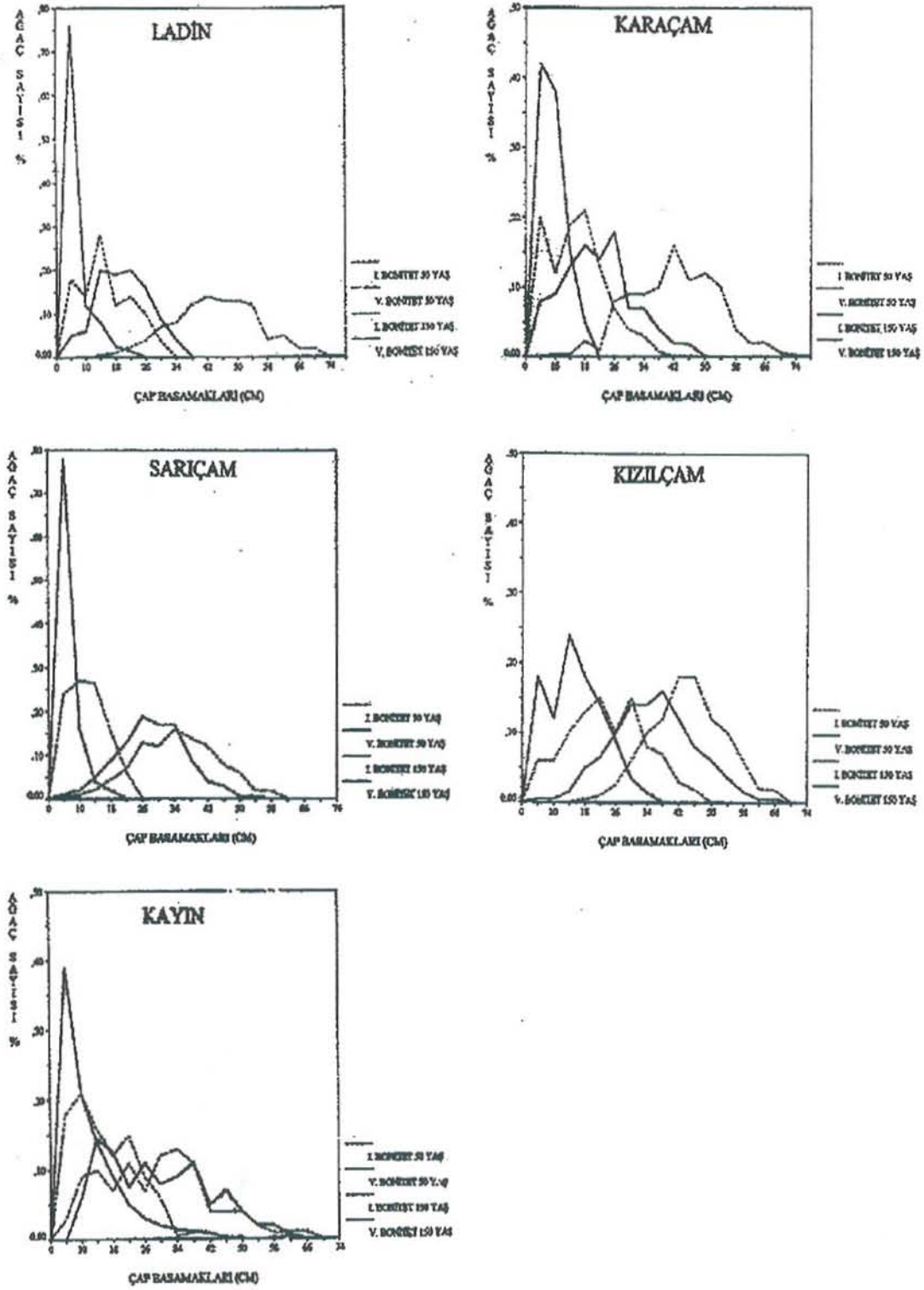


Şekil 1. Yaş ve bonitet sınıflarında hektardaki ağaç sayısının çap basamaklarına ortalama dağılım eğrileri

