



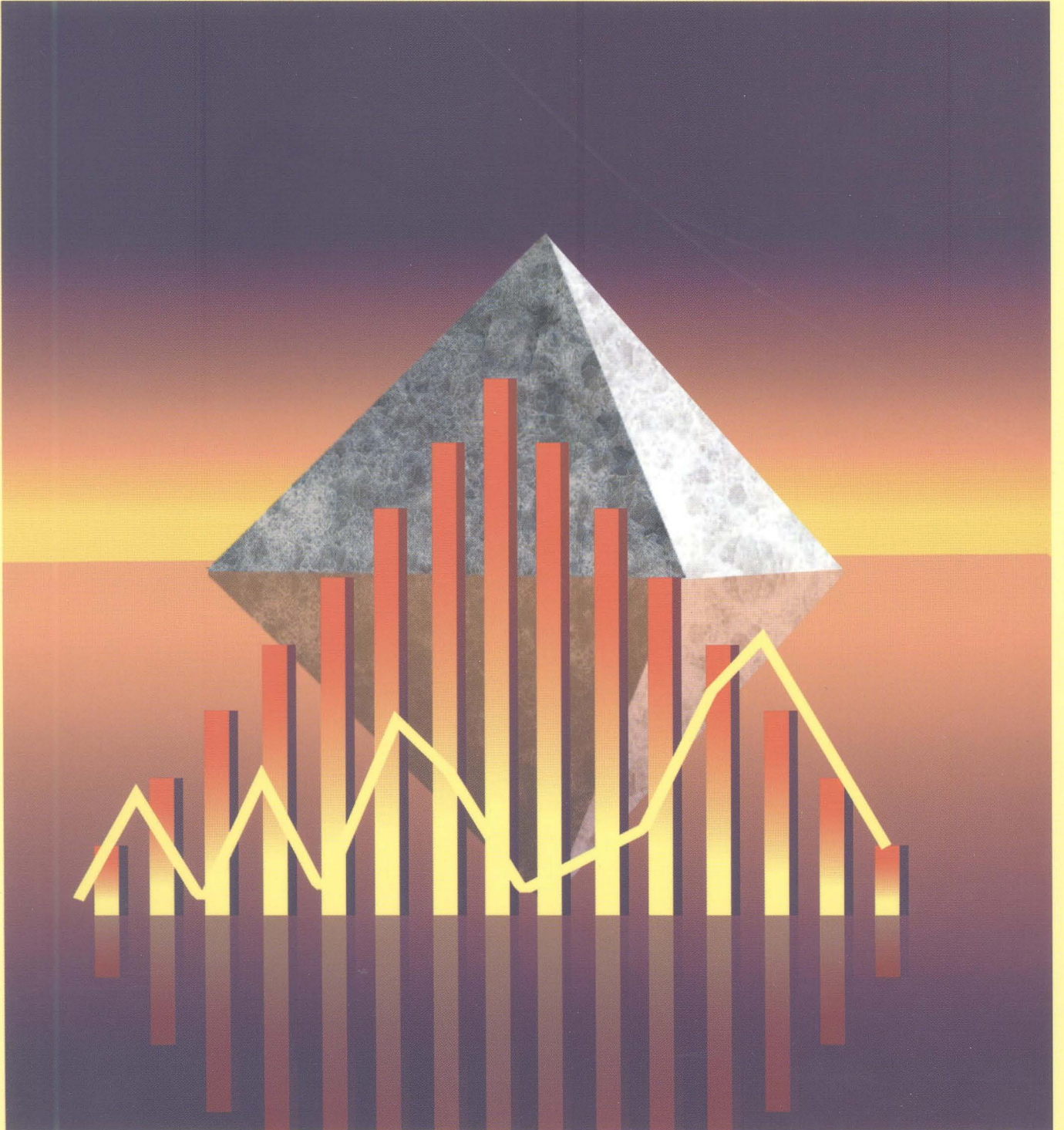
İstatistik Araştırma

Journal of Statistical Research Dergisi

Cilt 04 Volume

No 01 Number

Nisan 2005 April



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 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

Olca 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, Örnekleme ve Alan Araştırmaları, Uygulamalı İstatistik, İstatistiksel Kalite Kontrol, Biyoistatistik, Risk Aktüarya 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. Yayımlanan 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 “Yayımlanabilir” oluru alınmış 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)a 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 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	

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

Olcay 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 Yücece / ANKARA

Değerli Okuyucular,

Dergimizin Nisan 2006 sayısını elinize ulaştırmış olmaktan mutluluk duymaktayım. Her sayımızda olduğu gibi bu sayımızda da bazı istatistikleri vermemiz yararlı olacaktır. Dergimizin halihazırda hakemlik sürecinde olan makale sayısı 30, hakemlerce düzeltilmek üzere makale sahibi veya sahiplerine gönderilen makale sayısı 6, bu sayımızda yayınlanmasına karar verilen makale sayısı 8, editörce ön elemesi yapılmak için henüz elimize geçmiş makale sayısı 2, hakemlerce değerlendirme sürecinde olan ve makale sahiplerince eksiklerin tamamlanması aşamasında olan makale sayısı ise 46 dır. Bu son rakamdan da anlaşılacağı gibi, ne yazık ki hakemlerimiz belki iş yoğunluklarının çok olmasından belki de bu özverili görevi öncelikli işler olarak görmemelerinden olacak ki bu aşamada elimizde olmayan nedenlerden dolayı uzunca bir süre bekleyiş ortaya çıkmaktadır. Bu uzun bekleyişin birkaç tane yaygın nedeninin mevcut olduğunu da gözlemlemiş bulunuyoruz bunlar: hakemlerin adreslerinin değişmiş olması, hakemlerin yurtdışına geçici veya uzun süreli olarak çıkması ve dolayısıyla bu bilgiyi dergi sekreteryasına bildirmemeleri, hakemlerin değerlendirme işlemlerine yeterince özen göstermeyerek zaman ayırmaması veya öncelik vermemeleri, makale sahiplerinin kendilerinden istenilen düzeltmeleri doğru ve zamanında yaparak göndermemeleridir. Umarım bu sorunu yakın gelecekte hep birlikte çözebiliriz. Tüm bu olumsuzluklara rağmen dergimiz kalitesinden ödün vermeden hayatiyetini gelişim halinde sürdürmektedir.

Dergimizin bu sayısının basım aşamasına gelmesinde başta makalelerini gönderen ve değerlendirme aşamasında özverili çalışmaları ile hakemlik yapmış olan tüm bilim insanlarına, ve desteğini hiçbir zaman eksiltmeden veren Devlet İstatistik Enstitüsünün Başkanı Sayın Doç. Dr. Ömer DEMİR olmak üzere, dergi sekreteryasında görev yapan Sayın Gönül ERDEM'e ve Sayın Atalay BİÇYAP'a ve ayrıca bu amaçla görev almış Enstitünün diğer çalışanlarına da içtenlikle teşekkür etmeyi bir borç biliyorum.

Diğer sayılarda buluşmak ümidiyle saygılarımı sunuyorum.

Prof. Dr. Fetih YILDIRIM
Dergi Editörü

OTOREGRESİF MODELLERİN BAYES ANALİZİNİN HAVA KİRLİLİĞİ VERİLERİNE UYGULAMASI

Mehmet Ali CENGİZ*

Erol EĞRİOĞLU

ÖZET

Otoregresif (AR) modellerin istatistiksel analizi önemli bir çıkarım problemidir. Çoğu klasik yaklaşımlar, AR modelinin derecesinin belirlenmesinde ve parametrelerin tahmininde geniş olarak kullanılır. Bayesci yaklaşım da her iki amaç içinde kullanılabilir. Bu çalışmada AR modelinin derecesinin belirlenmesinde klasik yaklaşımlar kullanıldı ve Samsun bölgesindeki hava kirliliği verisi için gelecek değerleri tahmin etmede bilgi içermeyen önsellerin kullanımıyla Bayesci yaklaşım incelendi.

Anahtar Kelimeler: *Otoregresif Model, Bayesci Analiz*

1. GİRİŞ

Zaman serileri analizinde son yıllarda klasik çıkarım yöntemleri ile birlikte Bayes çıkarımı kullanılmaktadır. ARMA modellerinin Bayes analizi üzerine Zellner (1971), Box ve Jenkins (1976), Monahan (1983), Broemling ve Shaaraway (1988), Marriott ve Smith (1992), McCulloch ve Tsay (1994) ve Chib ve Greenberg (1994) çalışmaları mevcuttur. Bu çalışmalardan Zellner (1971), Box ve Jenkins (1976) ve Broemling ve Shaaraway (1988) de durağanlık ve tersine çevrilebilirlik şartlarının parametre uzayını kısıtlaması dikkate alınmamış diğerlerinde ise nümerik integrasyon teknikleri ile bu husus dikkate alınarak Bayes analizi gerçekleştirilmiştir. Bu çalışmalarda ayırıcı bir hususda kullanılan önsel dağılım içindir. Zellner (1971), Box ve Jenkins (1976) ve Broemling ve Shaaraway (1988) bilgi içermeyen önsel dağılımı kullanmış, diğerlerinde ise bilgi içeren önsel dağılım kullanılmıştır. Zellner (1971)'de birinci ve ikinci dereceden otoregresif modelin Bayes analizini önsel dağılımı uniform (düzgün) dağılım olarak ve yaklaşık olabilirlik fonksiyonunu kullanarak gerçekleştirmiştir. Box ve Jenkins (1976) çalışmasında ise Jeffreys'in önselini ve tam olabilirlik fonksiyonunu kullanarak tüm ARMA modellerinin Bayes analizini gerçekleştirmiştir. Monahan (1983) de ARMA modellerinin Bayes analizinde bilgi içermeyen önsellerin kullanılmasının gereksizliğini savunmuş ve modeldeki parametre sayısına bağlı bir bilgi içeren önsel seçerek ve nümerik integrasyon tekniklerini kullanarak analizi gerçekleştirmiştir. McCulloch ve Tsay (1994) ve Chib ve Greenberg (1994) ise nümerik integrasyon tekniği olarak Gibbs örneklemesini kullanarak ARMA modellerinin Bayes analizini gerçekleştirmiştir.

Bu çalışmada, ilk olarak Otoregresif modellerin Bayes Analizi verilmiştir. Farklı önseller için sonsal dağılımlar bulunmuştur. Elde edilen sonsal dağılımlar kükürtdioksit verileri için hesaplanmıştır.

2. OTOREGRESİF MODELLERİN BAYES ANALİZİ

Z_t , $EZ_t = 0$, $V(Z_t) = \sigma_z^2$ olan bir pür stokastik süreç olsun. Bu durumda p. dereceden bir otoregresif süreç

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + Z_t \quad (1)$$

dir. AR(p) modeli için olabilirlik fonksiyonunu $\sigma_z^2 V_p^{-1}$: $X' = (X_1, X_2, \dots, X_p)$ lerin varyans-kovaryans matrisi ve $\underline{\phi}^T = (\phi_1, \dots, \phi_p)$ olmak üzere

$$L(\underline{\phi} / X_n) = (2\pi\sigma_z^2)^{-n/2} |V_p|^{1/2} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_z^2} \tilde{Q}(\underline{\phi})\right] \quad (2)$$

dir. Burada $\tilde{Q}(\underline{\phi})$ ifadesi koşulsuz kareler toplamıdır ve V_{ij} 'ler V_p 'nin elemanları olmak üzere aşağıdaki formdadır.

$$\tilde{Q}(\underline{\phi}) = \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^p V_{ij} X_i X_j + Q(\underline{\phi})$$

Bayes analizinin aşağıdaki temel formülünü esas alarak üç önsel dağılıma göre sonsal dağılımları elde edebiliriz.

$$\text{Sonsal dağılım} \propto \text{Önsel dağılım} \times \text{Olabilirlik fonksiyonu} \quad (3)$$

Bilgi içermeyen önsel dağılımımız Jeffreys'in önseli ise $\underline{\phi}$ ve σ_z parametreleri için

$$P(\underline{\phi}, \sigma_z) \propto |I(\underline{\phi})|^{1/2} \cdot \sigma_z^{-1} \quad (4)$$

şeklinde elde edilir. (2) ve (4)'ün kullanımıyla

$$P_j(\underline{\phi}, \sigma_z / X) \propto \sigma_z^{-(n+1)} |I(\underline{\phi})|^{1/2} |V_p|^{1/2} \exp\left[-\frac{\tilde{Q}(\underline{\phi})}{2\sigma_z^2}\right] \quad (5)$$

elde ederiz. (5) ifadesini σ_z 'ye göre integrallersek $\underline{\phi}$ 'nin marjinal sonsal dağılımı bulunur.

$$P_j(\underline{\phi} / X) \propto |I(\underline{\phi})|^{1/2} |V_p|^{1/2} \{\tilde{Q}(\underline{\phi})\}^{-n/2}$$

Burada $|I(\underline{\phi})| = nV_p^{-1}$ sonucunu göz önüne alırsak $|I(\underline{\phi})|^{1/2} |V_p|^{1/2}$ ifadesini ihmal ederek otoregresif süreç için sonsal dağılımı yeniden yazabiliriz.

$$P_j(\underline{\phi} / X) \propto \{\tilde{Q}(\underline{\phi})\}^{-n/2} \quad (6)$$

Otoregresif sürecin şartsız kareler toplamı

$$\tilde{Q}(\underline{\phi}) = v s_z^2 + (\underline{\phi} - \hat{\underline{\phi}})' D_p (\underline{\phi} - \hat{\underline{\phi}})$$

dir. Burada $v = n - p$ ve $s_z^2 = \tilde{Q}(\underline{\phi}) / v$ dir. Ayrıca D_p matrisi elemanları, aşağıdaki eşitlikle hesaplanan simetrik kareler toplamlarından oluşur.

$$D_{ij} = D_{ji} = X_i X_j + X_{i+1} X_{j+1} + \dots + X_{n+1-j} X_{n+1-i}$$

Bu bilgiler ışığında D_p matrisi

$$D_p = \begin{bmatrix} D_{2,2} & \cdot & \cdot & \cdot & D_{2,p+1} \\ \cdot & & & & \cdot \\ \cdot & & & & \cdot \\ \cdot & & & & \cdot \\ D_{2,p+1} & \cdot & \cdot & \cdot & D_{p+1,p+1} \end{bmatrix}$$

şeklindedir. Böylece sonsal dağılım

$$P(\underline{\phi} / X) \propto \left(1 + \frac{(\underline{\phi} - \hat{\underline{\phi}})' D_p (\underline{\phi} - \hat{\underline{\phi}})}{v S_z^2} \right)^{-n/2} \quad (7)$$

olur. Bu sonsal dağılım ise (n-p) serbestlik dereceli çok değişkenli Student-t dağılımı olduğu gözükmektedir. (7) sonsal dağılımının özel bir formunu birinci dereceden otoregresif süreç için elde edersek aşağıdaki sonuçlara ulaşırız.

$$\frac{\phi_1 - \hat{\phi}_1}{S_{\hat{\phi}_1}} \sim t_{n-1}, \quad \hat{\phi}_1 = \frac{D_{12}}{D_{22}}, \quad S_{\hat{\phi}_1} = \left[\frac{1}{(n-1) D_{22}} \left\{ 1 - \frac{D_{12}^2}{D_{11} D_{22}} \right\} \right]^{1/2}$$

Ayrıca otoregresif süreç için $1 - \alpha$ H.P.D bölgesini tıpkı lineer modellerin Bayes analizinde olduğu gibi

$$(\underline{\phi} - \hat{\underline{\phi}})' D_p (\underline{\phi} - \hat{\underline{\phi}}) < p s_z^2 F_{\alpha, p, v}$$

dir. Jeffreys'in önseline göre elde edilen sonsal dağılım Student-t dağılımı olması nedeniyle gelecek tahminleri klasik analiz yöntemlerindeki tekniklerle elde edilebilir.

Şimdi de bilgi içermeyen önsel dağılımımız Improper önsel dağılım olsun. Improper önsel dağılım otoregresif süreç için aşağıdaki gibidir.

$$P(\underline{\phi}, \sigma_z) \propto |I(\underline{\phi})| \sigma_z^{-1} \quad (8)$$

Bu önsel dağılım ile elde edilen marjinal sonsal dağılım ise aşağıdaki gibidir.

$$P_I(\underline{\phi} / X) \propto |I(\underline{\phi})| |V_p|^{1/2} \left\{ \tilde{Q}(\underline{\phi}) \right\}^{-n/2} \quad (9)$$

Improper önsel dağılım ile elde edilen sonsal dağılım Student -t dağılımlı olmadığından gelecek tahminleri için nümerik integrasyon yöntemlerine ihtiyaç vardır. Bu durumda Jeffreys'in önselini tercih etmeye bir nedendir.

Son olarak da önsel dağılımımız uniform önsel olsun. Otoregresif süreç için uniform önsel dağılım aşağıdaki gibi olur.

$$P(\underline{\phi}, \sigma_z) \propto \sigma_z^{-1} \quad (10)$$

Uniform önsel dağılım ile elde edilen sonsal dağılım ise aşağıdaki gibi olur.

$$P_U(\underline{\phi} / X) \propto |V_p|^{1/2} \left\{ \tilde{Q}(\underline{\phi}) \right\}^{-n/2} \quad (11)$$

Uniform önsel dağılım ile elde edilen sonsal dağılımında Student-t dağılımlı olmaması gelecek tahminlerinin nümerik integrasyon teknikleri ile hesaplanmasına sebep olmaktadır. Dolayısıyla (11) sonsal dağılımını kullanmakta pratik değildir.

3. SAMSUN KÜKÜRTDİOKSİT VERİLERİNİN ANALİZİ

Devlet İstatistik Enstitüsünün Samsun ilinde il ve ilçe merkezlerine göre yaptığı ölçümlerden elde edilen havadaki kükürtdioksit ortalamaları Tablo.1'de ve bu verilerin plot grafiğini Şekil-1 de verildi. Seriyi durağan hale getirdikten sonra otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayıları elde edilerek grafikleri Şekil-2 ve Şekil-3 de verildi. Bu şekiller incelendi ve otokorelasyon katsayılarının grafiğinde 1,9 ve 12. gecikmelerde önemlilik ve kısmi otokorelasyon katsayılarının grafiğinde sadece birinci gecikmede önemlilik görüldüğünden AR(1) modelinin uygun olduğu sonucuna varıldı. Parametre tahmin sonuçları ve uyum iyiliği istatistikleri Tablo.2 de verildi. Bu sonuçlara göre Turbo Pascal dilinde yazdığımız programdan gelecek değerler elde edilerek Tablo.3 de , uyum tahminleri ile birlikte grafiği ise Şekil-8 de verildi.

Birinci dereceden otoregresif model için (6), (9) ve (11) sonsal dağılımları aşağıdaki gibidir.

$$P_J(\phi_1 / X) \propto \{\tilde{Q}(\phi_1)\}^{-n/2}$$

$$P_I(\phi_1 / X) \propto (1 - \phi_1^2)^{-1/2} \{\tilde{Q}(\phi_1)\}^{-n/2}$$

$$P_U(\phi_1 / X) \propto (1 - \phi_1^2)^{1/2} \{\tilde{Q}(\phi_1)\}^{-n/2}$$

Bu üç sonsal dağılım için gerekli hesaplamalar yapılarak grafikleri Şekil-4, Şekil-5, Şekil-6 ve Şekil-7 de verildi. Üç sonsal dağılım incelendiğinde hepsini maksimum değerini $\hat{\phi} = 0,3586$ noktasında aldığı görülmektedir.