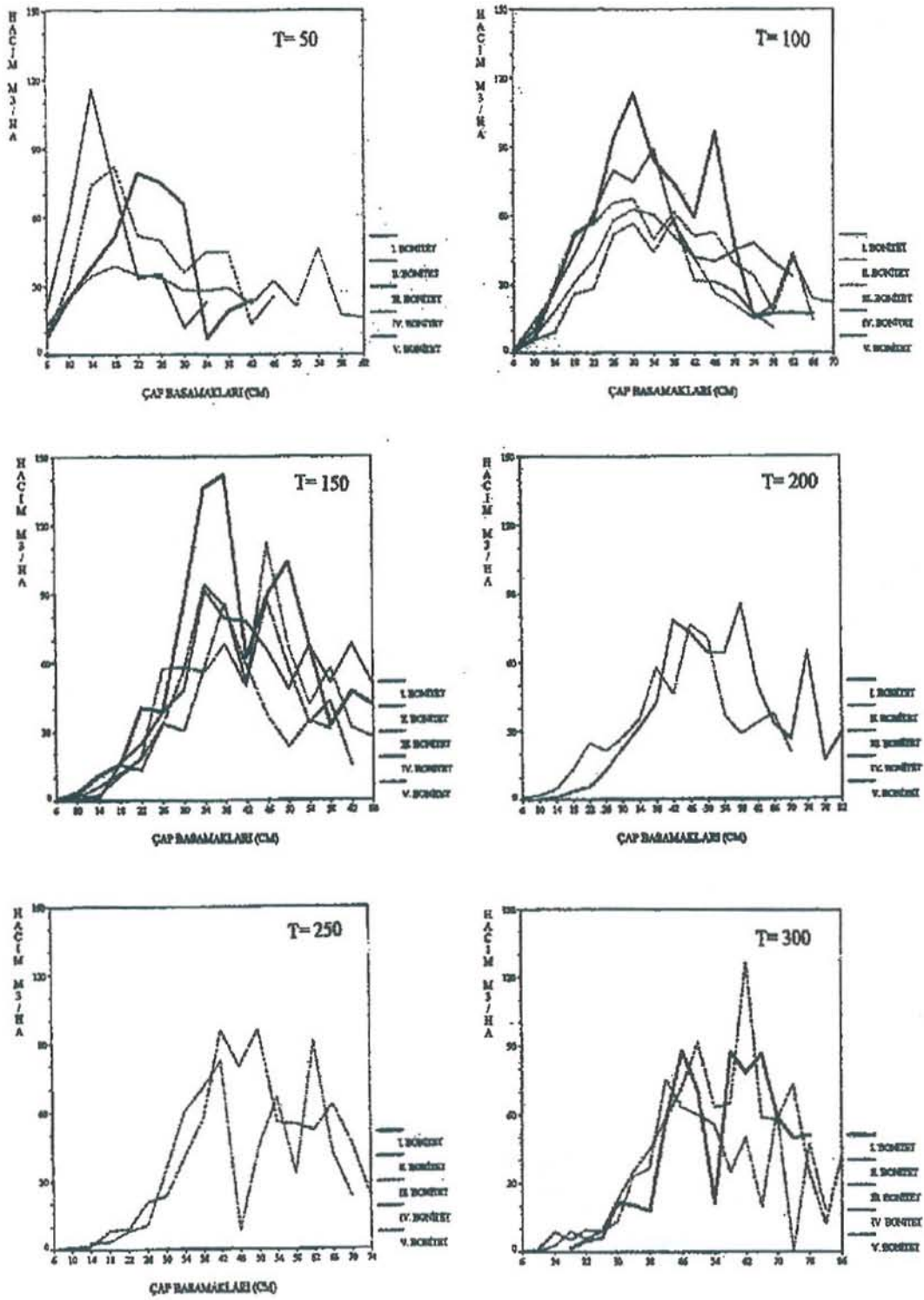


Şekil 2. Doğu Kayınında Gamma dağılımına ait regresyon denkleminde yararlanılarak yaş ve bonitet sınıflarına göre, hektardaki ağaç sayısının çap basamaklarındaki değişimi



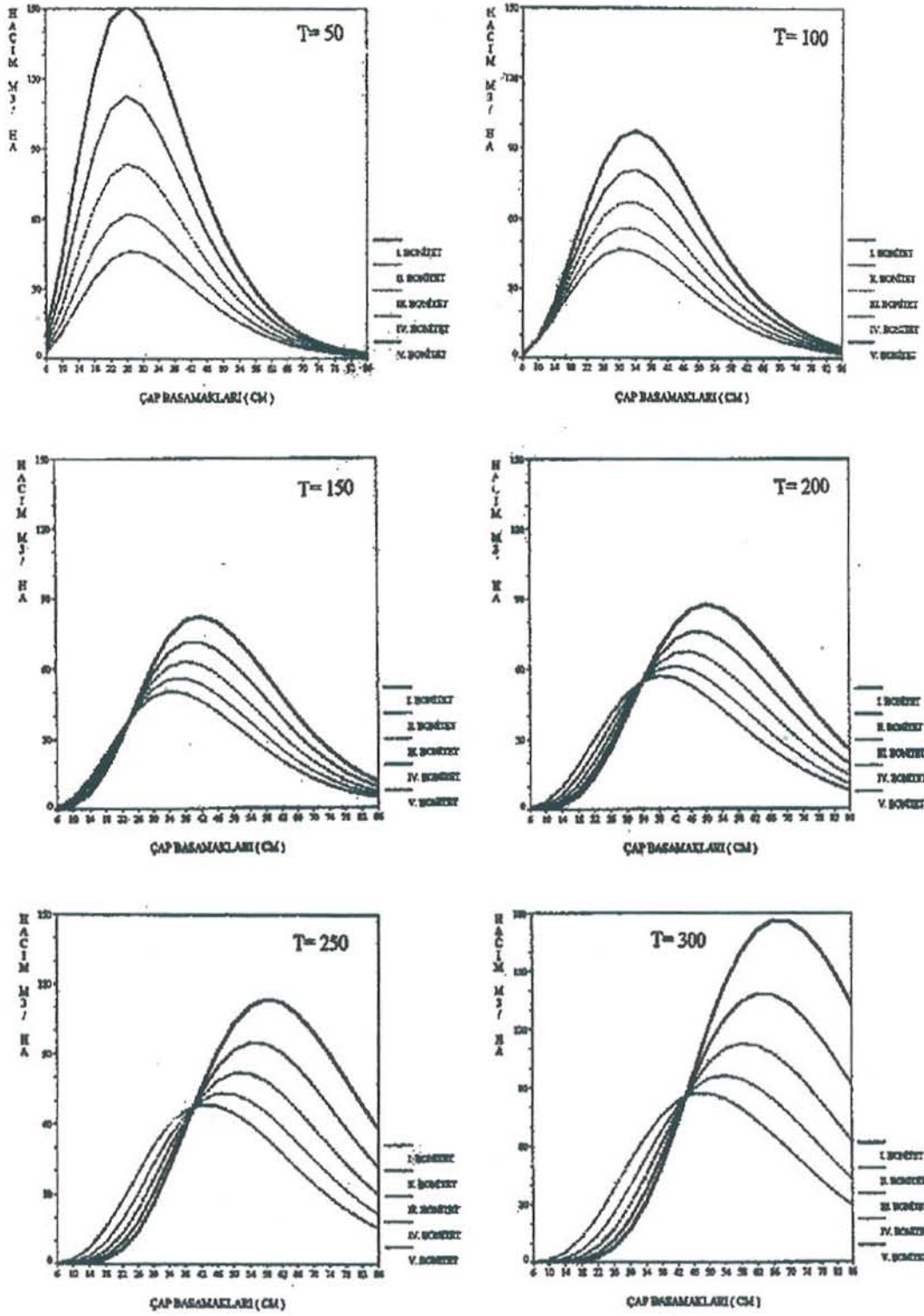


Şekil 3. Yaş ve bonitet sınıflarına göre hektardaki ağaç sayısının çap basamaklarına dağılımının bazı asli orman ağaç türleri itibariyle değişimi

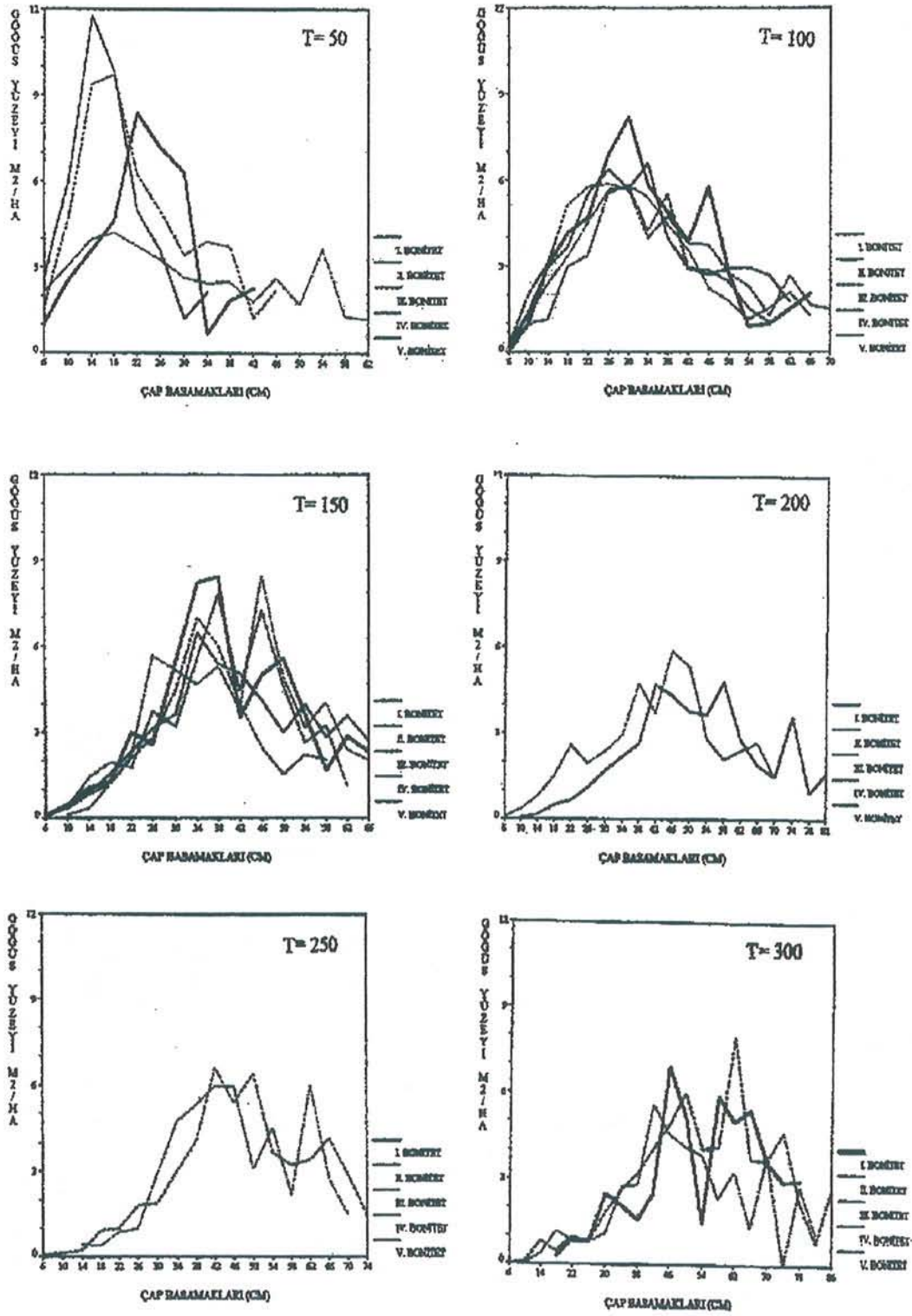


Şekil 4. Yaş ve bonitet sınıflarında hektardaki hacmin çap basamaklarına ortalama dağılım eğrileri