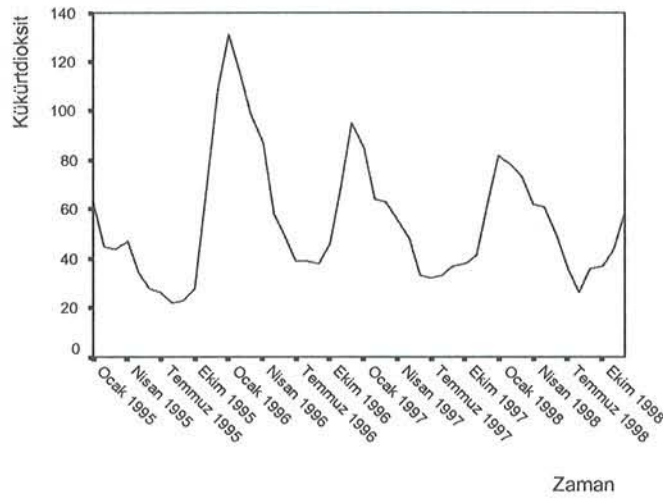
Jeffreys'in önseli ile elde edilen sonsal dağılımdan AR(1) modeli için %95 H.P.D bölgesi ise aşağıdaki gibi olur.

$$(\phi - 0.3586)(113950)(\phi - 0.3586) < 35289$$

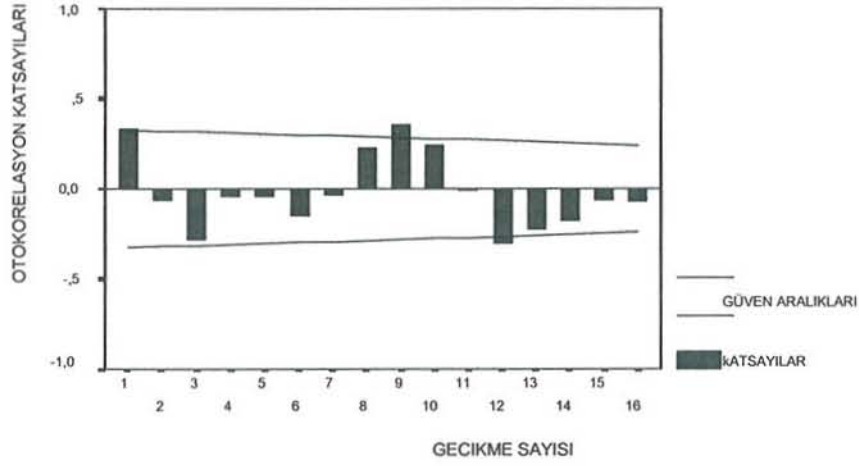
Burada $s_z^2 = 141.1561952$ dir. Herhangi bir parametre değerinin H.P.D bölgesi içinde olması için bu eşitsizliği sağlaması gerekmektedir. Örneğin 0.5 parametre değeri H.P.D. bölgesinde iken -0.5 parametre değeri H.P.D. bölgesinde değildir.

Tablo 1. 1995-1998 Yılları Samsun Kükürtdioksit Ortalamaları

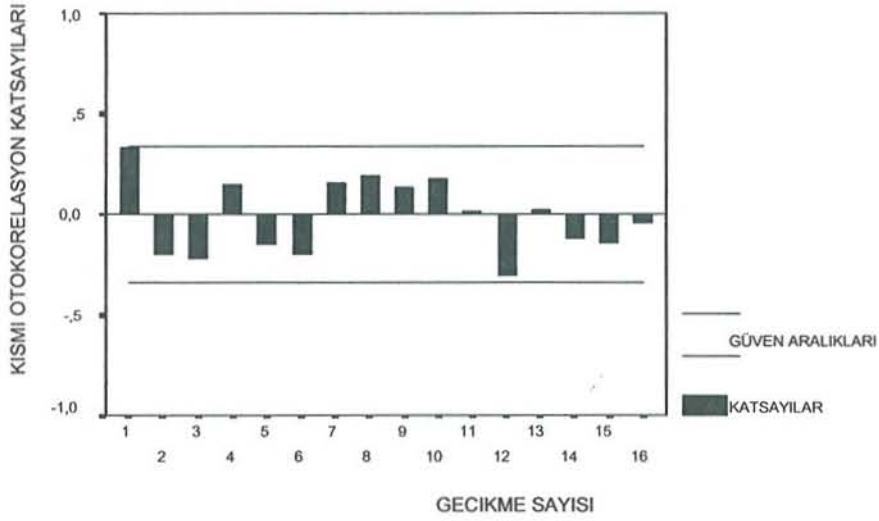
YILLAR	AYLAR	SO ₂	YILLAR	AYLAR	SO ₂
1995	1	63	1997	1	85
1995	2	45	1997	2	64
1995	3	44	1997	3	63
1995	4	47	1997	4	56
1995	5	34	1997	5	48
1995	6	28	1997	6	33
1995	7	26	1997	7	32
1995	8	22	1997	8	33
1995	9	23	1997	9	37
1995	10	28	1997	10	38
1995	11	65	1997	11	41
1995	12	109	1997	12	62
1996	1	131	1998	1	82
1996	2	116	1998	2	78
1996	3	99	1998	3	73
1996	4	87	1998	4	62
1996	5	58	1998	5	61
1996	6	49	1998	6	49
1996	7	39	1998	7	36
1996	8	39	1998	8	26
1996	9	38	1998	9	36
1996	10	46	1998	10	37
1996	11	69	1998	11	44
1996	12	95	1998	12	59



Şekil-1 1995-1998 Yılları Arasında Samsunda Yapılan Ölçümlerde Elde Edilen Kükürtdioksit Ortalamalarının Grafiği



Şekil-2 Durağanlaştırılmış Serinin Otokorelasyon Katsayılarının Grafiği



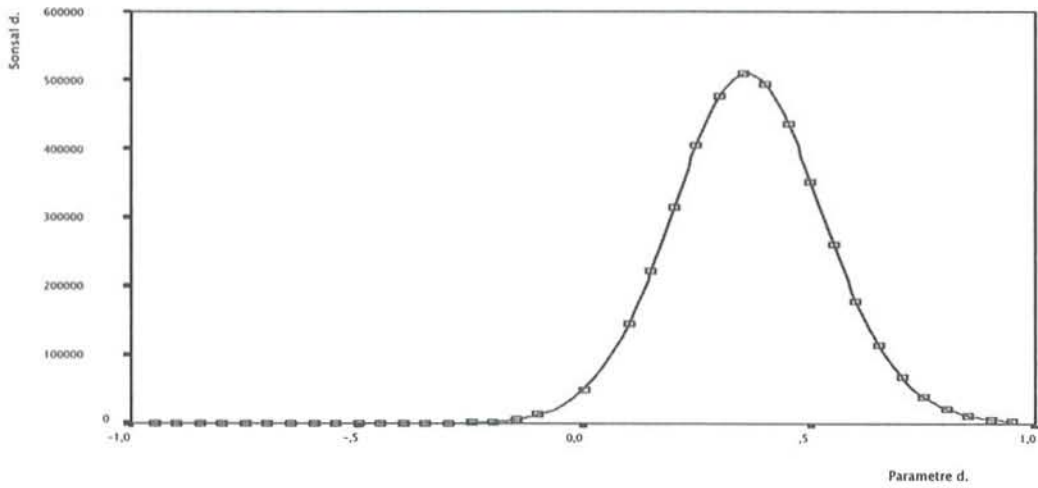
Şekil-3 Durağanlaştırılmış Serinin Kısmi Otokorelasyon Katsayılarının Grafiği

Tablo.2 Parametre Tahmin Sonuçları

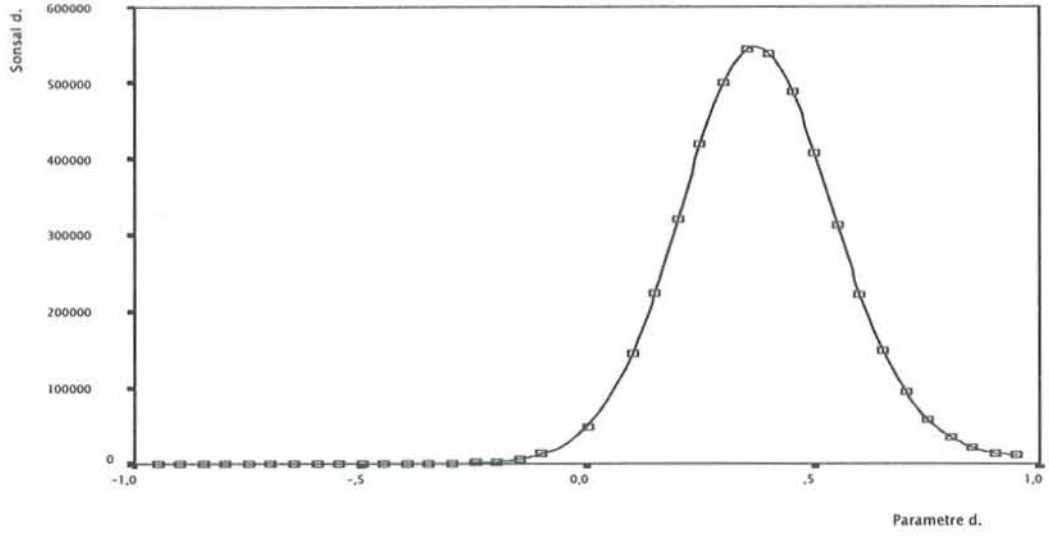
İstatistikler	Değerler
$\hat{\phi}_1$	0,3586
AIC (Akaike bilgi kriteri)	98,435
BIC (Bayesgil bilgi kriteri)	98,116
Q (Portmanteau uyum eksikliği testi)	14,42

Tablo.3 Gelecek Tahminleri

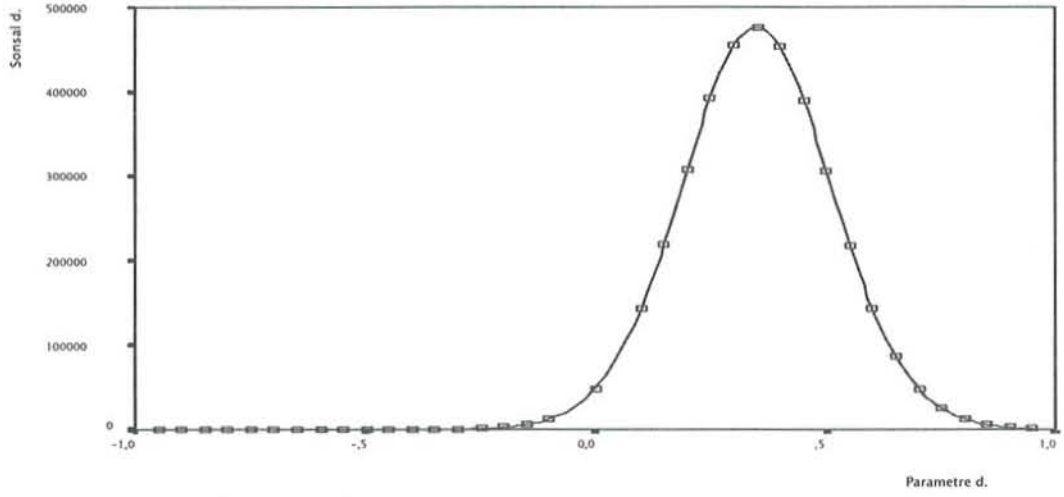
YILLAR	AYLAR	GELECEK TAHMİNLERİ	YILLAR	AYLAR	GELECEK TAHMİNLERİ
1999	1	76	2000	11	31
1999	2	72	2000	12	46
1999	3	66	2001	1	64
1999	4	55	2001	2	59
1999	5	54	2001	3	54
1999	6	42	2001	4	42
1999	7	29	2001	5	41
1999	8	19	2001	6	29
1999	9	29	2001	7	16
1999	10	30	2001	8	6
1999	11	37	2001	9	16
1999	12	52	2001	10	17
2000	1	70	2001	11	24
2000	2	65	2001	12	39
2000	3	60	2002	1	58
2000	4	49	2002	2	53
2000	5	48	2002	3	48
2000	6	36	2002	4	37
2000	7	23	2002	5	36
2000	8	13	2002	6	24
2000	9	23	2002	7	11
2000	10	24			



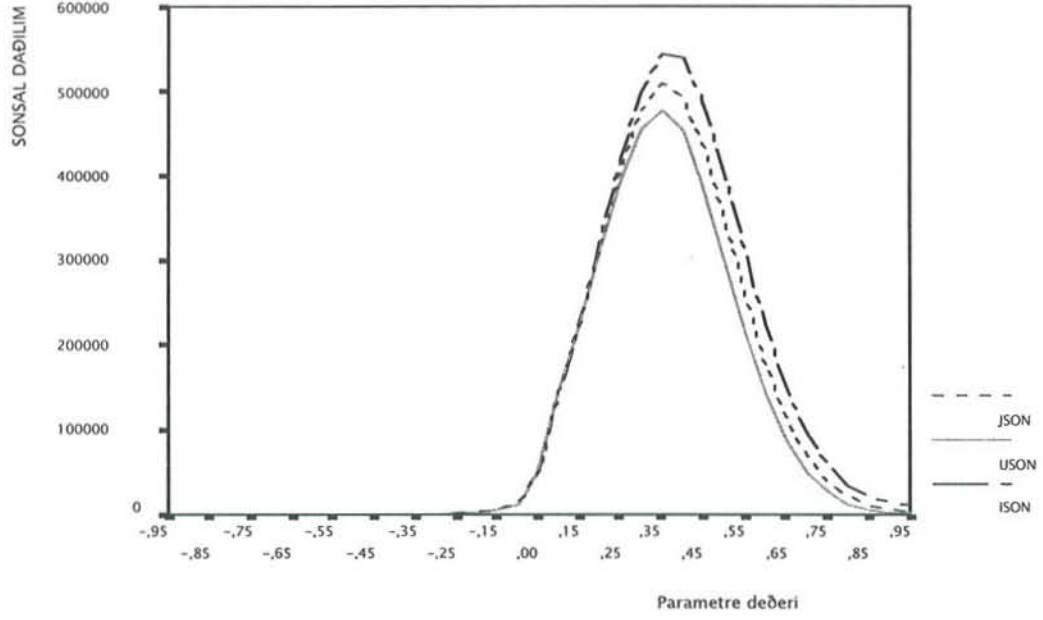
Şekil.4 Jeffreys'in Önsel dağılımı ile elde edilen sonsal dağılım



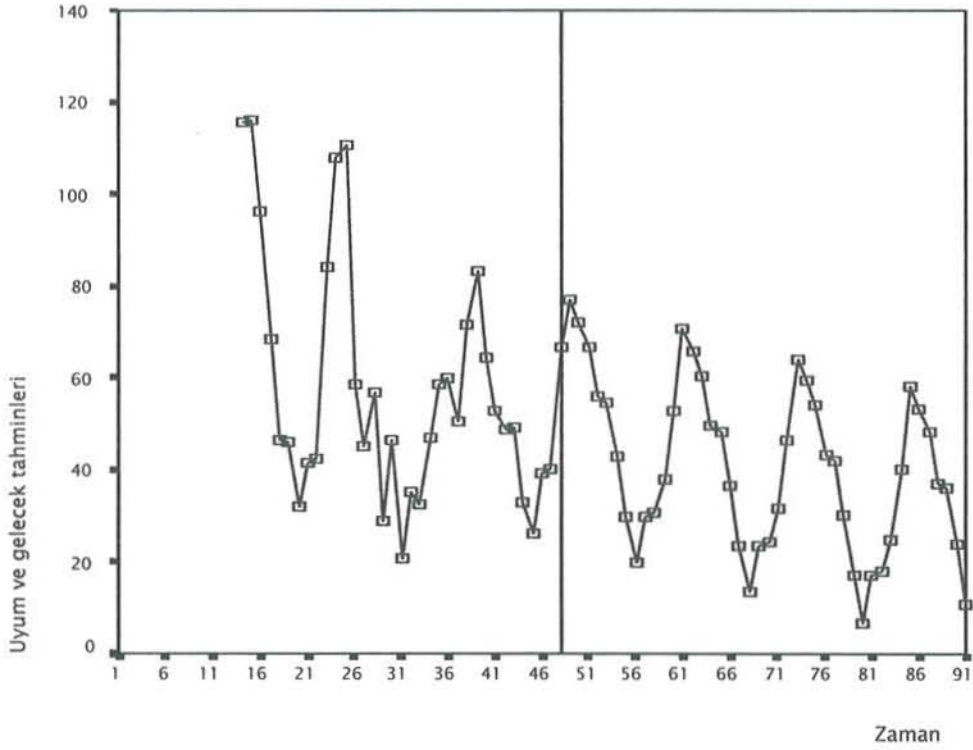
Şekil-5 Uniform Önsel dağılımı ile elde edilen sonsal dağılım



Şekil-6 İmproper Önsel dağılımı ile elde edilen sonsal dağılım



Şekil-7 Üç Sonsal Dağılımın Birlikte Grafiği



Şekil-8 Uyum Ve Gelecek Tahminlerinin Grafiği
(İlk 48 gözlem uyum tahmini, diğerleri ise gelecek tahminidir.)

4. SONUÇ VE ÖNERİLER

Yaptığımız çalışmada AR modellerinin Bayes analizi konusunda Box ve Jenkinsin çalışmaları genişletilerek Samsun da havadaki kükürtdioksit miktarlarını tahmin etmek için kullanıldı. Çalışma sonunda Samsun da havada bulunan kükürtdioksit miktarları ortalamalarının gelecek tahminleri elde edildi ve hava kirliliğinin gelecekte Samsun için ciddi bir tehdit olmayacağı öngörüldü.

Box ve Jenkins Bayes analizinde önsel dağılımı bilgi içermeyen Jeffreys'in önsel dağılımı olarak seçtiğini söylemiştik. Bizde İmproper önsel ve uniform önseli de analize kattık ve üç önsel dağılım için elde edilen üç sonsal dağılımın grafiksel incelemesini gerçekleştirdik. Üç sonsal dağılımında tepe değerini aynı parametre değeri için aldığı görüldü. Bu değer de eğrisel tahmin algoritmasından bulunan parametre değeri ile aynıdır. Fakat Box ve Jenkins sonsal dağılımın bir kısmını ihmal ederek Student-t dağılımı olduğunu göstermiştir. Dolayısıyla tahmin edici dağılımı kullanarak elde edilecek tahminler standart hesaplamalardaki tahminlere denktir. Ancak diğer iki sonsal dağılımın Student-t dağılımlı olmaması gelecek tahminlerinin elde edilmesinde tahmin edici dağılımın nümerik integrasyonlarla çözümlenmesi veya örnekleme yöntemlerinin kullanılmasını gerektirmektedir. Bu durumda Jeffreys'in önselinin kullanılmasının hesaplamalar yönünden kolaylık sağlayacağını açıkça göstermektedir. Fakat bu durum diğer iki sonsal dağılımdan elde edilecek sonuçların kötü olacağı manasına gelmemektedir.

Bu çalışmada Bayes çıkarımı parametre tahmininde ve gelecek değerlerin kestirimin de kullanıldı. Bu amaçla işlem kolaylığı ve gösterim amacıyla informatif olmayan önseller kullanıldı. İformatif yani bilgiye dayalı önseller kullanımıyla daha duyarlı analizler yapılabilir. Ayrıca model tespit aşamasında da Bayes çıkarımı kullanılabilir. Bunlar gelecekteki çalışmalarımızda bize ışık tutacak ve bizi yönlendirecek noktalardır.

KAYNAKLAR

BOX, G.E.P. AND JENKINS G.M. (1976), Time series analysis, forecasting and control, Holden Day.

BROEMLING, L. D. AND SHAARAWAY, S. , (1988), Time series: A Bayesian analysis in the time domain . In Bayesian analysis of time series and dynamic Models, Dekker , New York

CHIB, S. AND GREENBERG, E. (1994), Bayes inference in regressions models with ARMA (p,q) errors, Journal of Econometrics , 64 , 183-206.

MARRIOTT, J. M. AND SMITH , A. F. M. (1992), Reparametrization aspects of numerical Bayesian methods for autoregressive moving average models , Journal of Time Series Analysis , 13, 327-343 .

MCCULLOCH , R.E. AND TSAY, R. S. (1994), Bayesian analysis of autoregressive time series via the Gibbs sampler , Journal Of Time Series Analysis, 15,235-250.

MONAHAN , J. F. (1983), Fully Bayesian Analysis of ARMA time series models, Journal of Econometrics , 21, 307-331.

ZELLNER, A. (1971), An introduction to Bayesian inference in econometrics, John-Wiley& Sons, Inc.

BAYESIAN ANALYSIS OF AUTOREGRESSIVE MODELS WITH AN APPLICATION TO AIR POLLUTION DATA

ABSTRACT

Statistical analysis of autoregressive (AR) models is an important inference problem. Most statistical approaches are widely used in determining the order of the AR model and prediction the parameters. The Bayesian approach can be used for both aim as well. In this study we use the classical approach in determining the order of the AR model and investigate the Bayesian approach with different non-informative priors in predicting future values of the air pollution data for Samsun region.

Key Words: Autoregressive Model, Bayesian Analysis

META-ANALİZİ VE BİR UYGULAMA

Durdu SERTKAYA*

Aydan EROĞLU**

ÖZET

Bu çalışmada, meta-analizi ve meta-analizinde oldukça önemli olan etki büyüklüğü, etki büyüklüklerinin birleştirilmesi ve homojenlik konularına değinilmiştir. Uygulamada ise retroperitoneal sarkomlarla ilgili, yayınlanmış 16 makale verileri incelenip meta-analizi yapılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Meta-Analizi, Retroperitoneal Sarkomlar, Yaşam Çözümlemesi

1. GİRİŞ

İlk olarak sosyal araştırmalarda kullanılan meta-analizi yöntemi, daha sonra psikolojik çalışmalarda ve tıp araştırmalarında yaygın olarak kullanılmıştır. Son yirmi beş yıldır tıp ve epidemiyolojik araştırma alanlarında meta-analizi ile ilgili uygulamalarda büyük oranda artışlar gözlenmiştir (Marubini ve Valsecchi, 1994; Sutton vd, 2000; Brockwell ve Gordon, 2001). Meta-analizi, klinik tıpta rasgele kontrollü klinik denemelerden sentezlenen sonuçlar için de kullanılmaktadır. Yayınlanan meta-analizlerinin sayısı üstel olarak artmaktadır (Engels vd, 2000).

Tierney (1997), yumuşak doku sarkomlu yetişkin hastalarda adjuvant kemoterapinin faydalı olup olmadığını araştırmak için rasgele denemeli on dört çalışma sonuçlarını kullanarak meta-analizi yapmıştır. Analiz sonucunda, adjuvant kemoterapinin yumuşak doku sarkomlu yetişkin hastalarda faydalı olmadığını belirtmiştir.

Smith, Avis ve Assmann (1999), yaşam kalitesini hastaların nasıl belirlediklerini ve yaşam kalitesinin sağlık durumundan farklı olup olmadığını belirlemek için bir çalışma yapmışlardır. Bu çalışmada, yaşam kalitesi ve sağlık durumu ile zihinsel, fiziksel ve sosyal fonksiyonlar arasındaki ilişkiyi belirlemek için on iki kronik hasta çalışmasını ele alarak meta-analizi yapmışlardır.

Camma, Giunta, Fiorica, Pagliaro, Craxi ve Cottone (2000), rektal kanseri için adjuvant radyoterapinin faydasını araştırmak için rasgele kontrollü on dört klinik deneme ile meta-analizi yapmışlar ve adjuvant radyoterapinin rektal kanserinde faydalı olduğu sonucuna varmışlardır.

* Öğr. Gör. Dr., Hacettepe Üniversitesi, Fen Fakültesi, İstatistik Bölümü, Ankara (haberleşme adresi)

** Doç. Dr., Numune Devlet Hastanesi, Genel Cerrahi ve Cerrahi Onkoloji Bölümü, Konya

Tsao, Nadiminti, Sober ve Bigby (2001), moleküler serum belirleyicisi ya da metastatik melanoma olarak tirozinaz habercisi olan RNA için RT-PCR (reverse transcriptase-polymerase chain reaction)'nin kullanımını incelemek için yirmi üç çalışmayla meta-analizi yapmışlar ve analiz sonucunda RT-PCR'nin kullanımının faydalı olduğunu belirtmişlerdir.

Dolan, Miltenburg, Granchi, Miller ve Brunicardi (2001), metastatik meme kanserli kadınlarda tümör yanıtı ve serum hormon düzeyleri üzerinde somatostain analogunun etkisini incelemek için on dört çalışmayla meta-analizi yapmışlardır. Analiz sonucunda, somatostain analogunun ilk-hat terapide verildiği zaman en iyi sonuçların alındığını belirtmişlerdir.

Sallam, Sadek ve Agameya (2003), çocuk sahibi olmaya yardımcı tekniklerden assisted hatching üzerinde etkili olduğu düşünülen parametreleri kullanan on üç rasgele kontrollü denemeye meta-analizi yapmışlardır. Sonuç olarak, hastalardaki gebelik, aşılama ve devam eden gebelik hızlarının assisted hatching'i önemli derecede artırdığını bulmuşlardır.

Zeka, Gore ve Kriebel (2003), orofarenks, yutak, gırtlak ve yemek borusu kanserleri ile alkol ve sigara tüketimi arasındaki ilişkiyi belirlemek için on dört çalışmayla meta-analizi yapmışlardır. Analiz sonucunda, sigaranın gırtlak, alkolün ise yutak üzerinde güçlü bir etkiye sahip olduklarını ifade etmişlerdir.

Maele ve Willems (2004), böcek öldürücü ilaçlara maruz kalmayla prostat kanseri arasındaki ilişkiyi belirlemek için yirmi iki çalışmayı ele alarak meta-analizi yapmışlardır. Analiz sonucunda, böcek öldürücü ilaçlara çok fazla maruz kalmanın, riski zayıf da olsa artırdığını belirtmişlerdir.

Bonovas, Filioussi, Tsantes (2004), şeker hastalığı ile prostat kanseri arasındaki ilişkiyi incelemek için beş tanesi olay-kontrol, dokuz tanesi kohort çalışması olan on dört çalışmayı ele alarak meta-analizi yapmışlar ve prostat kanseri ile şeker hastalığının ilişkisini istatistiksel olarak önemli bulmuşlardır.

Tıbbi araştırmalarda kitleyi temsil yeteneği yüksek olan örneklem üzerinde çalışmak maddi olanaklar, zaman ve uzman doktor yetersizlikleri nedeniyle her zaman mümkün olmamaktadır. Bu nedenlerle de çoğu zaman klinik ve epidemiyolojik uygulamalar sınırlı sayıda birimler üzerinde yapılmaktadır. Aynı konuda yapılmış pek çok araştırmanın sonuçları arasında uyumsuzluk ve tutarsızlık olmaktadır. Bu durum ise, karar vericinin belirlediği amaç doğrultusunda ilerlemesini engellemektedir. Çalışmalar arası ortaya çıkan bu tutarsızlıkların eleştirel değerlendirilmesi, farklılıkların nereden kaynaklandığının incelenmesi tıbbi bir bilginin kazanılmasında vazgeçilmez bir unsur olmaktadır. Böyle bir soruna, hem tıbbi hem de istatistiksel yöntemlerle yaklaşılması gereği duyulmuş ve meta-analizi yöntemi geliştirilmiştir (Mosteller ve Colditz, 1996; Normand, 1999).

Meta-analizi, aynı konuda farklı yer, zaman ve merkezlerde yapılmış olan araştırma sonuçlarını niteliksel ve niceliksel olarak birleştirmeye yardımcı olan istatistiksel bir yöntemdir (Normand, 1999).

Meta-analizinin amaçları; tedavi etkisine göre yokluk hipotezini test etmek, tedavi etkisinin doğru ve kesin tahminini elde etmek, bulunanların güvenilir genelleştirilmeleri için metodolojik destek sunmak, ayrı ayrı yürütülmüş çalışmalarını birleştirip parametre kestirimlerinin kesinliğini ve gücünü artırmak, yeni klinik denemeleri planlamada araştırmacılara yol göstermek, klinik uygulamada yeni terapi yöntemlerinin uygulama sınırlarını dengelemek biçiminde verilebilmektedir (Marubini ve Valsecchi, 1994).

Meta-analizinde ilgili bütün makaleleri belirlemek oldukça önemlidir. Meta-analizi, çalışmaların çalışması olarak da ifade edilmektedir. Meta-analizi, her çalışma için bir etki büyüklüğüne karar verme ve bu etki büyüklüklerini birleştirme prensibine dayanmaktadır. Bu analizde orjinal ham veriler kullanılabilirliği gibi bunlar olmaksızın özet ölçütler de kullanılabilir.

Bireysel çalışma sonuçlarını birleştirmek için birçok istatistiksel teknikler kullanılmaktadır. Bunların en basiti sabit etki modeline (fixed effects model) dayanmaktadır. Bu modeldeki temel varsayım, herbir çalışmanın tamamen aynı etkiyi tahmin etmesidir. İstatistiksel tekniklerin dayandırıldığı diğer bir model ise rasgele etki modelidir (random effects model). Bu modele ilişkin meta-analizi yöntemlerinde hem çalışmalar arası değişim hem de çalışmaların kendi içindeki değişim analize dahil edilmektedir (Brockwell ve Gordon, 2001). Moses, Mosteller ve Buehler (2002) küçük çalışmaların ve büyük klinik denemelerin meta-analiz sonuçları arasındaki uyum ya da uyumsuzluk değerlendirmesi için bazı yöntemleri incelemişlerdir.

2. ETKİ BÜYÜKLÜĞÜ VE ETKİ BÜYÜKLÜKLERİNİN BİRLEŞTİRİLMESİ

Etki büyüklüğü kavramı meta-analizinin temelini oluşturmaktadır. Etki büyüklüğü iki grup arasındaki farklılığın indeksi olarak alınabilmektedir. Meta-analizinde istatistiksel olarak birleştirilenler etki büyüklükleri olmaktadır. Sonuçları birleştirmenin değişik yöntemleri vardır ancak bu yöntemlerin tümü her çalışma için etki büyüklüklerini belirleyip birleştirmeye dayanmaktadır (Dawson vd, 1990).

Meta-analizinde sonuçları birleştirmede kullanılan farklı istatistiksel yöntemler vardır. p değerlerinin birleştirilmesi için Fisher (log'ların toplamı), minimum p, z'lerin toplamı ve logit yöntemlerinden yararlanılmaktadır. Test istatistiklerinin birleştirilmesi için t ve z istatistiklerinin birleştirilmesi yöntemi kullanılmaktadır. İkili değişkenlerin sonuçlarının birleştirilmesinde Mantel-Haenszel ve Peto yöntemleri, korelasyon katsayılarının birleştirilmesinde ise Fisher, Hedges&Olkin, Hunter&Schmidt yöntemleri kullanılmaktadır (Sutton vd, 2000; Temel ve Karaağaoğlu, 2001).

Sonuçları birleştirme yöntemlerinden biri olan Fisher yöntemi sonuçların istatistiksel anlamlılıklarının bir özetini p değerlerini birleştirerek sağlamakta ve kontrol grubuyla deney grubu arasında fark olup olmadığını değerlendirmektedir (Cohen, 1969). İlk olarak Fisher (1932) tarafından tanımlanmış olan test istatistiği,

$$-2 \sum_{i=1}^K \log(p_i) \quad (1)$$

biçiminde verilmektedir. Bu değer $2K$ serbestlik dereceli ki-kare dağılımının kritik değeri ile karşılaştırılmaktadır (Fisher, 1932; Sutton vd, 2000).

p değerlerini birleştirmede kullanılan minimum p yönteminde, K tane çalışmadan elde edilen p değerlerinden herhangi biri α 'dan daha küçük ise yokluk hipotezi red edilmektedir. Burada α , $1-(1-\alpha^*)^{1/K}$ 'dan hesaplanmaktadır ve α^* genellikle 0,05 olarak alınmaktadır.

p değerlerini birleştirmede kullanılan z 'lerin toplamı yönteminin test istatistiği ise

$$\frac{1}{\sqrt{K}} \sum_{i=1}^K (p_i)$$

biçiminde olmaktadır. p 'lerin toplamının yaklaşık olarak normal dağıldığı varsayımı ile bu test değeri standart normal dağılımın kritik değeri ile karşılaştırılmaktadır.

Logit yöntem ise

$$\frac{-\sum_{i=1}^K \log(p_i/1-p_i)}{[K\pi^2(5K+2)/3(5K+4)]^{1/2}}$$

test istatistiğini kullanmakta ve bu test istatistiğinin $5K+4$ serbestlik derecesi ile yaklaşık olarak t dağıldığı ifade edilmektedir (Sutton vd, 2000). Bu üç yöntemde de verilen K değerleri meta-analizindeki çalışma sayısını göstermektedir. Çalışmalardaki p değerlerinin paralel alternatif hipotez test sonuçları olmasına dikkat edilmelidir.

DeneySEL çalışmalarda etki büyüklüğü, faktörün olduğu durumda ortaya çıkan sonucun, faktörün olmadığı durumda ortaya çıkan sonuca göre etki gücünü belirtmektedir. Etki büyüklüğü d -değeri olarak ifade edilmektedir. d , standardize biçimde iki grup arasındaki farkın büyüklüğünü ifade etmektedir. $d=0,2$ ise küçük düzeyde etki büyüklüğü, $d=0,5$ ise orta düzeyde etki büyüklüğü ve $d=0,8$ ise büyük düzeyde etki büyüklüğü olarak belirtilmektedir. Etki büyüklüğünün 0,8 olması, iki grubun ortalamalarının 0,8 standart sapma kadar farklı olduğu biçiminde yorumlanmaktadır (Cohen, 1969).

d , orjinal ölçü biriminden bağımsız olarak

$$d = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{s} \quad (2)$$

eşitliğinden elde edilmektedir. Burada \bar{x}_1 , birinci grubun ortalamasını, \bar{x}_2 , ikinci grubun ortalamasını ve s ortak standart sapmayı göstermektedir.

Cohen etki büyüklüğü, eşitlik 2'deki ortak standart sapma yerine grup içi varyanstan hesaplanan standart sapma değeri konularak hesaplanmaktadır. Eğer deney ve kontrol gruplarındaki birim sayısı eşit ise grup içi varyans,

$$s^2 = (s_d^2 + s_k^2)/2$$

biçiminde bulunmaktadır. Burada s_d^2 deney grubunun varyansını, s_k^2 ise kontrol grubunun varyansını göstermektedir. Deney ve kontrol gruplarındaki birim sayıları eşit olmadığı durumda ise grup içi varyans,

$$s^2 = (n_d s_d^2 + n_k s_k^2)/(n_d + n_k)$$

biçiminde elde edilmektedir. Burada n_d deney grubundaki birim sayısını, n_k ise kontrol grubundaki birim sayısını göstermektedir.

Glas etki büyüklüğü ise eşitlik 2'deki s değeri yerine kontrol grubunun standart sapması (s_k) konularak elde edilmektedir.

Oranların kıyaslanması ile etki büyüklüğünün hesaplanmasında ise

$$d = \frac{(p_d - p_k)}{\sqrt{p_k(1 - p_k)}} \quad (3)$$

eşitliği kullanılmaktadır. Burada p_d , deney grubundaki oranı, p_k ise kontrol grubundaki oranı göstermektedir.

Gözlemlenen d etki büyüklüğü, kitle etki büyüklüğü (δ) ve örneklem hatasından (e) oluşmaktadır ($d = \delta + e$).

Hunter ve Schmidt (1990), aynı konuda yapılmış araştırma sonuçlarını uygun biçimde birleştirmek için rasgele etki modelini kullanarak Bare Bones Meta-analizini geliştirmişlerdir. Bu Meta-analizi için etki büyüklüğü d 'nin ortalaması,

$$\bar{d} = \frac{\sum_{i=1}^K n_i d_i}{\sum_{i=1}^K n_i} = D \quad (4)$$

biçiminde hesaplanmaktadır. Burada, n_i , her bir çalışmadaki denek sayısını, d_i , etki büyüklüğünü, K ise meta-analizine alınan çalışma sayısını göstermektedir. Etki büyüklüğünün varyansı ise

$$\text{var}(d) = \frac{\sum_{i=1}^K n_i [d_i - D]^2}{\sum_{i=1}^K n_i} \quad (5)$$

biçiminde hesaplanmaktadır. Meta-analizine alınan çalışmalar için ortalama birim sayısı, $N = \sum_{i=1}^K n_i / K$ eşitliğinden elde edilmektedir. d etki büyüklüğünün örneklem hata varyansı

$$\text{var}(e) = [(N-1)/(N-3)] * [(4/N) * (1 + D^2/8)] \quad (6)$$

eşitliğinden elde edilmektedir. Bare Bones Meta-analizinde örneklem etki büyüklüğü, kitle etki büyüklüğünün sapmasız tahmin edicisi olarak kabul edilmektedir ($\text{ort}(\delta) = \text{ort}(d)$). Kitle etki büyüklüğünün tahmininde etki büyüklüğü varyans tahmini ($\text{var}(\delta)$) ve standart hatası (s_δ) kullanılmaktadır. Bu değerler ise

$$\text{var}(\delta) = \text{var}(d) - \text{var}(e)$$

ve

$$s_\delta = \sqrt{\text{var}(\delta)}$$

eşitliklerinden hesaplanabilmektedir.

Bare Bones Meta-analizi yapılırken çalışmaların homojen ve heterojen olmasına göre örneklem hatası farklı biçimlerde hesaplanmaktadır. Homojen çalışmalarda örneklem hatasının (ϵ) beklenen değeri sıfırdır ve varyansı, $\text{var}(\epsilon) = \text{var}(e)/K$ eşitliğinden, standart hatası ise $s_\epsilon = \sqrt{\text{var}(\epsilon)}$ eşitliğinden elde edilmektedir. Homojenlik varsayımına göre kitle etki büyüklüğü ortalamasının 0,95 güven aralığı tahmini

$$\text{ort}(d) - 1,96s_\epsilon < \text{ort}(\delta) < \text{ort}(d) + 1,96s_\epsilon \quad (7)$$

ifadesinden hesaplanmaktadır. Heterojen çalışmalarda kitle etki büyüklüğü ortalamasının varyansı, $\text{var}(\text{ort}(\delta)) = \text{var}(\delta)/K$ eşitliğinden, standart hatası ise $s_\delta = \sqrt{\text{var}(\text{ort}(\delta))}$ eşitliğinden hesaplanmaktadır. Heterojenlik varsayımına göre kitle etki büyüklüğü ortalamasının 0,95 güven aralığı tahmini ise

$$\text{ort}(d) - 1,96s_\delta < \text{ort}(\delta) < \text{ort}(d) + 1,96s_\delta \quad (8)$$

ifadesinden elde edilmektedir (Hunter ve Schmidt, 1990).

3. HOMOJENLİK TESTİ

Meta-analizinde heterojenlik önemli bir konudur. Farklı müdahalelerden ya da farklı kitlelerden değerlendirilen denemeler heterojenlik gösterebilirler. Heterojenlik

olduğunda, özelliklede sabit etki modeli kullanılarak bir tek sayı içerisinde ayrı deney tahminlerini birleştirmek uygun olmayabilir. Heterojen sonuçları özetlemede uygun bir yaklaşım rasgele etki yöntemleridir. Bireysel deneme etkileri, bütün denemelerin genel bir değerine yakınsıyorsa sabit etki modelinin uygun olduğu, bireysel denemeler ayrı etkiler gösteriyorsa da rasgele etki modelinin uygun olduğu ifade edilmektedir (Engels vd, 2000).

Çalışmaların homojenliğini test etmek amacıyla ki-kare homojenlik testi kullanılmaktadır. Ki-kare homojenlik testi

$$Q_{\text{hom}} = K\text{var}(d)/\text{var}(e) \quad (9)$$

eşitliğinden hesaplanmaktadır. Bu test istatistiğinin önemliliği ise K-1 serbestlik dereceli ki-kare dağılımının kritik değeri yardımı ile yapılmaktadır (Hunter ve Schmidt, 1990).

4. UYGULAMA

Yumuşak doku sarkomları (YDS) için UICC (Union Internationale Contre le Cancer) Evrelendirme Sistemi 1997'de değiştirilmiştir (Sobin ve Wittekind, 1997). 1992'de tanımlanan sisteme benzer olarak yine YDS'nin prognozunda tümörün grade'i ve boyutu belirleyici olurken, farklı olarak tümörün derinliği yeni UICC ve AJCC (American Joint Committee on Cancer) evrelendirme sistemlerinde yer almıştır (Sobin ve Wittekind, 1997; Fleming vd, 1997).