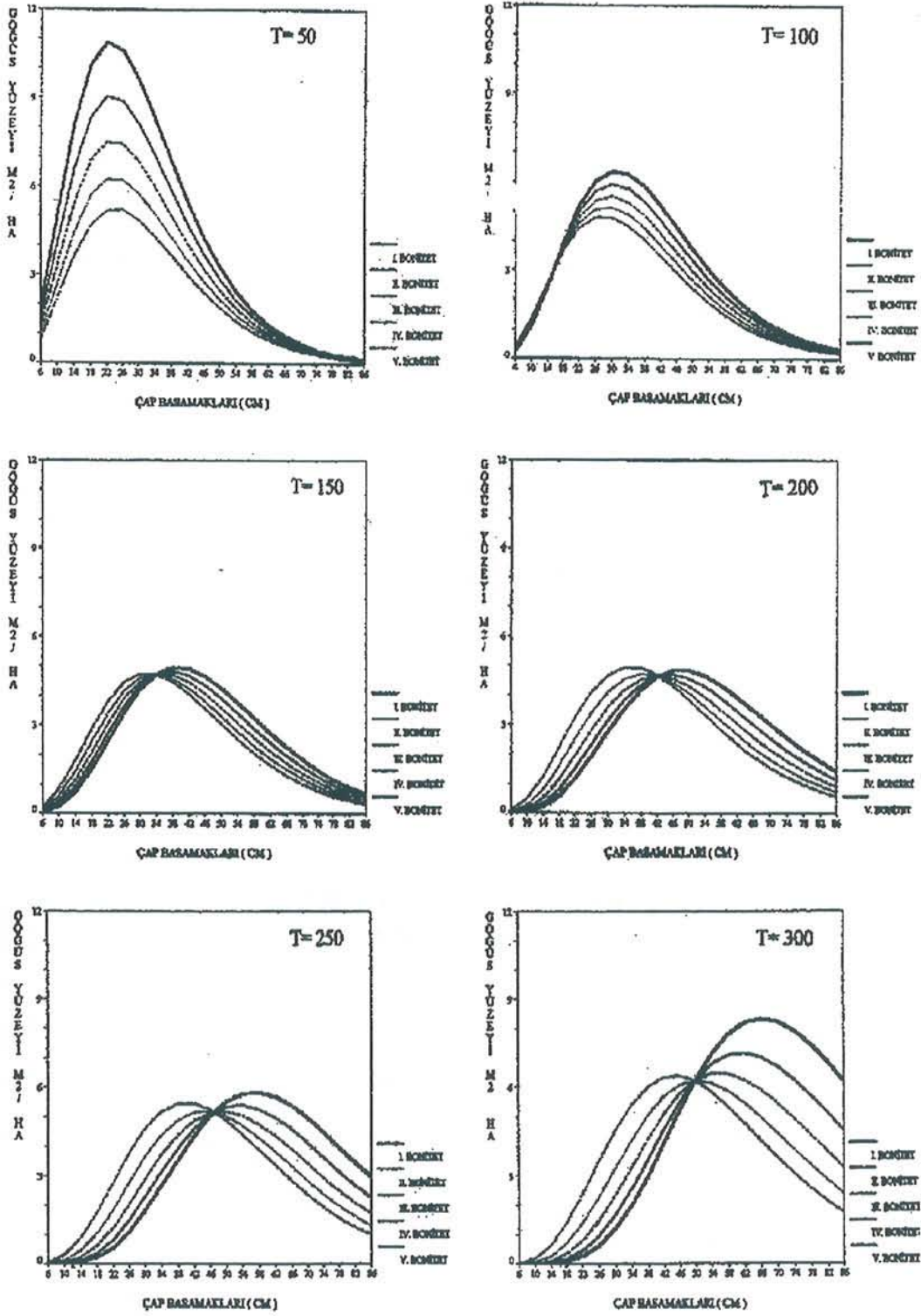


Şekil 5. Doğu Kayınında Gamma dağılımına ait regresyon denkleminde yararlanılarak yaş ve bonitet sınıflarına göre, hektardaki hacmin çap basamaklarındaki değişimi



Şekil 6. Yaş ve bonitet sınıflarında hektardaki göğüs yüzeyinin çap basamaklarına ortalama dağılım eğrileri





Şekil 7. Doğu Kayınında Gamma dağılımına ait regresyon denkleminde yararlanılarak yaş ve bonitet sınıflarına göre, hektardaki göğüs yüzeyinin çap basamaklarındaki değişimi

## KAYNAKLAR

- BAILEY,L.R. and DELL,T.R. (1973), *Quantifying Diameter Distributions with the Weibull Function*. Forest Science 19(2):97-104.
- FIRAT,F. (1972), *Orman Hasılat Bilgisi*, İstanbul Üniveristesi. Orman Fakültesi Yayın No: 116.
- LOETSCH,F.,ZÖHRER,F., and HALLER,K.E. (1973), *Forest Inventory Volume II BLV Vertagsgecellschaft*, München.
- MALTOMA,M.,PUUMALAINEN,J., and PAIVINEN, R.(1995), *Comparison of Beta and Weibull Functions for Modelling Basal Area Diameter Distribution in Stands of Pinus sylvestris and Picea abies*. Scandinavian Journal of Forest Reserach 10 (1995): 284-295.
- NELSON,C.T. (1964), *Diameter Distribution and Growth of Loblolly Pine*. Forest Science 10(1): 105-114.
- REINKER,A.K. and BLISS, C.I. (1964), *A lognormal Approach to Diameter Distributions in Even-Aged Stands*. Forest Science 10 (3):350-360.
- SARAÇOĞLU,Ö.(1988), *Karadeniz Yöresi Göknar Meşcerelerinde Artım ve Büyüme*. O.G.M Yayını., Ankara.
- SCHREUDER,T.H.,HAFLEY,W.L. and BENNET,F.A. (1979), *Yield Prediction for Unthinned Natural Slash Pine Stands*. Forest Science 25(1): 25-30.

## THE IMPORTANCE OF STATISTICAL DISTRIBUTIONS IN FORESTRY

*In this study, the alteration of number of trees, basal area and volume per hectare to the diameter classes have been investigated in oriental beech (Fagus orientalis Lipsky.) stands by stand age and site quality. Those have been used in the models that were constructed based on Beta, Gamma, Weibull and Normal distribution. In this study, the data, 116 sample plots, have been used in the statistical analysis. A linear model has been constructed for each distribution model, and the coefficients in the model have been estimated using Ordinary Least Square analysis. In addition, the significance of parameters were tested using t and F tests for each models. The estimated values of models have been graphically compared with the actual values. Gamma distribution model seems to be more suitable than the other distribution models.*

**Key Words :** Beta, Gamma, Normal Distribution , Oriental Beech, Weibull.



## METİN HAZIRLAMA KALIBI

1. Araştırma, yazılar, kaynaklar, tablo ve şekiller ile birlikte en az 2 en çok 15 sayfa olmalıdır.
2. Gönderilecek araştırma PC ortamında Word 7.0 veya daha yukarı versiyonları ile Times New Roman font ortamında yazılmalıdır.
3. Araştırma A4 normundaki beyaz kağıda sol ve üstten 3,5 cm, sağ ve alttan 2,5 cm boşluk bırakılarak yazılmalıdır.
4. Araştırmanın başlığı metne uygun olmalıdır. Araştırma başlığı ortalı, her sözcüğün ilk harfi büyük 14 punto harf büyüklüğünde, özet büyük harflerle ortalı, 12 punto harf büyüklüğünde koyu olarak yazılmalıdır.
5. Yazarın adı ve soyadı, ünvan belirtilmeden başlığın iki satır altından ortalı olarak ad küçük, soyad büyük harfli olarak yazılmalıdır. İki veya daha fazla yazar olması durumunda, yan yana kolon (sütun) açılarak yazılmalıdır.
6. Yazarın adresi dip not şeklinde verilerek yıldız(\*) ile gösterilmelidir. Birden fazla yazar söz konusu olduğunda, yazışmaların hangi yazar ve adresle yapılacağını ise parantez içinde (haberleşme adresi) yazılarak verilmelidir. Dip not vermek gerektiğinde de yıldız(\*) kullanılmalıdır. Yazar(lar)ın adresi ve dip not ilgili sayfanın altına Times New Roman font ve 10 punto harf büyüklüğü kullanılarak yazılmalıdır.
7. Çalışma herhangi bir kurumun desteği ile gerçekleştirilmişse, kurumun adı ilk sayfa altında dip not olarak yazılmalıdır.
8. Araştırma bölümleri; Türkçe özet, Araştırma metni, Kaynaklar ve İngilizce özet (Abstract) şeklinde olmalıdır.
  - Türkçe özet, yazar isminden sonra üç satır boşluk bırakılarak yazılır. 200 kelimeyi geçmeyecek şekilde soldan 5,5 cm ve sağdan 4,5 cm boşluk bırakılarak 11 punto harf büyüklüğü kullanılarak, italik olarak yazılmalıdır.
  - Araştırma metni 12 punto harf büyüklüğü kullanılarak bir satır aralığında ve paragraflar arasında bir satır boşluk bırakılmalıdır. Paragraflar ve formüller bir tab içeriden yazılmalıdır. Birinci derece bölüm başlıkları büyük harfle, ikinci derece alt bölüm başlıklarında her sözcüğün ilk harfi büyük, diğerleri küçük harfle, üçüncü ve daha alt derece alt bölüm başlıklarının yalnız ilk harfi büyük, diğerleri küçük harfle yazılmalıdır. Bütün bölüm başlıkları koyu olarak yazılmalıdır, tablo ve şekillere başlık ve sıra numarası bölüm numarası içermeksizin verilir. Tablo ve şekil başlık ve sıra numaraları yarım satır aralıklı tablolarda üstte, şekillerde altta yer almalıdır.
  - Kaynaklara göndermeler metin içinde açılan ayraçlarla yapılmalıdır. Ayraç içindeki sıra şöyledir: Yazar(lar)'ın soyadı ve kaynağın yılı. Örneğin; ...kanıtlanmıştır (Rao, 1974)., ...(Grossman ve Weiss, 1983).,