Retroperitoneal sarkomların nispeten nadir görülen tümörler olması, anatomik bölgedeki organlara sıklıkla invazyon yapabilmesi, geç bulgu vermesi, çeşitli alt histolojik tipleri gibi biyolojik özellikleri ile günümüzde kullanılan kemoterapinin etkinliğinin yeterli olmaması, komşu intra-abdominal organlara toksisitesi nedeniyle radyoterapinin sınırlı kullanılması gibi nedenlerle bu tümörlere yaklaşım ve tedavi seçenekleri sorun oluşturmaktadır. Diğer bir ifadeyle, genel olarak yumuşak doku sarkomları için kabul edilen UICC evrelendirme sistemi tüm YDS için uygun ve yeterli olamamaktadır (Chase ve Enzinger, 1985; Spillane ve Thomas, 1999). Bu nedenle YDS için daha etkili evrelendirme sisteminin geliştirilmesi gerekmektedir.

Bu çalışmada, retroperitoneal lokalizasyonlu YDS için daha yararlı ve kullanışlı bir evrelendirme sistemine öncülük edebilmesi için bir meta-analiz çalışması planlanmış ve bu amaçla retroperitoneal sarkomlarda prognoz ile ilgili yayınlanmış makaleler incelenip 16 makale analize alınmıştır. Analize alınan makaleler ve herbir makaledeki denek sayıları Tablo 1'de verilmiştir.

Bu makalelerden, tümörün rezeksiyon tipi (tam-tam olmayan), tümör grade'i (düşük grade-yüksek grade), tümör boyutu ($T_1+T_2 (<10)$ ile $T_3 (>=10)$), başvuruda tümörün konumu (primer tümör-nüks tümör) ve cerrahi sınırların konumu (negatif-pozitif) değişkenleri meta-analizi için incelenmiştir. Makalelerde, analize alınan herbir değişkenin herbir düzeyi için, Kaplan-Meier yöntemi kullanılarak elde edilen beş yıllık yaşam olasılıkları ve log-rank test istatistiği kullanılarak, yaşam olasılıkları açısından iki grup arasındaki farkın anlamlılık sonucunu veren p değerlerinin verilir verilmeyeceği incelenmiştir. Çalışmaya alınan beş değişkenin her biri için, p değerlerini birleştirmede

eşitlik 1’de verilen Fisher yöntemi kullanılmıştır. Etki büyüklüklerinin hesaplanmasında eşitlik 3, ortalama etki büyüklüklerinin hesaplanmasında ise eşitlik 4 kullanılmıştır. Homojenlik testi yapılırken eşitlik 9’dan, güven aralıklarının hesaplanmasında ise homojenlik sağlanıyorsa eşitlik 7’den, heterojenlik varsa eşitlik 8’den yararlanılmıştır. Bu eşitliklerin tümünün hesaplanmasında ise Excel programı kullanılmıştır.

Tablo 1. Meta-analizine alınan makaleler ve denek sayıları

Makale	No	Denek sayısı
Glenn, Sindelar, Kinsella vd, 1985	1	37
Mcgrath, Neifeld, Lawrence vd, 1984	2	47
Karakousis, Velez, Emrich, 1985	3	68
Jaques, Coit, Hajdu vd, 1990	4	114
Dalton, Donohue, Mucha vd, 1989	5	116
Alvarenga, Ball, Fisher vd, 1991	6	120
Bevilacqua, Rogatko, Hajdu vd, 1991	7	80
Catton, O’Sullivan, Kotwall vd, 1994	8	104
Singer, Corson, Demetri vd, 1995	9	83
Karakousis, Kontzoglou, Driscoll, 1995	10	88
Karakousis, Gerstenbluth, Kontzoglou vd, 1995	11	90
Lewis, Leung, Woodruff vd, 1998	12	278
Eroğlu, Kocaoğlu, Demirci vd, 1999	13	33
Malerba, Doglietto, Pacelli vd, 1999	14	24
Linehan, Lewis, Leung vd, 2000	15	159
Kim, Cho, Tallini vd, 2001	16	79

Tümörün rezeksiyon tipi değişkeni için on çalışmada (2,3,4,5,6,7,8,11,12,13) beş yıllık yaşam olasılıkları, beş çalışmada (3,6,7,8,11) da p’nin tam değeri verilmiştir. Rezeksiyonun tam ya da tam olmaması açısından yaşam olasılıklarının kıyaslandığı on çalışmadan birinde (13) istatistiksel açıdan anlamlı fark bulunmamışken dokuz çalışmada (2,3,4,5,6,7,8,11,12) istatistiksel açıdan fark anlamlı bulunmuş ve tam rezeksiyon yapılanlarda yaşam olasılıklarının daha yüksek olduğu gözlenmiştir (Tablo 2). Fisher yöntemi kullanılarak p değerleri birleştirildiğinde, yaşam olasılıkları açısından tam rezeksiyonlu olanlarla tam olmayanlar arasında farklılığın ileri düzeyde anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır ($\chi^2=54,59 > \chi^2_{\text{Tablo}}=18,307$; $p < 0,0001$). Rezeksiyon değişkeni için etki büyüklükleri hesaplanmış ve bu değerler kullanılarak ortalama etki büyüklüğü 0,70 olarak bulunmuştur. Buradan da tam rezeksiyon yapılanlarda yaşam olasılıklarının daha yüksek olduğu söylenebilmektedir. Etki değerlerinin eşitliği hipotezini test eden homojenlik testi yapıldığında heterojen oldukları sonucuna ulaşılmıştır ($Q_{\text{hom}}=40,431 > \chi^2_{\text{Tablo}}=16,919$). Heterojenlik varsayımı altında verilen eşitlik 8 yardımıyla, toplam etki büyüklüğü ortalamasının %95 güven aralığı tahmini (0,4671; 0,933) olarak bulunmuştur.

Tümör grade değişkeni için on bir çalışmada (1,5,6,9,10,11,12,13,14,15,16) p’nin tam değeri verilmiştir. Tümör grade’in düşük ya da yüksek olması açısından yaşam olasılıklarının kıyaslandığı on dört çalışmadan (1,2,4,5,6,8,9,10,11,12,13,14,15, 16) üçünde (2,8,14) istatistiksel açıdan anlamlı fark bulunmamışken on bir çalışmada istatistiksel açıdan fark anlamlı bulunmuş ve düşük grade tümörü olanlarda yaşam olasılıklarının daha yüksek olduğu gözlenmiştir (Tablo 3). Fisher yöntemi ile p değerleri

birleştirildiğinde, yaşam olasılıkları açısından düşük olanlarla yüksek olanlar arasında farklılığın ileri düzeyde anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır ($\chi^2=108.28 > \chi^2_{Tablo}=33.924$; $p<0,0001$). Tümör grade değişkeni için ortalama etki büyüklüğü 0,78 olarak bulunmuştur. Tümör grade'i düşük olanlarda yaşam olasılıklarının daha yüksek olduğu söylenebilmektedir. Etki değerlerinin eşitliği hipotezini test eden homojenlik testi yapıldığında homojen oldukları sonucuna ulaşılmıştır ($Q_{hom}=10,33 < \chi^2_{Tablo}=14,067$). Homojenlik varsayımı altında toplam etki büyüklüğü ortalamasının %95 güven aralığı tahmini (0,645; 0,915) olarak bulunmuştur.

Tablo 2. Rezeksiyon Tipi Değişkeni İçin Makalelerden Elde Edilen Bulgular

No	Yaşam Olasılıkları		p
	Tam	Tam Olmayan	
2	0,70	0,08	<0,001
3	0,64	0,33	0,01
4	0,64	0,26	<0,05
5	0,54	0,24	<0,0001
6	0,40	0,21	0,02
7	0,57	0,36	0,0007
8	0,55	0,15	0,001
11	0,72	0,55	0,01
12	0,50	0,25	<0,05
13	0,55	0,49	>0,05

Tablo 3. Tümör Grade Değişkeni İçin Makalelerden Elde Edilen Bulgular

No	Yaşam Olasılıkları		p
	Düşük	Yüksek	
1	-	-	0,03
2	-	-	>0,05
4	0,68	0,25	<0,001
5	0,82	0,28	0,002
6	0,46	0,20	0,006
8	-	-	>0,05
9	-	-	0,0018
10	0,88	0,55	0,006
11	0,88	0,52	0,007
12	0,78	0,40	0,0001
13	0,68	0,32	0,0338
14	0,69	0,24	0,11
15	0,68	0,40	0,01
16	0,82	0,61	0,03

Tümör boyutu değişkeni için beş çalışmada (1,5,9,14,15) p'nin tam değeri verilmiştir. Tümör boyutunun T₁+T₂ ya da T₃ olması açısından yaşam olasılıklarının kıyaslandığı sekiz çalışmadan (1,5,6,8,9,13,14,15) yedisinde (1,6,8,9,13,14,15) istatistiksel açıdan anlamlı fark bulunmamışken, bir çalışmada (5) istatistiksel açıdan fark anlamlı bulunmuş ve tümör boyutu küçük olan yani T₁+T₂ olanlarda yaşam

olasılıklarının daha yüksek olduğu gözlenmiştir (Tablo 4). Fisher yöntemi ile p değerleri birleştirildiğinde, yaşam olasılıkları açısından T_1+T_2 olanlarla T_3 olanlar arasında farklılığın anlamlı olmadığı sonucuna varılmıştır ($\chi^2=16,16 < \chi^2_{\text{Tablo}}=18,307$; $p=0,38 > 0,05$). Tümör boyutu değişkeni için ortalama etki büyüklüğü 0,447 olarak bulunmuştur. Analiz yapılan sekiz çalışmadan sadece birinde beş yıllık yaşam olasılıkları verildiğinden burada homojenlik testi yapılmamıştır.

Tablo 4. Tümör Boyutu Değişkeni İçin Makalelerden Elde Edilen Bulgular

No	Yaşam Olasılıkları		p
	T_1+T_2	T_3	
1	-	-	0,06
5	0,57	0,12	0,02
6	-	-	>0,05
8	-	-	>0,05
9	-	-	0,35
13	-	-	>0,05
14	-	-	0,92
15	-	-	0,8

Başvuruda tümörün konumu değişkeni için üç çalışmada (10,11,15) p'nin tam değeri verilmiştir. Başvuruda tümörün primer ya da nüks olması açısından yaşam olasılıklarının kıyaslandığı dört çalışmadan (10,11,13,15) üçünde (10,11,13) istatistiksel açıdan anlamlı fark bulunmamışken bir çalışmada (15) fark anlamlı bulunmuş ve primer tümörü olanlarda yaşam olasılıklarının daha yüksek olduğu gözlenmiştir (Tablo 5). Fisher yöntemi ile p değerleri birleştirildiğinde, yaşam olasılıkları açısından primer tümörü olanlarla nüks-sekonder tümörü olanlar arasında farklılığın anlamlı olmadığı sonucuna varılmıştır ($\chi^2=12,39 < \chi^2_{\text{Tablo}}=12,592$; $p=0,12 > 0,05$). Bu değişken için ortalama etki büyüklüğü 0,437 olarak bulunmuştur. Etki değerlerinin eşitliği hipotezini test eden homojenlik testi yapıldığında heterojen oldukları sonucuna ulaşılmıştır ($Q_{\text{hom}}=8,62 > \chi^2_{\text{Tablo}}=7,815$). Heterojenlik varsayımı altında toplam etki büyüklüğü ortalamasının %95 güven aralığı tahmini (0,213; 0,66) olarak bulunmuştur.

Tablo 5. Tümör Konumu Değişkeni İçin Makalelerden Elde Edilen Bulgular

No	Yaşam Olasılıkları		p
	Primer	Nüks	
10	0,66	0,57	0,45
11	0,66	0,57	0,45
13	0,51	0,46	>0,05
15	0,73	0,35	0,01

Cerrahi sınır değişkeni sadece iki çalışmada (15,16) incelenmiştir. Bu çalışmalarda p'nin tam değeri verilmiştir. Cerrahi sınırın negatif ya da pozitif olması açısından yaşam olasılıklarının kıyaslandığı bu iki çalışmadan ikisinde de istatistiksel açıdan anlamlı fark bulunmuş ve negatif olanlarda yaşam olasılıklarının daha yüksek olduğu gözlenmiştir (Tablo 6). Fisher yöntemi ile p değerleri birleştirildiğinde, yaşam olasılıkları açısından negatif olanlarla pozitif olanlar arasında farklılığın anlamlı olduğu

sonucuna varılmıştır ($\chi^2=17,24 > \chi^2_{\text{Tablo}}=9,488$; $p < 0,0001$). Cerrahi sınır değişkeni için ortalama etki büyüklüğü 0,73 olarak bulunmuştur. Analize alınan sadece iki çalışma olduğundan burada da homojenlik testi yapılmamıştır.

Tablo 6. Cerrahi Sınır Değişkeni İçin Makalelerden Elde Edilen Bulgular

No	Yaşam Olasılıkları		p
	Negatif	Pozitif	
15	0,65	0,35	0,03
16	0,80	0,36	0,006

5. SONUÇ

Bazı çalışma gruplarında incelenen değişkenlerin özelliklerinin, araştırmacının olanakları ve düşünceleri doğrultusunda tam bir benzerlik göstermemeleri doğaldır. Meta-analizi ile çalışmalardaki bilgiler birleştirilebilmekte ve çelişkili ve ya belirsiz sonuçlara neden olabilecek farklı yargılar tek bir sonuç yorum haline dönüştürülebilmektedir.

Bu çalışmada öncelikle, meta-analizi, meta-analizinde önemli olan etki büyüklüğü kavramı ve etki büyüklüklerinin birleştirilmesi konularından bahsedilmiştir. Daha sonra, retroperitoneal sarkomlarda önemli faktörler olan tümörün rezeksiyon tipi (tam-tam olmayan rezeksiyon), tümör grade (düşük-yüksek grade), tümör boyutu ($T_1+T_2 (<10\text{cm})-T_3 (>=10\text{cm})$), başvuruda tümörün konumu (primer-nüks tümör) ve cerrahi sınır (negatif-pozitif) değişkenleri meta-analizi kullanılarak incelenmiştir. İnceleme sonucunda rezeksiyon tipi, tümör grade ve cerrahi sınır değişkenlerinin düzeyleri arasında yaşam olasılıkları açısından farkın anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. İncelenen tümör boyutu ve başvuruda tümörün konumu değişkenlerinin düzeyleri arasında ise yaşam olasılıkları açısından farkın anlamlı olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Evrelendirme sistemine göre, YDS'nin prognozunda tümörün grade'i ve boyutu belirleyici olarak verilmektedir. Çalışmamızın bulguları altında ise retroperitoneal sarkomların yeni evrelendirme sisteminde tümörün boyutu ile tümörün grade'i dışında rezeksiyon tipi (tam rezeksiyonun yapılp – yapılmaması) ile cerrahi sınırın konumunun da (negatif ya da pozitif olması) dikkate alınmasını önerebilmekteyiz.

KAYNAKLAR

- ALVARENGA J.C., BALL A.B.S., FISHER C., FRYATT I., JONES L., THOMAS J.M. (1991), *Limitations of Surgery in the Treatment of Retroperitoneal Sarcoma*, Br J Surg, 78, 912-916.
- BEVILACQUA R.G., ROGATKO A., HAJDU S.I., BRENNAN M.F. (1991), *Prognostic Factors in Primary Retroperitoneal Soft-Tissue Sarcomas*, Arch Surg, 126, 328-334.
- BONOVAS S., FILIOUSSI K., TSANTES A. (2004), *Diabetes Mellitus and Risk of Prostate Cancer: A Meta-Analysis*, Diabetologia, 47, 1071-1078.

- BROCKWELL S.E., GORDON I.R. (2001), *A Comparison of Statistical Methods for Meta-Analysis*, *Statistics in Medicine*, 20, 825-840.
- CAMMA C., GIUNTA M., FIORICA F., PAGLIARO L., CRAXI A., COTTONE M. (2000), *Preoperative Radiotherapy for Resectable Rectal Cancer*, *JAMA*, 284 (8), 1008-1015.
- CATTON C.N., O'SULLIVAN B., KOTWALL C., CUMMINGS B., HAO Y., FORNASIER V. (1994), *Outcome and Prognosis in Retroperitoneal Soft Tissue Sarcoma*, *Int J Radiation Oncol Biol Phys*, 29, 1005-1010.
- CHASE D.R., ENZINGER F.M. (1985), *Epitheloid Sarcoma. Diagnosis, Prognostic Indicators and Treatment*, *Am J Surg Pathol*, 9, 241-263.
- COHEN J. (1969), *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*, Newyork.
- DALTON R.R., DONOHUE J.H., MUCHA P., VAN HEERDEN J.A., REIMAN H.M., CHEN S. (1989), *Management of Retroperitoneal Sarcomas*, *Surgery*, 106, 725-733.
- DAWSON B., SAUNDERS B., TRAPP G. (1990), *Basic and Clinical Biostatistics*.
- DOLAN J.T., MILTENBURG D.M., GRANCHI T.S., MILLER C.C., BRUNICARDI F.C. (2001), *Treatment of Metastatic Breast Cancer with Somatostatin Analogues- A Meta-Analysis*, *Annals of Surgical Oncology*, 8 (3), 227-233.
- ENGELS E.A., SCHMID C.H., TERRIN N. et al. (2000), *Heterogeneity and Statistical Significance in Meta-Analysis: An Empirical Study of 125 Meta-Analyses*, *Statistics in Medicine*, 19, 1707-1728.
- EROĞLU A., KOCAOĞLU H., DEMİRCİ S., AKGÜL H. (1999), *Retroperitoneal Soft Tissue Sarcoma. Effect of Hyperthermic Total Abdominal Perfusion*, *Tumori*, 85, 259-264.
- FISHER R.A. (1932), *Statistical Methods for Research Workers*, 4th ed. London: Oliver and Boyd.
- FLEMING I.D., COOPER J.S., HENSON D.E., et al. (eds). (1997), *Soft Tissue Sarcoma. In American Joint Committee on Cancer Staging Manual*, 5th edn, Philadelphia: Lippincott-Raven.
- GLENN J., SINDELAR W.F., KINSELLA T. et al. (1985), *Results of Multimodality Therapy of Resectable Soft-Tissue Sarcomas of the Retroperitoneum*, *Surgery*, 97, 316-324.
- HUNTER J.E., SCHMIDT F.L. (1990), *Methods of Meta-Analysis Correcting Error and Bias in Research Findings the Publisher of Professional Social Science*, London.
- JAQUES D.P., COIT D.G., HAJDU S.I., BRENNAN M.F. (1990), *Management of Primary and Recurrent Soft-Tissue Sarcoma of the Retroperitoneum*, *Ann Surg*, 212, 51-59.
- KARAKOUSIS C.P., VELEZ A.F., EMRICH L.J. (1985), *Management of Retroperitoneal Sarcomas and Patient Survival*, *Am J Surg*, 150, 376-380.

- KARAKOUSIS C.P., KONTZOGLOU K., DRISCOLL D.L. (1995), *Resectability of Retroperitoneal Sarcomas: a Matter of Surgical Technique*, Eur J Surg Oncol, 21, 617-662.
- KARAKOUSIS C.P., GERSTENBLUTH R., KONTZOGLOU K., DRISCOLL D.L. (1995), *Retroperitoneal Sarcomas and Their Management*, Arch Surg, 130, 1104-1109.
- KIM S.H., CHO N.H., TALLINI G., DUDAS M., LEWIS J.J., CORDON-CARDO C. (2001), *Prognostic Role of Cyclin D1 in Retroperitoneal Sarcomas*, Cancer, 91, 428-434.
- LEWIS J.J., LEUNG D., WOODRUFF J.M., BRENNAN M.F. (1998), *Retroperitoneal Soft-Tissue Sarcoma. Analysis of 500 Patients Treated and Followed at a Single Institution*, Ann Surg, 228, 355-365.
- LINEHAN D.C., LEWIS J.J., LEUNG D., BRENNAN M.F. (2000), *Influence of Biologic Factors and Anatomic Site in Completely Resected Liposarcoma*, J Clin Oncol, 18, 1637-1643.
- MAELE G.V., WILLEMS J.L. (2004), *Prostate Cancer Among Pesticide Applicators: A Meta-Analysis*, Int Arch Occup Environ Health, 77, 559-570.
- MALERBA M., DOGLIETTO G.B., PACELLI F., CARRIERO C., CAPRINO P., PICCIONI E., CRUCITTI P., CRUCITTI F. (1999), *Primary Retroperitoneal Soft Tissue Sarcomas: Results of Agressive Surgical Treatment*, World J Surg, 23, 670-675.
- MARUBINI E., VALSECCHI M.G. (1994), *Analysing Survival Data from Clinical Trials and Observational Studies*: John Wiley and Sons.
- MCGRATH P.C., NEIFELD J.P., LAWRENCE W., DE MAY R.M., KAY S., HORSLEY J.S., PARKER G.A. (1984), *Improved Survival Following Complete Excision of Retroperitoneal Sarcomas*, Ann Surg, 200, 200-204.
- MOSES L.E., MOSTELLER F., BUEHLER J.H. (2002), *Comparing Results of Large Clinical Trials to Those of Meta-Analyses*, Statistics in Medicine, 21, 793-800.
- MOSTELLER F. COLDITZ G.A. (1996), *Understanding Research Synthesis (Meta-Analysis)*, Annu Rev. Public Health, 17, 1-23.
- NORMAND S.L.T. (1999), *Tutorial in Biostatistics Meta-Analysis: Formulating, Evaluating, Combining and Reporting*, , Statistics in Medicine, 18, 321-359.
- SALLAM H.N., SADEK S.S., AGAMEYA A.F. (2003), *Assisted Hatching-A Meta-Analysis of Randomized Controlled Trials*, Journal of Assisted Reproduction and Genetics, 20 (8), 332-342.
- SINGER S., CORSON J.M., DEMETRI G.D., HEALEY E.A., MARCUS K., EBERLEIN T.J. (1995), *Prognostic Factors Predictive of Survival for Truncal and Retroperitoneal Soft-Tissue Sarcoma*, Ann Surg, 221, 185-195.
- SMITH K.W., AVIS N.E., ASSMANN S.F. (1999), *Distinguishing Between Quality of Life and Health Status in Quality of Life Research: A Meta-Analysis*, Quality of Life Research, 8, 447-459.

- SOBIN L.H., WITTEKIND C.H. (eds). (1997), *UICC TNM Classification of Malignant Tumours*, 5 th edn, New York: John Wiley.
- SPILLANE A.J., THOMAS J.M. (1999), *Staging Soft-Tissue Sarcomas*, *Eur J Surg Oncol*, 25, 559-561.
- SUTTON A.J., ABRAMS K.R., JONES D.R., SHELDON T.A., SONG F. (2000), *Methods for Meta-Analysis in Medical Research*: John Wiley and Sons.
- TEMEL M.A., KARAAĞAOĞLU E. (2001), *Tipta Meta-Analizi*, *Hacettepe Tıp Dergisi*, 32 (2), 184-190.
- TIERNEY J.F. (1997), *Adjuvant Chemotherapy for Localised Resectable Soft-Tissue Sarcoma of Adults: Meta-Analysis of Individual Data*, *The Lancet*, 350, 1647-1654.
- TSAO H., NADIMINTI U.B.A., SOBER A.J., BIGBY M. (2001), *A Meta-Analysis of Reverse Transcriptase-Polymerase Chain Reaction for Tyrosinase mRNA as a Marker for Circulating Tumor Cells in Cutaneous Melanoma*, *Arch Dermatol.*, 137, 325-330.
- ZEKA A., GORE R., KRIEBEL D. (2003), *Effects of Alcohol and Tobacco on Aerodigestive Cancer Risks: A Meta-Regression Analysis*, *Cancer Causes and Control*, 14, 897-906.

META-ANALYSIS AND AN APPLICATION

ABSTRACT

In this study, meta-analysis and effect size, combining effect sizes and homogeneity subjects which are very important in meta-analysis are investigated. Meta-analysis is applied to data from 16 papers about retroperitoneal sarcomas.

Key Words: *Meta-Analysis, Retroperitoneal Sarcomas, Survival Analysis*

KONJOİNT MODEL UYGUNLUĞU ÜZERİNDE DEĞİŞKEN ETKİLERİNİN SINIFLAMA REGRESYON AĞAÇLARI ANALİZİ İLE İNCELENMESİ

Sinan SARAÇLI*

İsmet DOĞAN**

ÖZET

Konjoint Analizi Daha Çok Pazarlama Araştırmalarında Tüketici Tercihlerinin Belirlenmesinde Kullanılan Çok Değişkenli İstatistiksel Bir Yöntemdir. Konjoint Analizi'nin En Önemli Özelliği İse, Nitelikleri Nicel Olarak Karşılaştırmasıdır.

Konjoint Analizi'nde Kurulan Model İle Anket Yapılan Kişilerin Verdikleri Cevaplar Arasındaki Uygunluk, Modelinin Yapısına Göre Pearson'un R Yada Kendall'ın Tau Katsayısı İle Değerlendirilir.

Sınıflama Regresyon Ağacı (Classification- Regression Trees C&Rt) Analizi İle Bağımlı Değişken Üzerinde Etkili Olan Değişkenler Homojen Gruplara Ayrılarak Belirlenirler.

Bu Çalışmada Daha Önce Yapılmış Konjoint Analizi Üzerine Bir Çalışma Sonucunda Her Bir Birey İçin Elde Edilen Sonuçlar Yeniden Değerlendirilmiş Ve Her Bir Birey İçin Elde Edilen Korelasyon Katsayısı Düşük, Orta Ve Yüksek Olmak Üzere Üç Kategoriye Ayrılmış Ve Ele Alınan Diğer Değişkenlerin Oransal Önemlerinin Korelasyon Katsayısı Üzerindeki Etkileri C&Rt Analizi İle Belirlenmeye Çalışılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Konjoint Analizi, C&RT Analizi, Karar Ağaçları.

1. GİRİŞ

Konjoint Analizi, bir ürün ya da hizmete karşı tüketicilerin tepkilerini anlamak için kullanılan çok değişkenli bir çözümleme yaklaşımıdır (Hair ve arkadaşları, 1975).

Tüketici davranışları araştırmaları, tüketicinin tatmini ön plana alındığında, onun hangi pazarlama bileşenleri yada markalardan tatmin olduğunu, bu tatmini sağlamak için satın aldığı malları nasıl kullandığının, çeşitli mal veya markaları nasıl ve niçin seçtiğini araştırır (Şıklar ve arkadaşları, 2004).

* Osmangazi Üniversitesi Fen-Edebiyat Fakültesi İstatistik Bölümü, Meşelik Kampüsü, Eskişehir.

E-posta: ssaracli@ogu.edu.tr (Haberleşme Adresi)

** Afyon Kocatepe Üniversitesi Fen-Edebiyat Fakültesi İstatistik Bölümü, ANS Kampüsü, Gazlıgöl Yolu Afyon. E-posta: idogan@aku.edu.tr

Konjoint Analizi'ni içeren çalışmalarda, yanıtlayıcıların verdikleri cevaplar ile kurulan model arasında beklenildiği gibi bir uyum çıkmayabilir. Kurulan modelin anlamlılığında, modelde yer alan önemli değişkenleri belirleyebilmek için bu çalışmada karar ağaçlarından yararlanılmış ve Konjoint Analizi'nde yer verilen değişkenlerin kurulan modelin anlamlılığı üzerindeki Sınıflama Regresyon Ağacı (Classification-Regression Trees C&RT) Analizi ile incelenmiştir.

2.METOT

Konjoint Analizi, müşterilerin tercih yapısını ölçen, birbiriyle ilişkili teknikler bütünüdür. Tüketicilerin var olan bir ürünü neden seçtiklerini anlamaya yardım eder. Konjoint Analizi araştırması, bir ürünü oluşturan birçok özelliğin iç içe olan etkilerini belirleme işlemidir (Dijkstra ve Timmermans, 1997).

Konjoint Analizi'nin iki ana amacından birisi, var olan ürün özelliklerinin müşteri gözündeki olumlu ve olumsuz yönlerini belirleyerek olumsuz yönleri ortadan kaldırmak, dolayısıyla ürün özelliklerinde değişiklik yaparak ürüne olan memnuniyeti arttırmak, diğeri ise piyasaya sunulacak yeni bir ürünün taşınması gereken özellikleri belirlemeye yardımcı olmaktır (Saraçlı, 2004).

Konjoint Analizi, basit olarak eşitlik [1]'deki gibi ifade edilebilir;

$$Y_i = X_1 + X_2 + X_3 + \dots + X_p \quad (i = 1, 2, \dots, n) \dots\dots\dots [1]$$

Burada Y değişkeni sınıflayıcı, sıralayıcı ya da aralıklı (metrik olmayan, metrik) ölçekle, $X_1, X_2, X_3, \dots, X_p$ değişkenleri ise sınıflayıcı ve sıralayıcı (metrik olmayan) ölçekle ölçülmüş olabilir (Sönmez, 2001).

Parametrik bir analiz olmayan C&RT Analizi, eldeki veri kümesini anlamlı alt gruplara ayırmada etkin sonuçlar veren bir karar ağacı metodudur. İlk olarak Breiman ve arkadaşları tarafından 1984 yılında geliştirilen C&RT Analizi'nde homojen alt gruplar her bir düğüm noktasında iki dala ayrılarak belirlenir, yani sonuçlar ağaç diyagramında ikişerli homojen dallar şeklinde gösterilir (StatSoft, 2004).

C&RT tekniğinde kurulan modelde sürekli, sıralayıcı yada sınıflayıcı ölçekle ölçülmüş tek bir hedef değişken kullanılırken, bir veya daha fazla sayıda, sıralayıcı yada sınıflayıcı ölçekle ölçülmüş bağımsız değişken kullanılır (AnswerTree 1.0 Users Guide, 1998).

C&RT yönteminde, tüm tahmin edici değişkenlerin kullanıldığı veri seti alt gruplara ayrılır. En iyi tahmin edici, farklılığı azaltıcı çeşitli ölçümleri kullanarak seçilir. Amaç hedef değişkene göre mümkün olduğu kadar homojen olan alt veri setlerini oluşturmaktır. Her tahmin edici ilerleme puanı (improvement score) temelinde dayanan en iyi kesim noktasını bulmak için değerlendirilerek ayırma noktaları belirlenir. Daha sonra tahmin ediciler karşılaştırılır ve ayırma için en iyi duruma sahip olan tahmin edici belirlenir. Elde edilen ağaç diyagramı bağımlı (hedef) değişken üzerinde etkili olan bağımsız değişkenlerin belirlenmesinde kullanılır (AnswerTree 1.0 Users Guide, 1998).

C&RT teknięinde düęüm noktaları yani her bir dal oluşturulurken Gini indeksi, X^2 yada G^2 gibi farklı ölçekler kullanır. Bunlar arasında en yaygın olarak kullanılanı Gini indeksidir (StatSoft, 2004).

Gini indeksi herbir düęüm noktası için kategori olasılıklarının hesaplandıęı indekstir. Bir düęüm noktasında tüm gözlem deęerleri aynı kategoride yer alıyorsa, bu durumda indeks deęeri sıfırdır. Gini indeksi maksimum deęerini, k sayıdaki tüm kategorilerin aynı olasılıęa sahip olduęu durumda alır ve deęeri $1-1/k$ olur (Ahola, Rinta-Runsala, 2001).

Yeni bir dal oluşturulacaęı zaman, aynı kategoriye ait gözlemler aynı düęüm noktasına getirilmeęe çalışılır ve böylece bir düęüm noktasında, daha önceki düęüm noktasından daha az sayıda veri girdi olarak kullanılır (Ahola, Rinta-Runsala, 2001).

3. UYGULAMA

Çalışmanın uygulama kısmında daha önce yapılmıř olan tüketicilerin alışveriş merkezi tercihi üzerindeki etkilerin Konjoint Analizi ile araştırıldıęı bir çalışmada kullanılan ankete katılan ve geçerli olan 120 yanıtlayıcının verdikleri cevaplar ile kurulan modelin anlamlılıęı her bir yanıtlayıcı için ayrı ayrı derlenmiř ve C&RT Analizi için gerekli veriler bu yolla toplanmıřtır. Elde edilen bu veriler ile kurulan modelin anlamlılıęın ifadesi olan Pearson'un R katsayısı düşük, orta ve yüksek olarak sıralayıcı ölçekle yeniden formülize edilmiř ve modelde yer verilen ve tüketicilerin alışveriş merkezi tercihi üzerinde etkili olduęu düşünölen, personel davranıřı (PERSDAV), ürün çeřitlilięi (CESIMKAN), servis hizmeti (SERVIS), dięer alışveriş merkezlerine göre fiyat (FIYAT), promosyonlu satış olması (PROMSAT) ve maęazanın reklamı (REKLAM) deęişkenlerinin kurulan modelin anlamlılıęı üzerindeki etkileri C&RT Analizi ile araştırılmıřtır. Çalışmanın uygulama kısmında SPSS 8.0 ve Answer Tree 2.1 paket programlarından yararlanılmıřtır.

Konjoint Analizi uygulanırken olası tüm deneme kombinasyonu sayısı, yani deęişkenler ve tüm düzeyleri dikkate alındıęında oluşacak kart sayısı çok fazla olduęundan, ele alınan deęişkenlerin ana etkilerinin dikkate alındıęı ve kesikli faktöryel tasarım mantıęı içerisinde simetrik ortogonal seçim ile 18 kart tasarlanmıř ve yanıtlayıcılara bu kartlar sunularak deęerlendirmeleri istenmiřtir.

Yapılan Konjoint Analizi sonucunda müřterilerin alışveriş merkezi tercihi üzerinde etkili olan deęişkenler ve oransal önemleri Şekil 1.'de verilmiřtir.

Ortalama Önem	Fayda	Faktör	
+-----+		REKLAM	REKLAMI
I15,77	I ,3775	I-	VAR
+-----+	- ,3775	-I	YOK
I			
+-----+		SERVIS	SERVISDUR
I13,74	I - ,4730	-I	VAR
+-----+	,4730	I-	YOK
I			
+-----+		PROMSAT	PROMOSSAT
I12,60	I - ,3002	I	VAR
+-----+	,3002	I	YOK
I			
+-----+		PERSDAV	PERSONELDAV
I19,62	I - ,5400	-I	IYI
+-----+	-1,0801	--I	NORMAL
I	-1,6201	--I	KOTU
I B =	- ,5400		
I			
+-----+		CESIMKAN	CESITIMKAN
I17,82	I - ,8562	-I	COK
+-----+	-1,7124	---I	ORTA
I	-2,5686	----I	AZ
I B =	- ,8562		
I			
+-----+		FIYAT	FIYATDUR
I20,44	I ,9052	I-	YUKSEK
+-----+	1,8105	I---	AYNI
I	2,7157	I----	DUSUK
I B =	,9052		
I			
	10,6140	Sabit	
Pearson R	= ,754		p = ,0002

Şekil 1. Konjoint Analizi sonucunda müşterilerin alışveriş merkezi tercihi üzerinde etkili olan değişkenler ve oransal önemleri.

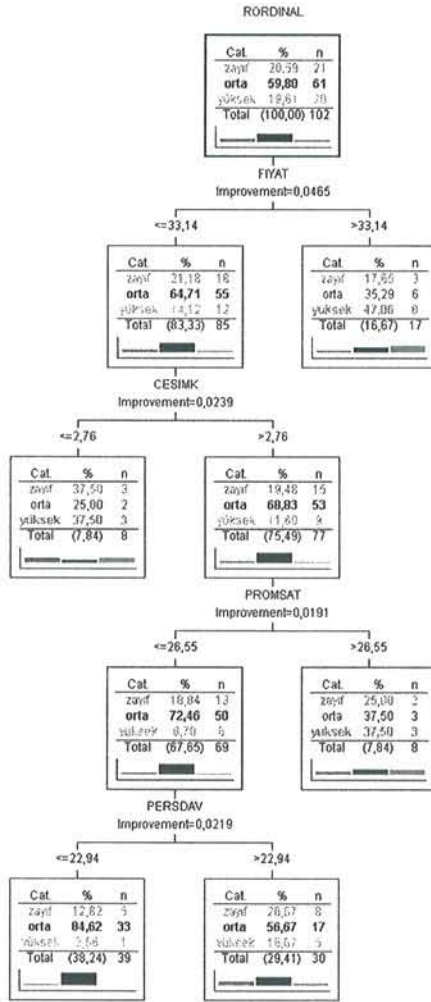
Şekil 1. İncelendiğinde, kurulan modelin kişilerin tercihlerine uygunluk oranı, Pearson'un R istatistiğine göre %75,4 olarak bulunmuştur. Bu da kurulan model ile yanıtlayıcıların verdikleri cevaplar arasında önemli bir ilişki olduğunu göstermektedir.

Elde edilen sonuçlara göre, alışveriş merkezi seçiminde birinci sırada dikkat edilen özellik fiyatların diğer mağazalara göre durumudur. Bu faktörün tüm faktörler içindeki önem düzeyi %20,44 olarak belirlenmiştir. İkinci derecede önemli etken alışveriş merkezi personelinin müşterilere karşı davranışdır. Bu faktörün tüm faktörler içindeki önem düzeyi %19,62 olarak elde edilmiştir. Üçüncü derecede önemli etken alışveriş merkezindeki ürün çeşitliliği olmaktadır. Bu faktörün önem düzeyi %17,82'dir.

Dördüncü beşinci ve altıncı derecede önemli olan faktörler ise sırasıyla %15,77 ile alışveriş merkezinin reklamının olup olmaması %13,74 ile eve servis hizmetinin olup olmaması, ve %12,60 ile alışveriş merkezinin promosyonlu satış yapıp yapmaması olarak belirlenmiştir.

Kurulan Konjoint modeli ile yanıtlayıcıların verdikleri cevapların uygunluğunu gösteren Pearson'un R katsayısının düşük orta ve yüksek olarak sınıflandırılması sonucu modelde yer verilen değişkenlerin oransal önemleri bakımından bu katsayı üzerindeki etkilerinin C&RT Analizi ile incelenmesi sonucunda elde edilen sonuçlar ise Şekil 2'de verilmiştir.

Pearson'un R katsayısı sınıflandırılırken;
 $R \leq 0,50 \Rightarrow$ düşük derecede korelasyon,
 $0,50 < R < 0,75 \Rightarrow$ orta derecede korelasyon,
 $R \geq 0,75 \Rightarrow$ yüksek derecede korelasyon,
olarak değerlendirilmiştir ve "RORDINAL" ifadesi ile belirtilmiştir.



Şekil 2. Kurulan Konjoint Modelinin Anlamlılığı üzerinde ele alınan değişkenlerin önemlerinin C&RT Analizi ile incelenmesi.

Şekil 2.'de görüldüğü üzere, ele alınan değişkenlerin Pearson'un R katsayısı üzerindeki etkileri C&RT Analizi ile incelenecek olursa, Konjoint Analizi için anket uygulanan kişilerin %59,80'inin verdikleri cevaplar ile kurulan modelin anlamlılığı arasında orta derecede bir ilişki, %20,59'unun verdikleri cevaplar ile kurulan modelin

anlamlılığı arasında düşük bir ilişki ve 19,61'inin verdikleri cevaplar ile kurulan modelin anlamlılığı arasında yüksek derecede bir ilişki olduğu görülmektedir. Kurulan Konjoint modeli anlamlılığının düşük, orta yada yüksek olması üzerinde ele alınan değişkenlerden en etkili olanı, alışveriş merkezindeki fiyatların diğer yerlerdeki fiyatlara göre durumunun olduğu görülmektedir. Fiyat değişkeni yapılan birçok pazarlama araştırmasında olduğu gibi bu çalışmada da en önemli değişken olarak bulunmuştur. Bunun en önemli sebebi ise ülkemizdeki gelir dağılımının eşitsizliği sonucunda halkın çoğunluğunun düşük gelirli ailelerden oluşması ve bu ailelerin de doğal olarak daha çok uzuz olan mallara yönelmesi büyük bir etkidir. Bu özellikten dolayı müşteri tercihlerinde fiyat değişkeni tüketicilerin diğer değişkenlere nazaran ödünleşin kararları üzerinde büyük bir rol oynamaktadır.