## **DUYURU PANOSU \***

### **30. STOKASTİK SÜREÇLER VE UYGULAMALARI KONFERANSI**

Tarih : 26 Haziran - 1 Temmuz 2005  
Yer : California / ABD  
İletişim : Raya Feldman  
e-mail: [feldman@pstat.ucsb.edu](mailto:feldman@pstat.ucsb.edu)  
Website : <http://www.pstat.ucsb.edu/projects/spa05>

### **SRTL-4: 4. ULUSLARARASI İSTATİSTİKİ TÜMEVARIM, DÜŞÜNME VE OKURYAZARLIK ARAŞTIRMA FORUMU**

Tarih : 02 – 07 Temmuz 2005  
Yer : Yeni Zelanda  
İletişim : Maxine Pfannkuch  
e-mail: [m.pfannkuch@auckland.ac.nz](mailto:m.pfannkuch@auckland.ac.nz)  
Website : <http://www.stat.auckland.ac.nz/srtl4/>

### **13. INFORMS - UYGULAMALI OLASILIK KONFERANSI**

Tarih : 06 - 08 Temmuz 2005  
Yer : Ottawa / Kanada  
İletişim : Co-chair Doug Down  
e-mail: [down@univmail.cis.mcmaster.ca](mailto:down@univmail.cis.mcmaster.ca)  
Website: <http://www.appliedprob.society.informs.org/ottawaconf.html>

### **ULUSLARARASI PARAMETRİK OLMAYAN ÇIKARSAMA SEMİNERİ**

Tarih : 13 - 15 Temmuz 2005  
Yer : Coruna / İspanya  
İletişim : Ricardo Cao, Universidade de Coruna  
Website : <http://www.orzancongres.com/eventos/2005/isni/>

### **IUSSP ULUSLARARASI NÜFUS KONFERANSI**

Tarih : 18 - 23 Temmuz 2005  
Yer : Tours / Fransa  
İletişim : e-mail: [France2005-Booth@iussp.org](mailto:France2005-Booth@iussp.org),  
[France2005-SideMeeting@iussp.org](mailto:France2005-SideMeeting@iussp.org)  
Website : <http://www.iussp.org/France2005/>



**ISIPTA '05: 4. ULUSLARARASI ETKİLEYİCİ OLASILIKLAR VE UYGULAMALARI SEMPOZYUMU**

Tarih : 20 - 24 Temmuz 2005  
Yer : Pennsylvania / ABD  
İletişim : <http://www.sipta.org/isipta05>

**25. AVRUPA İSTATİSTİKÇİLER TOPLANTISI (EMS)**

Tarih : 24 - 28 Temmuz 2005  
Yer : Oslo / Norveç.  
İletişim : EMS 2005,P.O. Box 114 Blindern, N-0314 Oslo, Norveç  
e-mail: [frigessi@nr.no](mailto:frigessi@nr.no), [ems2005@nr.no](mailto:ems2005@nr.no)  
Website : [www.ems2005.no](http://www.ems2005.no)

**4. ULUSLARARASI ÇOKLU KARŞILAŞTIRMA SÜREÇLERİ KONFERANSI – MCP 2005**

Tarih : 17 - 19 Ağustos 2005  
Yer : Shanghai / Çin  
İletişim : Jason Hsu  
e-mail: [Hsu.1@osu.edu](mailto:Hsu.1@osu.edu)  
Website : <http://www.stat.ohio-state.edu/~mcp2005>

**14. AVRUPA GENÇ İSTATİSTİKÇİLER TOPLANTISI**

Tarih : 22 - 27 Ağustos 2005  
Yer : Debrecen / Macaristan  
İletişim : Katalin Varga  
e-mail: [varga@szit.bme](mailto:varga@szit.bme), [vkati@hu.inter.net](mailto:vkati@hu.inter.net)

**ULUSLARARASI UYGULAMALI İSTATİSTİK 2005 KONFERANSI**

Tarih : 18 - 21 Eylül 2005  
Yer : Ribno / Slovenya  
İletişim : Andrej Blejec  
e-mail: [info.AS@nib.si](mailto:info.AS@nib.si)  
Website : <http://ablejec.nib.si/AS2005>

## **STOKASTİK GEOMETRİ VE UYGULAMALARI**

Tarih : 03 - 07 Ekim 2005  
Yer : Bern / İsviçre  
İletişim : Prof. I. Molchanov  
e-mail: [ilya@stat.unibe.ch](mailto:ilya@stat.unibe.ch)  
Website : <http://www.cx.unibe.ch/~ilya/wbec>

## **12. ULUSLARARASI İSTATİSTİK, KOMBİNATORİK, MATEMATİK VE UYGULAMALAR KONFERANSI**

Tarih : 02 - 04 Aralık 2005  
Yer : Alabama / ABD  
İletişim : Mark Carpenter [carpediem@auburn.edu](mailto:carpediem@auburn.edu)  
Satya Mishra [mishra@jaguar1.usouthal.edu](mailto:mishra@jaguar1.usouthal.edu)  
Website : <http://www.stat.auburn.edu/samc2005>