Fiyat değişkeninin Konjoint Analizi sonucunda hesaplanan oransal öneminin % 33,4'ten küçük ve eşit olduğu durumlar bir grupta, bu değerden büyük olan durumlar ise başka bir grupta toplanmıştır. Fiyat değişkeninin Konjoint Analizi sonucunda hesaplanan oransal öneminin % 33,4'ten küçük ve eşit olması durumunda alışveriş merkezinde sunulan ürün çeşitliliği değişkeninin etkili olduğu görülmektedir ve yine mağazada sunulan ürün çeşitliliği değişkeninin oran öneminin %2,76'dan büyük olduğu durumda alışveriş merkezinin yapacağı promosyonlu satışların etkili olduğu, Promosyonlu satışların oransal öneminin %26,55'den küçük olduğu durumda ise personel davranışı değişkeninin önemli olduğu görülmekte, personel davranışı değişkeninin oransal öneminin %22,97'ten küçük ve eşit olduğu durumda Korelasyon Katsayısı'nın %82,62'lik bir oranla orta düzeyde olduğu görülmektedir.

4. TARTIŞMA VE SONUÇ

Yapılan bir pazarlama araştırmasında araştırılan konu üzerinde etkili olan değişkenlerin oransal önemlerinin belirlenmesinde, Konjoint Analizi istenilen sonuçları elde etmede kullanılan etkili bir çok değişkenli istatistiksel yöntemidir. Yapılan Konjoint Analizi'nde kurulan modelin anlamlılığı üzerinde ele alınan bağımsız değişkenlerin etkilerinin araştırılmasında ise benzer birçok çalışmada olduğu gibi C&RT yöntemi, bağımlı değişken olarak ele alınan değişken üzerinde etkili olan bağımsız değişkenleri homojen alt guruplara ayırmada kullanılan etkili bir veri madenciliği yöntemidir. Bu çalışmada Konjoint Analizi'nde yer verilen değişkenlerin kurulan model üzerindeki anlamlılığı karar ağaçlarından C&RT yöntemi ile incelenmiştir.

Konjoint Analizi sonucunda tüketicilerin alışveriş merkezi tercihinde en etkili değişken olan fiyat değişkeni, C&RT Analizi sonucunda da en etkili değişken olarak bulunmuştur. Konjoint Analizi sonucunda tüketici tercihleri üzerinde %19,62'lik oransal önem ile personel davranışı ikinci derecede etkili bir değişken olmasına rağmen, kurulan modelin uygunluğunda fiyat, çeşit imkanı ve promosyonlu satış değişkenlerinden sonra yer almaktadır.

Konjoint Analizi ile Karar Ağaçları birlikte kullanılarak yapılan bu çalışma ile çok değişkenli istatistiksel teknikler arasında bir ilişki kurulması amaçlanmış ve daha önce yapılmış olan bir analizin sonuçları diğer bir analiz ile yeniden incelenmiştir.

KAYNAKLAR

- ANSWER TREE 1.0 (1998), *Users Guide*, SPSS Inc., P:169-170,
- HAIR, J.F., ANDERSON, R.E., TATHAM, R.L., BLOCK, W.C., (1995), *Multivariate Data Analysis with Readings*, McMillan Book Company, London.
- DIJKSTRA, J., ve TIMMERMANS, H.J.P., (1997), *Exploring the Possibilities of Conjoint Measurement as a Decision-Making Tool for Virtual Way finding Environments*, Hu's Publishers Inc., Taipeh, p61.
- SARAÇLI, S. (2004), *Müşteri Tercihlerinin Araştırılmasında Konjoint Analizi Ve Bireysel Emeklilik Sistemi Üzerine Bir Uygulama*, Yüksek Lisans Tezi, Anadolu Üniversitesi, Eskişehir.
- SÖNMEZ, H. (2001), *Konjoint Analizi Teknięinin Pazarlama Araştırmalarında Kullanım Olanakları ve Bir Uygulama*, Doktora Tezi, Anadolu Üniversitesi, Eskişehir.
- ŞIKLAR, E., YILMAZ, V., SARAÇLI, S., (2004), *Tüketicilerin Alışveriş Merkezi Tercihinin Konjoint Analizi ile İncelenmesi*, Dokuz Eylül Üniversitesi, İstatistik Günleri Sempozyumu, Kuşadası.
- AHOLA, J., RINTA-RUNSALA, E., (2001), *Data Mining Case Studies in Customer Profiling*, VTT Information Technology, Research Report, TTE1-2001-29, (Erişim: http://www.vtt.fi/datamining/publications/dm_case_studies.pdf, Erişim tarihi: 28.09.2004)
- STATSOFT INC.(2003), *Classification and Regression Trees (C&RT)*, Copyright 1984-2003, (Erişim: <http://www.statsoftinc.com/textbook/stcart.html#overview>, Erişim tarihi: 07.07.2004).

EXAMINING THE EFFECTS OF THE VARIABLES ON CONJOINT MODEL FITNESS WITH C&RT (CLASSIFICATION®RESSION TREES) ANALYSIS

ABSTRACT

Conjoint Analysis is a multivariable statistical analysis that is generally used in marketing researches to put forward the consumer's preferences. The most important feature of Conjoint Analysis is the ability of comparing the qualities as quantitives.

In Conjoint Analysis, the fitness between the Konjoint model and the answers of the responders is evaluated with Pearson's R coefficient or Kendall's Tau coefficient by the type of the model.

In C&RT (Classification-Regression Trees) analysis the effects of the independent variables on dependent variable are determined by separating these variables in to homogeny two subgroups.

In this study, the results of an other study named, "Examining the Consumers shopping center preferences with Conjoint Analysis", are taken as an input data and the correlation coefficient, calculated for each responder, is categorized as low, medium and high and the effects of the averaged importance of the independent variables on this coefficient is tried to put forward with C&RT analysis.

Key Words: *Conjoint Analysis, C&RT Analysis, Decision Trees.*

ÇOKLU DOĞRUSAL BAĞLANTI DURUMUNDA RIDGE REGRESYON VE TEMEL BİLEŞENLER REGRESYON YÖNTEMLERİNİN BENZETİM ÇALIŞMASI İLE KARŞILAŞTIRILMASI

Neslihan ORTABAŞ*

Serdar KURT**

ÖZET

Bu çalışmada, çoklu doğrusal regresyon modelinde, çoklu doğrusal bağlantı sorununu ortadan kaldırmak için kullanılan yöntemlerden, temel bileşenler regresyon ve ridge regresyon yöntemleri incelenmiştir.

Çoklu doğrusal regresyon modelinin varsayımlarından biri de bağımsız değişkenler arasında tam ilişki olmamasıdır. Bağımsız değişkenler arasında önemli derecede ilişki olması, çoklu doğrusal bağlantı olarak adlandırılır. Çoklu doğrusal bağlantı olması durumunda uygulanan en küçük kareler yöntemi ile parametre tahminleri büyük standart hatalara sahip olmakta ve hipotez testleri çelişkili sonuçlar vermektedir. Bu sorunu ortadan kaldırmak için kullanılan çeşitli yöntemler vardır. Bu yöntemlerden yanlı regresyon yöntemleri, hem çoklu doğrusal bağlantı yapısının açıklanabildiği hem de standart hatası daha küçük hata kareler ortalamalı tahminlerin bulunabildiği yöntemlerdir.

Çalışmada, yanlı regresyon yöntemlerinden temel bileşenler ile ridge regresyon yöntemi kuramsal açıdan incelenmiş, benzetim çalışması ile hangi yöntemin daha iyi sonuç verdiği araştırılmıştır.

Benzetim çalışmasında, genişlikleri 40, 80 ve 120 olan örneklemelerin her birisi için 50 tekrar yapılmış ve bu örneklemelere en küçük kareler, ridge ve temel bileşenler yöntemi uygulanarak regresyon katsayılarının tahminleri hesaplanmıştır. Tahmin ediciler arasında yapılan karşılaştırmalarda kriter olarak tahminlerin ortalaması ve standart hatası dikkate alınmıştır. Yapılan karşılaştırmalara göre, temel bileşenler regresyon yönteminin diğerlerinden daha iyi sonuçlar verdiği gözlemlenmiştir.

Anahtar Kelimeler : Regresyon, Çoklu Doğrusal Bağlantı, Yanlı Regresyon Yöntemleri, Temel Bileşenler Regresyon, Ridge Regresyon

* Dokuz Eylül Üniversitesi Fen-Edebiyat Fak. İstatistik Böl. Buca İZMİR
e-mail: neslihan.ortabas@deu.edu.tr. (Haberleşme adresi)

** Prof. Dr., Dokuz Eylül Üniversitesi Fen-Edebiyat Fak. İstatistik Böl. Buca İZMİR

1. GİRİŞ

Çoklu doğrusal regresyon modelinin varsayımlarından biri de bağımsız değişkenler arasında tam ilişki olmamasıdır. Bağımsız değişkenler arasında önemli derecede ilişki olması, çoklu doğrusal bağlantı olarak adlandırılır.

Çoklu doğrusal bağlantı sorunu; veri toplama yönteminden, kitledeki bir kısıtın örnekleme yansımından, model seçiminden veya modeldeki açıklayıcı değişken sayısının, örneklem genişliğinden daha fazla olması gibi durumlardan kaynaklanabilir.

Çoklu doğrusal bağlantı sonucunda, en küçük karelerle elde ettiğimiz tahmincilerin standart hataları büyük çıkacağından, güven aralıkları genişler ve katsayılar önemsiz çıkar. Bunun yanında model geçerli ve R^2 belirtme katsayısı oldukça yüksek çıkar. Verilerdeki küçük değişimlerden en küçük kareler tahmincileri oldukça güçlü şekilde etkilenir.

Bir veri setinde, çoklu doğrusal bağlantı sorunu bulunduğunu; R^2 'nin yüksek, katsayıların önemsiz, modelin geçerli çıkmasından anlaşılacağı gibi, çiftli korelasyon, kısmi korelasyon katsayıları, yardımcı regresyon kriteri, özdeğerler, şartlı indeks, tolerans ve varyans şişirme faktörü gibi kriterlere bakarak da anlayabiliriz.

Çoklu doğrusal bağlantı sorununu ortadan kaldırmak için kullanılan çeşitli yöntemler aşağıda verilmektedir.

1. Ek veri toplama yöntemi
2. Modelin yeniden seçilmesi
3. Ridge regresyon
4. Genelleştirilmiş ridge regresyon
5. Temel bileşenler regresyonu
6. Gizli kök regresyon analizi

Bu yöntemlerden ridge regresyon, genelleştirilmiş ridge regresyon, temel bileşenler regresyonu ve gizli kök regresyon analizi yanlı regresyon yöntemleridir. Yanlı regresyon yöntemleri, hem çoklu doğrusal bağlantı yapısının açıklanabildiği hem de standart hatası daha küçük hata kareler ortalamalı tahminlerin bulunabildiği yöntemlerdir. Bu çalışmada, yanlı regresyon yöntemlerinden ridge regresyon ve temel bileşenler regresyon yöntemleri incelenmiştir.

Ridge regresyon yöntemi, $X'X$ matrisinin köşegen elemanlarına k ($0 \leq k \leq 1$) gibi sabit bir değerinin eklenmesidir. Böylece ridge regresyon yöntemi ile katsayılar

$$\hat{\beta}_R = (X'X + kI)^{-1} X'Y$$

formülü ile hesaplanır. Köşegen elemanlarına ilave edilen k değeri, sapmayı ifade edeceğinden seçimi çok önemlidir. $k=0$ olduğunda en küçük kareler yöntemi ile aynı sonucu verir. k 'nın seçimi için çeşitli yöntemler önerilmiştir. Ridge izi, varyans şişirme

faktörü ve Hoerl, Kennard, Baldwin yöntemleri bunlardan birkaçıdır. (Montgomery ve Peck, 1992)

Temel bileşenler regresyon yönteminde model denkleminde

$$Y = Z\alpha + \varepsilon$$

dönüşümü yapılır. Burada

$$Z = XT, \alpha = T'\beta, T'X'XT = Z'Z = \Lambda \quad [\Lambda = \text{diag}(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p)]$$

$p \times p$ boyutlu T matrisinin kolonları özvektörlerden oluşmaktadır. Z matrisinin kolonları

$$Z = [Z_1, Z_2, \dots, Z_p]$$

şeklinde gösterilir ve temel bileşenler regresyon analizi sonucunda çıkan yeni regresyon katsayılarını verir. (Montgomery ve Peck, 1992)

Temel bileşenler regresyon analizinde özdeğerler küçükten büyüğe sıralanır $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_p > 0$. Bu özdeğerlerden yaklaşık l tanesi sıfıra yakındır. Geriye kalan $p-l$ tanesi ise sıfırdan büyük değerler alır. Sıfıra yakın olan özdeğerler için temel bileşenler modelden kaldırılır ve analize kalan bileşenlere en küçük kareler uygulanarak devam edilir. Temel bileşenler analizi sonucu regresyon katsayılarını

$$\hat{\beta}_{TB} = T\hat{\alpha}_{TB}$$

formülünü kullanarak elde edebiliriz. Burada

$$\hat{\alpha}_{TB} = B\hat{\alpha}$$

$$b_1 = b_2 = \dots = b_{p-l} = 1, \quad b_{p-l+1} = b_{p-l+2} = \dots = b_p = 0 \text{ dir.}$$

Bu çalışmada, düzenlenen benzetim çalışması ile yanlı regresyon yöntemlerinden ridge regresyon ve temel bileşenler regresyon yöntemleri kullanılarak regresyon katsayıları tahminlenmiş ve hangi yöntemin daha iyi sonuç verdiği araştırılmıştır.

2. KİTLENİN YARATILMASI VE BENZETİM ÇALIŞMASI

Minitab istatistiksel paket programı kullanılarak amacımıza uygun kitle türetilmiştir. Kitlemizde X_1 ve X_2 olmak üzere iki bağımsız değişkenimiz bulunmaktadır. X_1 10,20,30,...,100 olmak üzere 10 farklı değer almakta, X_2 'de X_1 'in her değerine karşılık 4 farklı değer almaktadır. Her X_1 ve X_2 değerine, 25 tane Y değeri karşılık gelmekte ve Y ortalaması $E(Y)$ ve varyansı $\sigma^2=25$ olan normal dağılıma uymaktadır. Türetilen bu kitle için korelasyon matrisine bakıldığında (Tablo 1) X_1 ve X_2 arasında oldukça güçlü bir ilişki olduğu görülür.

Tablo 1. Değişkenler Arasında Korelasyon Katsayıları

	Y	X ₁
X ₁	0.97632	0.97822
X ₂	0.99530	

Kitle yaratıldıktan sonra sırasıyla aşağıdaki işlemler yapıldı.

1. n=40 birimlik örneklem kitleden çekildi.
2. Örnekleme sırasıyla en küçük kareler, ridge ve temel bileşenler regresyonu uygulandı.
3. 2. adıma geri dönüldü ve bu işlem 50 kez yapıldı.
4. 2.,3. ve 4. adımlar, 80 ve 120 birimlik örneklem genişlikleri için tekrar edildi.
5. Bu yöntemlerden elde edilen değerler karşılaştırılarak, hangi yöntemin en iyi sonucu verdiği araştırıldı.

3. BENZETİM ÇALIŞMASI İLE ELDE EDİLEN SONUÇLAR

Benzetim çalışmasında, genişlikleri 40, 80 ve 120 olan örneklemelerin her birisi için 50 tekrar yapılmış ve bu örneklemelere en küçük kareler, ridge ve temel bileşenler yöntemi uygulanarak regresyon katsayılarının tahminleri hesaplanmıştır. Tahmin ediciler arasında yapılan karşılaştırmalarda kriter olarak tahminlerin ortalaması ve standart hatası dikkate alınmıştır. Karşılaştırma tabloları üç farklı örneklem genişliği için ayrı ayrı aşağıda verilmiştir.

Tablo 2. n=40 için En Küçük Kareler, Ridge ve Temel Bileşenler Regresyon Katsayılarının Karşılaştırılması

i	En Küçük Kareler		Ridge Regresyon		Temel Bileşenler Regresyonu	
	$\hat{\beta}_i$	$S_{\hat{\beta}_i}$	$\hat{\beta}_i$	$S_{\hat{\beta}_i}$	$\hat{\beta}_i$	$S_{\hat{\beta}_i}$
0	55.58887	1.80166	58.44952	1.72302	54.16945	1.40697
1	0.04858	0.28385	0.35609	0.01752	0.40423	0.01243
2	0.37816	0.14089	0.18514	0.01076	0.20117	0.00618

Tablo 3. n=80 için En Küçük Kareler, Ridge ve Temel Bileşenler Regresyon Katsayılarının Karşılaştırılması

i	En Küçük Kareler		Ridge Regresyon		Temel Bileşenler Regresyonu	
	$\hat{\beta}_i$	$S_{\hat{\beta}_i}$	$\hat{\beta}_i$	$S_{\hat{\beta}_i}$	$\hat{\beta}_i$	$S_{\hat{\beta}_i}$
0	55.82650	1.27708	58.29188	1.08844	54.26610	1.04973
1	0.01337	0.16200	0.35776	0.00999	0.40436	0.00774
2	0.39580	0.08043	0.18695	0.00597	0.20123	0.00385

Tablo 4. n=120 için En Küçük Kareler, Ridge ve Temel Bileşenler Regresyon Katsayılarının Karşılaştırılması

i	En Küçük Kareler		Ridge Regresyon		Temel Bileşenler Regresyonu	
	$\bar{\hat{\beta}}_i$	$S_{\hat{\beta}_i}$	$\bar{\hat{\beta}}_i$	$S_{\hat{\beta}_i}$	$\bar{\hat{\beta}}_i$	$S_{\hat{\beta}_i}$
0	56.31434	1.12874	58.87980	0.94752	54.69707	0.92746
1	-0.00511	0.15327	0.35223	0.00909	0.40012	0.00750
2	0.40079	0.07535	0.18401	0.00512	0.19912	0.00373

Tablo 2,3 ve 4'te de görüldüğü gibi yanlı regresyon yöntemlerinin standart hatası en küçük karelere göre daha düşüktür. Regresyon katsayıları açısından baktığımızda, ridge ve temel bileşenler regresyonu birbirine yakın sonuçlar vermektedir. Bu üç yöntem arasında temel bileşenler regresyonu en küçük standart hata değerlerini veren yöntemdir.

Artan örneklem genişlikleri için standart sapma değerleri daha da küçülmüştür. En küçük standart hata değerleri 120 birimlik örneklem genişliğinde temel bileşenler regresyonu yöntemiyle elde edilmiştir.

5. SONUÇ

Literatürde de belirtildiği gibi regresyon katsayılarının standart hataları, yanlı regresyon yöntemlerinde en küçük kareler yöntemine göre daha küçük bulunmuştur. Farklı örneklem genişlikleri için üç yöntemin karşılaştırıldığı tablolarda da bu durum görülebilmektedir.

Üç farklı örneklem genişliği için karşılaştırmalı tablolara bakıldığında, regresyon katsayılarının standart hatasını en küçük veren yöntem temel bileşenler regresyonudur. Temel bileşenler regresyonunu yakın bir farkla ridge regresyon takip etmektedir.

Sonuç olarak, farklı örneklem genişlikleri için en küçük standart hata değerlerini veren temel bileşenler regresyonu tercih edilebilir. Aynı zamanda, ridge regresyon yöntemi de temel bileşenler regresyonuna yakın sonuçlar vermektedir.

KAYNAKLAR

- Aldrin, M. (1997), *Length Modified Ridge Regression*, Computational Statistics & Data Analysis, 25, 377-398.
- Boneh, S. and Mendieta, G.R. (1994), *Variable Selection in Regression Models Using Principal Components*, Commun. Statist. - Theory Meth., 23(1), 197-213.
- Gujarati, D.N. (1995). *Basic Econometrics*, (3rd ed.). New York, McGraw-Hill, Inc.
- Hoerl, A.E., Kennard R.W. and Baldwin K.F. (1975), *Ridge Regression: Some Simulations*, Communications in Statistics, 4(2), 105-123.