## **BİLİM VE MÜHENDİSLİK TEKNOLOJİSİNDE ARASTIRMA METODOLOJİLERİ ULUSLARARASI KONFERANSI- ICRMSET**

Tarih : 05 - 07 Aralık 2005  
Yer : Tehran / İran  
İletişim : Dr. Alireza Bayat  
e-mail : [info@icmrse.ir](mailto:info@icmrse.ir)  
Website : [www.icmrse.ir](http://www.icmrse.ir)

## **ULUSLARARASI BİLGİSAYAR VE ENFORMASYON BİLİMLERİ KONFERANSI – ICCIS 2005**

Tarih : 15 - 17 Aralık 2005  
Yer : Kolhapur / Hindistan  
İletişim : Prof. Rajendra Akerkar  
e-mail : [kpr\\_tmrf@sancharnet.in](mailto:kpr_tmrf@sancharnet.in)  
Website : [http://pune.sancharnet.in/kpr\\_tmrf/iccis05.html](http://pune.sancharnet.in/kpr_tmrf/iccis05.html)

## **ULUSLARARASI İSTATİSTİK KONFERANSI “TEKNOLOJİ ÇAĞINDA İSTATİSTİK”**

Tarih : 27 - 31 Aralık 2005  
Yer : Kuala Lumpur / Malezya  
İletişim : Uluslararası İstatistik Konferansı Sekreterliği  
e-mail : [isc\\_malaysia@um.edu.my](mailto:isc_malaysia@um.edu.my)  
Website : <http://iscm.math.um.edu.my>



## **5. ULUSLARARASI İŞ VE ENDÜSTRİYEL İSTATİSTİK SEMPOZYUMU**

Tarih : 11 - 13 Ocak 2006  
Yer : Lima / Peru  
İletişim : Geoff Vining  
e-mail: [vining@vt.edu](mailto:vining@vt.edu)  
Website : <http://kitchen.stat.vt.edu/~vining/isbis5/>

## **15. İSTATİSTİK ARAŞTIRMA SEMPOZYUMU 2006 (İAS 2006) - “Veri Kalitesi ve Güvenilirliği”**

Tarih : 11 – 12 Mayıs 2006  
Yer : Devlet İstatistik Enstitüsü, Ankara/Türkiye  
İletişim : Gönül Erdem  
e-mail: [sempozyum@die.gov.tr](mailto:sempozyum@die.gov.tr)

## **5. ULUSLARARASI OLASILIK VE İSTATİSTİK KONFERANSI PROBASTAT 2006**

Tarih : 05 - 09 Haziran 2006  
Yer : Slovak Cumhuriyeti  
İletişim : Dr. Viktor Witkovsky, Institute of Measurement Science, Slovak Academy of Sciences, Dubravská cesta 9, 84104 Bratislava, Slovakia  
e-mail: [probastat@savba.sk](mailto:probastat@savba.sk)  
Website : <http://aiolos.um.savba.sk/~viktor/probastat.html>

## **6. ULUSLARARASI S4G KONFERANSI**

Tarih : 26 - 29 Haziran 2006  
Yer : Prag / Çek Cumhuriyeti  
İletişim : Viktor Benes ([benesv@karlin.mff.cuni.cz](mailto:benesv@karlin.mff.cuni.cz))  
Radka Juzkova ([radka.juzkova@svses.cz](mailto:radka.juzkova@svses.cz))  
Website : <http://www.karlin.mff.cuni.cz/s4g/>

## **26. AVRUPA İSTATİSTİKÇİLER TOPLANTISI**

Tarih : 24 - 28 Temmuz 2005  
Yer : Thorun / Polonya  
İletişim : Adam Jakubowski (Yerel Organizasyon Komitesi Başkanı)  
Website : [www-m4.mathematik.tu-muenchen.de/m4/erc/](http://www-m4.mathematik.tu-muenchen.de/m4/erc/)  
<http://www.ems2006.umk.pl>

## **COMPSTAT 2006**

Tarih : 28 Ağustos - 01 Eylül 2006  
Yer : Roma / İtalya  
İletişim : e-mail: [compstat2006@uniroma1.it](mailto:compstat2006@uniroma1.it)  
Website : <http://w3.uniroma1.it/compstat2006>

## **ISI 56. DÖNEM TOPLANTISI**

Tarih : 22 - 29 Ağustos 2007  
Yer : Lizbon / Portekiz  
İletişim : ISI Permanent Office, 428 Prinses Beatrixlaan, P.O. Box 950, 2270 AZ  
Voorburg, Holanda.  
e-mail: [isi@cbs.nl](mailto:isi@cbs.nl)

\*Kaynak: International Statistical Institute (ISI) Web sitesi  
<http://www.cbs.nl/isi/calendar.htm#TOP>



<b>İki Değişkenli Farlie-Gumbel-Morgenstern Dağılımları için Sıra İstatistiklerinin Eşleniklerinin Dağılımları ve Momentleri</b> <i>The Distributions and the Moments of Concomitants of Order Statistics for Bivariate Farlie-Gumbel-Morgenstern Distributions</i> Muhammet BEKÇİ .....	1
<b>Regresyon Analizinde Girdilerin Bulanık Olması Durumunda Uyarlamalı Ağ Yaklaşımı ile Parametre Tahmini</b> <i>Adaptive Network Approach to Parameter Estimation in Fuzzy Regression for Fuzzy Input</i> Türkan ERBAY DALKILIÇ - Ayşen APAYDIN .....	13
<b>İkili Lojistik Regresyon Analizi ve bir Uygulama</b> <i>Binary Logistic Regression and an Application</i> Özgül VUPA - Serdar KURT .....	23
<b>Doğrusal Kanonik Korelasyon Analizi ve Türkiye'ye İlişkin bir Uygulama</b> <i>Linear Canonical Correlation Analysis and an Application</i> Zeynep FİLİZ - Aydan AYDIN .....	39
<b>Kaos ve Lyapunov Üstellerinin Tahmin Edilmesi</b> <i>Chaos and Estimation of Lyapunov Exponents</i> Tarhan SERİN .....	55
<b>ARMAX Modellerinde Parametre Tahmini ve Kontrol</b> <i>Parameter Estimation and Control in ARMAX Models</i> Esin KÖKSAL - Fikri ÖZTÜRK .....	73
<b>Olabilirlik Kuramına Dayalı Regresyon Analizi</b> <i>Regression Analysis Based on Possibility Theory</i> Alper BAŞARAN - Süleyman GÜNAY .....	89
<b>Nitel Kabul Örnekleme Yöntemleri Üzerine bir Uygulama</b> <i>An Application on Attribute Acceptance Sampling Methods</i> Senem ŞAHAN - Süleyman ALPAYKUT .....	97
<b>Yanıtlamama ve Çift Örnekleme Yöntemi</b> <i>Nonresponse and Double Sampling Technique</i> Aylin ALKAYA - Alptekin ESİN .....	115
<b>Karma Denemelerde Model Seçimi</b> <i>Model Choice in Mixture Experiments</i> Nurkut Nuray URGAN - Pakize TAYLAN .....	133
<b>Enflasyon-Çıktı Değişkenliği Ödünleşmesi : İki Değişkenli GARCH(1,1) Bulguları</b> <i>Inflation Output Variability Trade-off : Bivariate GARCH(1,1)</i> Yakup KÜÇÜKKALE .....	151
<b>Özel İmalat Sanayi Fiyat Endeksi Değişim Değerleri Çekirdek Enflasyon Ölçüsü Müdür?</b> <i>Is the Growth Rate of the Private Manufacturing Price Index the Measure of the Core Inflation?</i> Rahmi YAMAK - Servet CEYLAN .....	163
<b>Bireysel Emeklilik Sigorta Sistemi Üzerine bir Uygulama Çalışması</b> <i>An Application Study About Individual Retirement Insurance System</i> Şanslı ŞENOL - Sevcan DEMİR .....	177
<b>Ücret Geliri Elden Yoksul Hanelerin İşgücü ve Çalışan Çocuk Profili</b> <i>Wage Income Earning Poor Household' Labour and Working Child Profile</i> Sevil UYGUR - Enver TAŞTI - Murat ALPAY .....	189
<b>Karşılık Getirme Analizi ile Göç Edenlerin Evliliklerinde Göç Veren Bölge Faktörünün Değerlendirilmesi : İstanbul'daki Evlilik Profili</b> <i>The Evaluation of the Migrant Sending Area Factors in the Migrant Marriages Through Correspondence Analysis : Marriage Profile for Istanbul</i> Gülhayat GÖLBAŞI ŞİMŞEK - Elif ÖZTÜRK .....	207
<b>Ankara Büyük Şehir Belediyesine Bağlı İlçelerdeki ve Ayaş İlçesindeki 2001 Yılındaki Ölüm Kayıtlarının Karşılaştırılması</b> <i>Comparison of Records on Death Events in Ankara Main Municipality and Ayaş District in 2001</i> Hüsnüye AYDIN .....	225
<b>İlçelerin Nüfus ve Sosyo-Ekonomik Gelişmişlik İndeksine Göre Kümeleme Analizi</b> <i>Cluster Analysis by Districts' Population Density and Socio-Economic Development Indices in Turkey</i> Ali CAN - Sevil UYGUR .....	245
<b>Trafik Kazalarının İncelenmesinde Uyum Analizinin Kullanımı</b> <i>The Usage of Correspondence Analysis in Investigating Traffic Accidents</i> M. ERİŞOĞLU - A. PEKGÖR - A. GENÇ - D. SEZER - N. İYİT .....	267
<b>Emlak Vergisinin Bulanık Regresyon Yöntemi ile Modellemesi</b> <i>Property Tax Modelling by Using Fuzzy Regression Method</i> Şanslı ŞENOL - Sinem BEKÇİ .....	277
<b>Avrupa Ülkelerinin Sosyal ve Ekonomik Göstergelerinin Kanonik Korelasyon Analizi ile İncelenmesi</b> <i>Investigation of Social and Economic Indicators of European Countries by Using Canonical Correlation Analysis</i> M. ERİŞOĞLU - V. YILMAZ .....	289
<b>İstatistik Dağılımların Ormanlıktaki Önemi</b> <i>The Importance of Statistical Distributions in Forestry</i> Serdar CARUS .....	301