- Jackson, J.E. (1991), *A User's Guide to Principal Components*, Canada, John-Wiley&Sons, Inc.
- Johnson, D.E. (1998), *Applied Multivariate Methods for Data Analysis*, California, Duxbury Press.
- Johnson R.A. and Bhattacharyya G.K. (1992), *Statistics Principles and Methods*, Canada, John-Wiley&Sons, Inc.
- Lawless, J.F. and Wang, P. (1976), *A Simulation Study of Ridge and Other Regression Estimators*, Commun. Statis.-Theor. Meth., A5(4), 307-323
- Mansfield, E.R., Webster, J.T. and Gunst, R.F. (1977), *An Analytic Variable Selection Technique for Principal Component Regression*, Appl. Statist., 36, 34-40
- Marquardt, D.W. and Snee, R.D. (1975), *Ridge Regression in Practice*, Am. Statist. 29(1), 3-20
- Mason, R.L. (1975), *Regression Analysis and Problems of Multicollinearity*, Communication Statistics, 4(3), 277-292
- Montgomery D.C. and Peck E. (1992), *Introduction to Linear Regression Analysis*, Canada, John Wiley & Sons, Inc.
- Rawlings, J.O. (1988), *Applied Regression Analysis: A Research Tool*, California, Wadsworth&Brooks

THE COMPARISON OF RIDGE REGRESSION AND PRINCIPAL COMPONENTS REGRESSION METHODS IN THE PROBLEM OF MULTICOLLINEARITY BY SIMULATION

ABSTRACT

In this study, principal components regression and ridge regression are examined among the methods used to remedy multicollinearity problem in multiple linear regression model.

One of the assumptions in multiple linear regression is that there must be no perfect linear relations among the regressors. The relationship among the regressors is called multicollinearity. In case of multicollinearity, parameter estimations by least square method have large variances and hypothesis tests result in contradictory. There are various methods for dealing with multicollinearity problem. Biased regression methods (BRM) are the ones that can explain the

structure of multicollinearity and provide small standard errors among the methods used.

In this study two of biased regression methods; principal components regression and ridge regression are examined as theoretically and researched which methods give the best consequence by simulation.

In the application, 50 repetitions have been generated for each of the sample sizes of 40, 80 and 120. Least squares, ridge and principal components regression are used for each sample. Regression coefficients for each estimator were computed and the mean and the standard deviation of the estimates were used as statistical comparison criteria. According to comparisons among the estimators the principal components regression has been found to provide better estimates.

Key Words: *Regression, Multicollinearity, Biased Regression Methods, Principal Components Regression, Ridge Regression*

TÜRKİYE İÇİN İHRACAT BEKLENTİ ENDEKSİ OLUŞTURULMASI

Aslıhan ATABEK* Saygın ŞAHİNÖZ** Evren ERDOĞAN COŞAR***

ÖZET

İhracat yapan firmaların üst düzey yöneticilerinin bugünkü ihracat imkanlarını nasıl değerlendirdiklerinin ve geleceğe ilişkin beklentilerinin toplulaştırılmış göstergesi olması amacıyla Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) İktisadi Yönelim Anketi sorularına verilen cevaplardan yararlanarak İhracat Beklenti Endeksi (İBE) oluşturulmuştur. Bu endeks, ihracat gelişmelerindeki ve beklentilerindeki genel eğilimi ortaya çıkararak ihracattaki büyüme hakkında önceden bilgi vermektedir. İhracat Beklenti Endeksine dahil edilecek anket sorularını seçerken çapraz korelasyon analizinden yararlanılmış, yüksek korelasyon veren soruların hangi ağırlıklarla endekse katılacağına karar vermede ise Temel Bileşenler Analizi kullanılmıştır.

Anahtar Kelimeler: *İktisadi Yönelim Anketi, İhracat, Çapraz Korelasyon Analizi, Temel Bileşenler Analizi, Kernel Fonksiyonu*

I. GİRİŞ

Ülkelerin ticari ve ekonomik bakımdan ulaştıkları düzeyler ve kaydettikleri gelişmeler, uluslararası alandaki konum ve etkinlikleri açısından her zaman önemli bir gösterge olduğundan dolayı ihracat gelişmeleri ülkeler için önemli olmuştur. Gelişmekte olan ülkelerin ihracatlarını arttırma girişimleri bu ülkelerin sadece döviz ihtiyacından kaynaklanmamakta, tutarlı ve sürdürülebilir bir büyüme sağlamak amacıyla da ülkeler ihracatlarını arttırmaya çalışmaktadırlar. Bu çerçevede, Türkiye'deki makro-ekonomik gelişmeler açısından ihracat gelişmeleri önem kazanmaktadır.

Türkiye'de ihracat gelişmelerindeki ve beklentilerindeki genel eğilimi önceden görebilmek amacıyla, bu çalışmada TCMB İktisadi Yönelim Anketi verileri kullanılarak İhracat Beklenti Endeksi (İBE) oluşturulmuştur. Bu çalışmanın, bugüne kadar Türkiye'de ihracatı öngörmeye yönelik yapılan çalışmalardan farkı, bulunan endeksin ihracattaki büyüme eğilimi hakkında önceden bilgi vermesidir.

* TCMB Araştırma ve Para Politikası Genel Müdürlüğü, e-mail: Aslihan.Atabek@tcmb.gov.tr

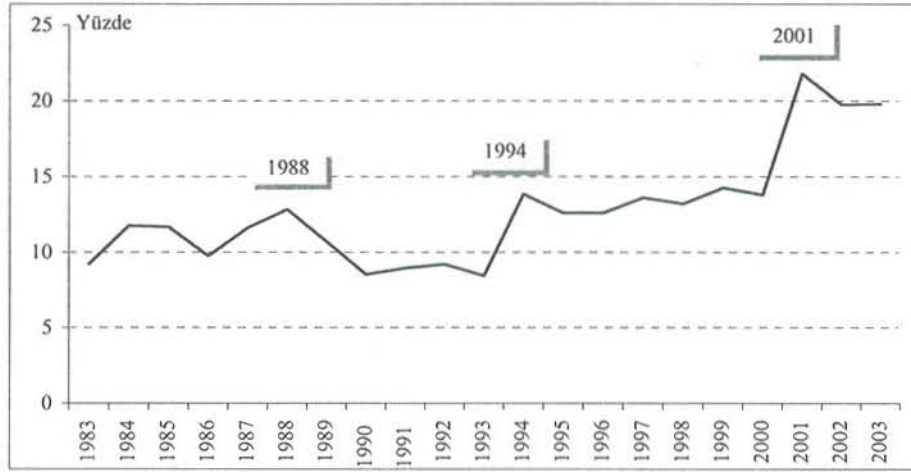
** TCMB Araştırma ve Para Politikası Genel Müdürlüğü, e-mail: Saygin.Sahinoz@tcmb.gov.tr

*** TCMB Araştırma ve Para Politikası Genel Müdürlüğü, e-mail: Evren.Erdogan@tcmb.gov.tr

Çalışma şu şekilde düzenlenmiştir: Bölüm II’de geçmişten günümüze ihracat gelişmelerine yer verilmiştir. Bölüm III’de çalışmada kullanılan veri seti anlatılırken, İhracat Beklenti Endeksi’nin oluşturulmasındaki aşamalar Bölüm IV’de gösterilmiştir. Bölüm V’de ise çalışma sonucundaki görüşler sunulmuştur.

2. TÜRKİYE’DE İHRACATIN TARİHÇESİ

Türkiye, 1930-1980 yılları arasında ‘ithal ikamesi’ adı verilen, içe dönük sanayileşme politikasını izlemiştir. Ancak, petrol krizleri sonrasında dünya ekonomik konjonktüründeki olumsuzluklara paralel olarak yaşanan ödemeler dengesi ve enflasyon sorununun aşılması için, 1980 yılı başlarında “24 Ocak Kararları” olarak bilinen ekonomik istikrar programı uygulamaya konulmuştur. Bu kararlar ile “İhracata Yönelik Büyüme” modeli benimsenmiş ve bu politikanın uygulamaya başlanmasıyla ihracat yapısında önemli değişimler yaşanmaya başlamıştır. Bu uygulamalar sonucunda, 1980-1988 yılları arasında ihracatın GSMH içindeki payı, Şekil 1’den de görüldüğü gibi önemli oranda artmıştır.



Şekil 1. İhracatın GSMH İçindeki Payı

1988 yılı ortalarında, Türkiye ekonomisi, yatırım ve tüketim harcamalarının azaldığı, üretim fazlasının olduğu bir durgunluk dönemine girmiştir. Bu durgunluk döneminden çıkılması amacı ile ilk önce yabancı sermaye hareketlerindeki kontroller kaldırılmış, daha sonra genişletici ekonomik politikalar uygulamaya konulmuştur. Bu uygulamalar 1989-1993 yılları arasında TL’nin değer kazancına ve reel ücret artışına, dolayısıyla iç talepte artışa sebep olmuştur. Bu gelişmeler ise, ihracatın yavaşlaması ve Şekil 1’den de görüldüğü gibi milli gelir içerisindeki payının azalması ile sonuçlanmıştır. İhracatın gerilemesine neden olan bir başka gelişme ise 1990’ların başlarında dış ekonomik ve politik konjonktürde görülen olumsuz gelişmelerdir.

1991 yılındaki Körfez krizi ile başlayan daha sonra Bosna savaşı ile devam eden global durgunluk, Türkiye’nin en büyük ihracat piyasasına sahip olduğu OECD ülkelerini de etkilemiş ve bu nedenle ihracat yapmak zorlaşmıştır. Bununla beraber, yoğun iç talep, gümrük vergisinin az olması ve TL’nin aşırı değerlenmesi sonucunda, bu dönemde ithalat patlaması yaşanmıştır.

5 Nisan 1994 tarihinde enflasyon oranını düşürmek, dış ticaret dengesini ve döviz piyasalarında istikrarı sağlamak amacı ile 'Yapısal Düzenleme ve İstikrar Programı' uygulamaya konulmuş ve bu program sonucunda TL değer kaybetmiş ve ithalat gerilerken, ihracatımız artmıştır. 1995 yılında başlayan hızlı büyüme eğilimi, 1998 yılı Nisan ayından itibaren gerilemeye başlamıştır. Bu gerilemenin nedenleri olarak, 1997 yılında Güneydoğu Asya'da başlayan ve daha sonra gelişmekte olan ülkeleri etkileyen ekonomik kriz ve 1998 yılı Ağustos ayında Rusya Federasyonu'nda patlak veren mali kriz gösterilebilir. Belirtilmiş olan ekonomik gelişmelerin tümü Türkiye'deki mali piyasaları ve reel sektörü olumsuz yönde etkilemiş ve bu dönemde dış ticaret açığında önemli artışlar olmasına sebep olmuştur. 1998 yılının ikinci üç aylık döneminde ekonomide başlayan daralma süreci, dünyada yaşanan ekonomik durgunlukla birleşerek 1999 yılında derinleşmiştir. Gerileyen yurtiçi tüketim talebi ve yurtdışı talep, sanayi üretiminde gerilemeye yol açmıştır. Ekonominin iç dinamiklerinin yanı sıra, 1999 yılı Ağustos ve Kasım aylarında meydana gelen depremler daralma sürecinin uzamasına neden olmuştur. 2000 yılı başlarında, yüksek enflasyon, ekonomik daralma ve artan dış borç stokunu önlemek amacı ile 'Enflasyonu Düşürme Programı' uygulamaya konulmuştur. Uygulamaya konulan bu programın temel amacı; üç yıllık bir dönem sonunda enflasyonu tek haneli rakamlara indirmek, reel faizleri aşağı çekmek, kamu finansman dengesini sağlıklı ve sürdürülebilir bir yapıya kavuşturmak, ekonomide sürdürülebilir bir büyüme ortamını tesis etmek ve yapısal reformları hızla gerçekleştirmek olarak belirlenmişti. Ancak, programın esasını oluşturan kurların çıpa olarak kullanılması, TL'nin yeniden aşırı değerlenmesine yol açarak ihracat artış hızının gerilemesine neden olmuştur.

2000 yılının Kasım ayında bankacılık kesiminin sıkıntıya girmesi ve 2001 yılının Şubat ayında yaşanan siyasi kriz ile dövize olan aşırı talep ve sermaye çıkışlarının hızlanması sonucunda dalgalı kur uygulamasına geçilmiştir. Bunun sonucunda TL, reel olarak değer kaybetmiş, iç talepteki daralma ve kurlardan kaynaklanan fiyat avantajı ile reel ücretlerin gerilemesi sonucu azalan maliyet avantajı nedeniyle ihracat artış eğilimine girmiştir. Bu çerçevede ihracata bakıldığında, 2001 yılından bugüne kadar ihracatımızın belirgin bir artış eğilimi içinde olduğu görülmektedir.

3. VERİ SETİ

İhracat Beklenti Endeksi'nin oluşturulmasında, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) tarafından ekonomiye yön veren kuruluşlardaki üst düzey yöneticilerin yakın geçmiş ve geleceğe yönelik düşüncelerini alarak, genel ekonomik ve sektörel bazda, bir aylık zaman dilimleri içindeki eğilimleri tespit etmek amacıyla yapılmakta olan İktisadi Yönelim Anketi (İYA) sonuçları kullanılmıştır. Bu anket ekonominin genel gidişatı, yatırım, satış, üretim beklentileri, enflasyon ve kredi faiz oranları vb. konularda sorular içermektedir. Firmaların üst düzey yöneticilerinden alınan bu görüşler, ekonomik politikaların olumlu ve olumsuz etkilerini ölçmekte ve iktisadi alanda yapılması gerekenlerin tespitinde yönlendirici olmaktadır.

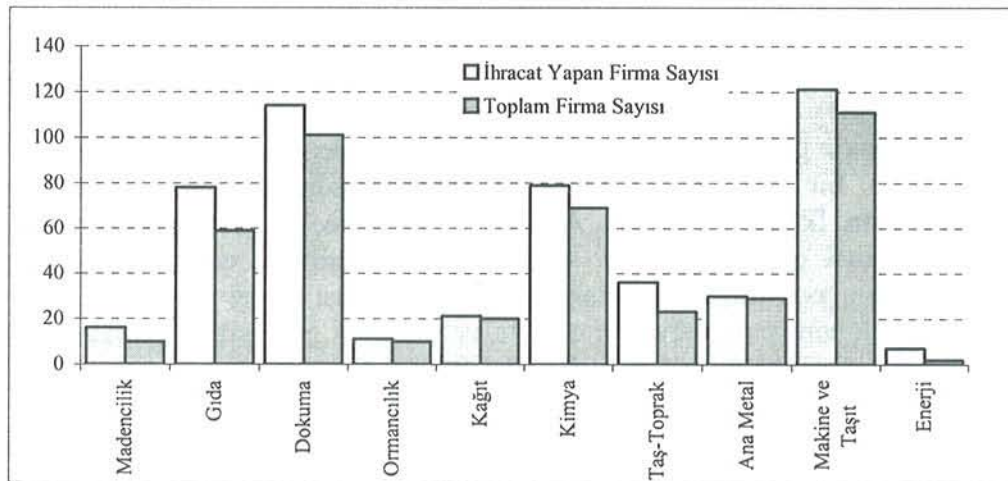
Aralık 1987'den bu yana uygulanmakta olan İktisadi Yönelim Anketi'nin katılımcıları İstanbul Sanayi Odası'nın (İSO) ilk 500 büyük firma sıralaması ve Ege Sanayi Odası'nın (ESO) ilk 100 büyük firma sıralaması esas alınarak tespit edilmiştir. Bu katılımcılar hem özel, hem de kamu sektörü firmalarından meydana gelmektedir.

Anketteki 34 sorunun 25 tanesi geçmiş ve geleceğe yönelik eğilimlere, 5 tanesi çeşitli faktörlerin önem sırasına göre sıralanmasına, 4 tanesi de enflasyon ve kredi faiz oranı hakkında oran bildirilmesine ilişkindir. Anketin soruları oldukça geniş bir alanı kapsamaktadır. Ekonominin genel gidişatı, ihracat imkanları, beklenen yatırım harcamaları, kapasite kullanımı, satış hasılatı, finansman ihtiyacı, mal stoku, alacak tahsilatındaki gelişmeler; bunun yanı sıra istihdam, sipariş, üretim, satışlar, iş hacmi gibi konularda geçmiş üç aylık trende ve gelecek üç aylık beklentiye ilişkin konularda çeşitli sorular bulunmaktadır.

İhracat Beklenti Endeksi oluşturulurken ilk aşamada, İktisadi Yönelim Anketi uygulanan firmalara yılda bir kez yapılan Profil Anketi'nin sonuçları incelenmiş ve bu ankette "Varsa ihracatın dolar ya da YTL olarak kıymeti" sorusunda yıllar itibariyle sürekli olarak ihracatlarını bildiren firmalar, ihracat yapan firmalar olarak sınıflandırılmıştır. Sektörlere göre ihracat yapan firma sayıları kamu ve özel sektör ayrımında Tablo 1'de verilirken, Şekil 2'de toplam firma sayısı ile ihracat yapan firma sayıları sunulmuştur.

Tablo 1. İYA'da Toplam ve İhracat Yapan Firma Sayılarının Sektörel Ayrıştırması

	ÖZEL		KAMU		TOPLAM	
	Toplam	İhracat yapan	Toplam	İhracat yapan	Toplam	İhracat yapan
Madencilik	8	7	8	3	16	10
Gıda	72	58	6	1	78	59
Dokuma	110	101	4	0	114	101
Ormancılık	11	10	0	0	11	10
Kağıt	17	16	4	4	21	20
Kimya	68	63	11	6	79	69
Taş-Toprak	35	22	1	1	36	23
Ana Metal	25	25	5	4	30	29
Makine ve Taşıt	115	108	6	3	121	111
Enerji	7	2	0	0	7	2
TOPLAM	468	412	45	22	513	434



Şekil 2. İYA'da İhracat Yapan ve Toplam Firma Sayıları

İYA'ya katılan firmalardan ihracat yapanlar belirlendikten sonra, ankette cevapları "daha iyimser, aynı, daha kötümser" veya "yukarı, aynı, aşağı" şeklinde olan soru seçenekleri, üç cevap şeklini de gözönünde bulundurmak amacıyla kodlanmıştır. Kodlama işlemi, 2=Yukarı (iyimser), 1=Aynı, 0=Aşağı (kötümser) şeklindedir. İhracat yapan her bir firma için bu şekilde kodlanmış yanıtların bütün firma toplamları alındığında ilgili soru için yayılma endeksine ulaşılmıştır. Daha sonra ihracat yapan firmaların cevapları toplulaştırılmış ve her soru için yayılma endeksleri oluşturulmuştur. Anket verilerinden hesaplanan yayılma endeksleri devresel yapı gösterdiği için, trend bileşeninden arındırmaya gerek yoktur. Ankette ihracata ilişkin soruların yayılma endekslerinde mevsimsellik TRAMO/SEATS (Gomez ve Maravall, 1998) yöntemiyle araştırılmış, ancak anlamlı derecede mevsimsellik içeren yayılma endeksine rastlanmamıştır.

İhracat Beklenti Endeksi'nin, ihracattaki değişim eğilimi hakkında önceden sinyaller vermesi beklenmektedir. Bu amaçla yapılacak olan çalışmada, ilk olarak endeksi oluşturacak serilerin performansını karşılaştırabileceğimiz, ihracat değişim eğilimini ifade edecek bir referans serinin belirlenmesi gerekmektedir. Referans seri olarak, Devlet İstatistik Enstitüsü'nün açıkladığı ihracat (FOB) değerlerinin yıllık yüzde değişimi kullanılmıştır. İhracattaki yıllık yüzde değişim serisi çok düzensiz hareketler içerdiğinden, bu seriyi daha düzgün (smooth) hale getirmek için altı aylık hareketli ortalaması alınmıştır. Endeksi oluşturacak serilerin seçimi, istatistiksel analizlere ve soruların ekonomik anlamlılığına dayanmaktadır. Anket soruları ihracattaki yıllık yüzde değişim serisi kadar düzensiz hareketler göstermediğinden, bu serilerin hareketli ortalamasını almaya gerek görülmemiştir. Bu çalışmada 1990:01-2004:12 tarihleri arasında aylık veri kullanılmıştır.

4. İHRACAT BEKLENTİ ENDEKSİNİN OLUŞTURULMASI

İhracat yapan özel sektör kuruluşlarının ihracata ilişkin beklenti ve görüşlerini yansıtması amacıyla, İktisadi Yönelim Anketi'nde ihracata ilişkin sorulara verilen cevaplar değerlendirilerek İhracat Beklenti Endeksi (İBE) oluşturulmuştur. Endekse katılacak soruların seçiminde ihracattaki büyümeyi öncüleme performansı, çapraz korelasyon analizi ve bunun yanı sıra ekonomik anlamlılık da dikkate alınmıştır. Endeks hesaplanırken baz yılı alınmamıştır.

Anketin ilgili sorularının ihracattaki büyümeyi öncüleme performansı, çapraz korelasyon analizi ile araştırılmış ve sonuçlar Tablo 2'de verilmiştir. Tabloda en yüksek korelasyon değerleri taralı alanlarda gösterilmiştir.

Tablo 2. Çapraz Korelasyon Analizi Sonuçları

	Öncüleme Süresi												
	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6
Soru 2	0,21	0,23	0,27	0,31	0,33	0,37	0,41	0,42	0,43	0,44	0,41	0,38	0,32
Soru 10	0,41	0,45	0,50	0,55	0,59	0,62	0,65	0,64	0,63	0,61	0,58	0,56	0,51
Soru 14 (Son Üç Ay Eğilimi)	0,31	0,35	0,40	0,45	0,51	0,56	0,60	0,61	0,60	0,58	0,54	0,51	0,47
Soru 14 (Gelecek Üç Ay Eğilimi)	0,29	0,32	0,36	0,39	0,41	0,44	0,47	0,48	0,48	0,49	0,48	0,45	0,38
Soru 17 (Son Üç Ay Eğilimi)	0,32	0,36	0,41	0,46	0,52	0,56	0,61	0,62	0,61	0,58	0,55	0,52	0,47
Soru 17 (Gelecek Üç Ay Eğilimi)	0,24	0,26	0,31	0,34	0,37	0,40	0,44	0,46	0,47	0,48	0,47	0,45	0,38

Çapraz korelasyon analizi sonuçlarına göre;

- Cevap seçenekleri “Daha İyimser”, “Aynı” ve “Daha Kötümser” şeklinde olan “Gelecek 3 aylık dönemde, ihracat imkanları bakımından bir ay öncesine kıyasla görüşünüz” (Soru 2) sorusu ihracattaki büyüme eğilimini 3 ay önceden öncülerken, “Mevsimsel değişmeler gözönüne alınmadığı takdirde, bu ay alınan ihracat sipariş miktarı” (Soru 10) sorusunun ihracattaki büyüme eğilimi ile eşanlı hareket ettiği gözlenmiştir.
- Cevap seçenekleri “Yukarı”, “Aynı” ve “Aşağı” şeklinde olan “Mevsimsel değişmeler gözönüne alınmadığı takdirde, ihracat piyasasından alınan yeni siparişlerin miktarı” (Soru 14) ve “Mevsimsel değişmeler gözönüne alınmadığı takdirde, dış pazara satılmış olan mal hacmi” (Soru 17) sorularının son 3 ay eğilimlerinin ihracattaki büyüme eğilimini 1 ay önceden, gelecek 3 ay eğilimlerinin ise 3 ay önceden öncüledikleri gözlenmiştir. Ancak korelasyon değerleri incelendiğinde son 3 ay eğilimlerinin gelecek 3 ay eğilimlerinden daha yüksek korelasyona sahip olduğu göze çarpmaktadır.

Bu sonuçlara göre, İhracat Beklenti Endeksi’ni oluştururken 2. ve 10. soruların yanı sıra 14. ve 17. soruların son 3 ay eğilimlerinin kullanılmasına karar verilmiştir. İhracat Beklenti Endeksine dahil edilecek olan bu soruların birbirleriyle olan korelasyonları Tablo 3’de sunulmuştur.

Tablo 3. Sorulara İlişkin Korelasyon Matrisi

	Soru 2	Soru 10	Soru 14	Soru 17
Soru 2	1,00	0,72	0,69	0,66
Soru 10	0,72	1,00	0,88	0,84
Soru 14	0,69	0,88	1,00	0,93
Soru 17	0,66	0,84	0,93	1,00

Korelasyon matrisinde soruların birbirleriyle olan korelasyonlarının oldukça yüksek olduğu gözlenmektedir. Bu nedenle soruların hangi ağırlıklarla endekse katılacağını belirlemek için çok değişkenli istatistiksel süreç kontrolünde kullanılan ve değişkenler arasındaki bağımlılık yapısını ortadan kaldırabilen Temel Bileşenler Analizi kullanılmıştır.

Temel Bileşenler Analizi yüksek korelasyona sahip çok sayıda değişkenleri içeren veri setinde değişkenlerin belli özellikleri göz önünde bulundurularak sınıflandırılması ve değişkenlerin doğrusal birleşimi kullanılarak tek bir değişkene indirgenerek yorumlanmasını sağlayan çok değişkenli istatistiksel bir yöntemdir. Yöntemde karşılıklı bağımlılık yapısı gösteren, ölçüm sayısı n olan p adet değişken; doğrusal, orthogonal ve birbirinden bağımsız olma özelliği taşıyan k ($k \leq p$) tane yeni değişkene dönüştürülmektedir. Her biri n ölçümde p tane değişkenin oluşturduğu bir sistem düşünülüğünde, sistemin toplam değişkenliği (varyansı) p tane değişkenin tümü tarafından açıklanmaktadır. Toplam değişkenliğin önemli bir kısmının k tane bileşen tarafından açıklanabildiği durumlarda, k tane bileşen orjinal p tane değişkeni temsil

edebilmektedir. Bu durumda p tane değişken (X_1, X_2, \dots, X_p) , önemli bir bilgi kaybı olmadan, k tane değişkene indirgenmektedir. K adet yeni değişken, orijinal değişkenlerin bazı kısıtlamalara bağlı kalınarak oluşturulmuş çeşitli doğrusal birleşimleridir.

X_1, X_2, \dots, X_p vektörlerinin standartlaştırılmış hali olan Z_1, Z_2, \dots, Z_p vektörlerinin p tane doğrusal birleşimi, ya da temel bileşeni aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$Y_1 = (a_1)^t Z = a_{11} Z_1 + a_{21} Z_2 + \dots + a_{p1} Z_p$$

$$Y_2 = (a_2)^t Z = a_{12} Z_1 + a_{22} Z_2 + \dots + a_{p2} Z_p$$

$$\dots \quad \dots \quad \dots$$

$$\dots \quad \dots \quad \dots$$

$$Y_p = (a_p)^t Z = a_{1p} Z_1 + a_{2p} Z_2 + \dots + a_{pp} Z_p$$

Burada; Z_1, Z_2, \dots, Z_p 'ler standartlaştırılmış veri matrisinin satır vektörleri (p değişkene ait p tane satır vektör), Y_1, Y_2, \dots, Y_p 'ler temel bileşenler, a_{ij} ler ise her bir temel bileşenin hangi değişkenle, hangi oranda ilişkilendirildiğini gösteren sabit sayılardır ve temel bileşen yükleri olarak adlandırılırlar. Temel bileşen yükleri, temel bileşenlerin değişkenlere varyans katkısını gösteren ağırlıklardır ve temel bileşenlerin hangi ağırlıklarla tanımlandıklarını göstermektedir. Temel bileşenler ortogonal seçileceğinden, a_{ij} ağırlıkları değişkenler ile temel bileşenler arasındaki korelasyon katsayısıyla orantılıdır. $a_{ij} = i$ 'inci değişkenin j 'inci temel bileşendeki ağırlığıdır.

Temel bileşenlerin varyansları ve kovaryansları aşağıda gösterilmiştir.

$$\text{Var}(Y_i) = \text{Var}((a_i)^t Z) = (a_i)^t S a_i = (a_i)^t R a_i$$

$$\text{Cov}(Y_i, Y_k) = (a_i)^t S a_k = (a_i)^t R a_k$$

Eşitlikteki S , standartlaştırılmış veri matrisinin kovaryans matrisi, R standartlaştırılmış veri matrisinin korelasyon matrisidir. Standartlaştırılmış veri matrisi kullanıldığından $R = S$ olmaktadır. Y_1, Y_2, \dots, Y_p temel bileşenleri, orijinal değişkenlerin birbirinden bağımsız ve varyansları toplam sistem varyansını mümkün olabilecek en fazla bir biçimde açıklayan doğrusal birleşimleri olacak şekilde seçilecektir. Bunun için izlenecek yol; birinci temel bileşen (Y_1), toplam varyansa katkısı maksimum olacak şekilde Z_1, Z_2, \dots, Z_p 'lerin doğrusal birleşimleri olarak belirlenmektedir. İkinci temel bileşen (Y_2), birinci temel bileşenden bağımsız olarak, birinci temel bileşenin açıkladığı varyanstan sonra geriye kalan toplam varyansa katkısı maksimum olacak şekilde, benzer şekilde üçüncü ve daha sonraki temel bileşenler her birinin toplam varyansa katkısı maksimum olacak şekilde ve birbirinden bağımsız olarak aşağıda gösterildiği gibi saptanmaktadır.

Toplam varyansa katkısı en fazla olan birinci temel bileşen,

$$Y_1 = a_{11} Z_1 + a_{21} Z_2 + \dots + a_{p1} Z_p \text{ doğrusal birleşimidir.}$$

$\text{MaxVar}(Y_1) = (a_1)^t R a_1$ eşitliğinden a_1 vektörü birinci temel bileşenin varyansını maksimum yapacak şekilde belirlenmektedir. Ancak, a_1 vektörü herhangi bir sabit sayı ile çarpılarak, değişkenlik hiçbir kısıtlamaya bağlı kalmaksızın artırılabilir. Bundan dolayı a_i vektörlerinin birim uzunlukta ($(a_i)^t a_i = 1$) seçilmesi uygun olacaktır. Bu

şekilde seçilen; birinci temel bileşen, $\max \text{Var}((a_1)^t Z)$ ve $(a_1)^t \cdot a_1 = 1$ şartlarını sağlayan $(a_1)^t Z$ doğrusal birleşimidir. İkinci temel bileşen, $\max \text{Var}((a_2)^t Z)$ ile $(a_2)^t \cdot a_2 = 1$ ve $\text{Cov}((a_1)^t Z, (a_2)^t Z) = \text{Cov}(Y_1, Y_2) = 0$ şartlarını sağlayan $(a_2)^t Z$ doğrusal birleşimidir. i 'inci temel bileşen, $\max \text{Var}((a_i)^t Z)$, $(a_i)^t \cdot a_i = 1$ ve $k < i$ için $\text{Cov}(Y_i, Y_k) = 0$ şartlarını sağlayan $(a_i)^t Z$ doğrusal birleşimidir. Amaç, değişkenlerin doğrusal birleşimlerinin oluşmasını sağlayan a_{ij} ($i=1,2,\dots,p$; $j=1,2,\dots,p$) katsayılarını, belirtilen şartlara bağlı kalarak tespit etmektir. (Sharma, 1996)

Temel Bileşenler Analizi ile değişkenlere keyfi ağırlık verilmesinden kurtulurken, birbiriyle etkileşim içinde olan çok sayıdaki değişkenden, bu değişkenlerin sahip oldukları bilginin büyük bir kısmını taşıyan daha az sayıda yeni değişkenler (temel bileşenler) elde edilerek, değişkenler arası bağımlılık yapısı ortadan kaldırılmaktadır. Seçilen anket sorularının her bir temel bileşende sahip oldukları ağırlıklar (temel bileşen yükleri) ve temel bileşenlerin özdeğerleri ve açıklama oranları Tablo 4'de verilmiştir.

Birinci temel bileşen, verideki toplam değişkenliğin yüzde 84,4 gibi oldukça yüksek bir oranını açıklamaktadır. Soruların birinci temel bileşenle olan korelasyonları Tablo 5'de verilmiştir. Birinci temel bileşenle sorular arasındaki korelasyon oranlarının hayli yüksek seviyelerde olduğu görülmektedir. Soruların birinci temel bileşenle korelasyonlarının yüksek çıkması, değişkenleri ortak veya eş zamanlı olarak etkileyen ya da değişkenler tarafından etkilenen bir faktörün varlığına işaret eder. Birinci temel bileşenin yüksek açıklama oranıyla beraber değişkenlerle olan yüksek korelasyon katsayıları dikkate alındığında seçilen 4 anket sorusunu temsil edebileceği görülmüştür.

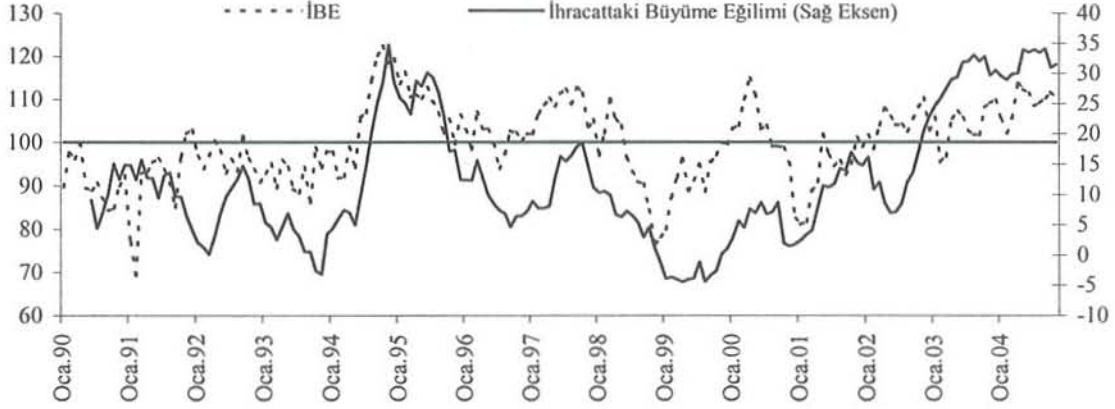
Tablo 4. Temel Bileşenler Analizi Sonuçları

	Temel Bileşen 1	Temel Bileşen 2	Temel Bileşen 3	Temel Bileşen 4
Soru 2	0,450	-0,874	0,183	-0,020
Soru 10	0,513	0,093	-0,834	-0,179
Soru 14 (Son Üç Ay Eğilimi)	0,523	0,291	0,186	0,780
Soru 17 (Son Üç Ay Eğilimi)	0,511	0,378	0,485	-0,600
<i>Özdeğer</i>	3,375	0,408	0,154	0,063
<i>Toplam Varyansın Yüzdesi Olarak Açıklanan Varyans</i>	0,844	0,102	0,038	0,016
<i>Toplam Varyansın Birikimli Yüzdesi Olarak Açıklanan Varyans</i>	0,844	0,946	0,984	1,000

Tablo 5. Birinci Temel Bileşen ile Değişkenler Arası Korelasyonlar

	Temel Bileşen 1
Soru 2	0,83
Soru 10	0,94
Soru 14 (Son Üç Ay Eğilimi)	0,96
Soru 17 (Son Üç Ay Eğilimi)	0,94

Oluşturulan İhracat Beklenti Endeksi (İBE) ve “İhracattaki Büyüme Eğilimi” (ihracattaki yıllık yüzde değişimin altı aylık hareketli ortalaması) Şekil 3’de sunulmuştur. Buna göre serilerin benzer bir yapı sergiledikleri ve İBE’nin ihracat büyüme eğilimini başarıyla yansıttığı görülmektedir.



Şekil 3. İBE ve İhracattaki Büyüme Eğilimi

İhracattaki büyüme eğilimi ile İBE’nin benzer şekilde hareket edip etmediğini analiz etmek üzere uyum (concordance statistic) ve çapraz korelasyon istatistikleri hesaplanmıştır. Uyum istatistiği ilk olarak Harding ve Pagan (1999) ile Pagan ve Sossounov (2003) tarafından geliştirilirken, dağılımsal özellikleri de McDermott ve Scott (1999) tarafından incelenmiştir. Cashin vd. (1999)’da belirtildiği üzere korelasyon analizi devrelerin hem genliği (amplitude) hem de periyoduna dayanan bir analiz olurken uyum istatistiği sadece periyoda dayanmaktadır.

Uyum istatistiğinde önemli olan serilerin yavaşlama ve büyüme dönemlerinde beraber ne kadar süre geçirdikleridir. Uyum istatistiği incelenen x_i ve x_j gibi iki serinin aynı durumda (state) geçirdikleri sürenin uzunluğunu dikkate alarak yapılarının benzerliğini araştırmaktadır. Uyum istatistiği aşağıdaki formüle göre hesaplanmaktadır:

$$C_{ij} = T^{-1} \left\{ \sum_{t=1}^T (S_{i,t} S_{j,t}) + (1 - S_{i,t})(1 - S_{j,t}) \right\}.$$

Burada C_{ij} iki serinin aynı durumda kaldıkları sürelerin oranını ölçmekte ve 0-1 arasında değerler almaktadır. Bu istatistik 1’e yakınsa x_i ve x_j serilerinin birbirlerine oldukça benzer davrandıkları, 0’ a yakınsa devresel hareketlerinde bir uyum olmadığı söylenebilir. Hesaplamaadaki T örneklem büyüklüğünü göstermektedir. Formüldeki $S_{i,t}$ değişkeni x_i serisi büyüme dönemindeyse 1, yavaşlama dönemindeyse 0 değerini almaktadır. Benzer şekilde $S_{j,t}$ değişkeni de x_j serisi büyüme dönemindeyse 1, yavaşlama dönemindeyse 0 şeklinde kodlanarak oluşturulmaktadır.

Uyum istatistiğini hesaplamadan önce ihracat büyüme eğilimi ve İBE serilerinin büyüme ve yavaşlama dönemleri ile dönüş noktalarının belirlenmesi gerekmektedir. Bu çalışmada serilerin dönüş noktalarını belirlemek üzere Nilsson (1999 ve 2003)

çalışmalarında uygulanan Bry ve Boschan (1971) algoritmasından yararlanılmıştır. Bu algoritmaya göre dönüş noktalarının belirlenmesinde dikkat edilen noktalar şunlardır:

- büyüme veya yavaşlama evresinin uzunluğu en az beş ay olmalıdır.
- devrenin uzunluğu (tepeden tepeye veya dipten dipe) en az onbeş ay olmalıdır.
- dönüş noktasının belirlendiği alanda ardışık birkaç tane dönüş noktası varsa bunların en sonuncusu seçilmelidir.

Tablo 6. İhracat Büyüme Eğilimi ve İBE Serilerinin Dönüş Noktaları

İhracat Büyüme Eğilimindeki Dönüş Noktaları		İBE'nin Dönüş Noktaları	
Tepe	Dip	Tepe	Dip
Mart 1991	-	Nisan 1990	-
Eylül 1992	Mart 1992	Aralık 1991	Şubat 1991
Kasım 1994	Kasım 1993	Ekim 1994	Eylül 1993
Ekim 1997	Eylül 1996	Eylül 1997	Temmuz 1996
Mayıs 2000	Nisan 1999	Nisan 2000	Kasım 1998
-	Kasım 2000	-	Şubat 2001

İncelenen serilerin Bry Boschan algoritmasına göre belirlenen dönüş noktaları Tablo 6’da verilmiştir. Buna göre iki serinin dönüş noktaları benzerlik göstermektedir ve İBE, ihracat büyüme eğilimini öncülemektedir. Tablo 7’de İBE’nin ihracat büyüme eğiliminin dönüş noktalarını öncüleme süresine dair istatistikler sunulmuştur. Bu tabloda İBE’nin ihracat büyüme eğilimindeki hareketleri ortalama kaç ay önceden gösterdiği (-) işareti ile belirtilmiştir. Tablo sonuçlarına göre ortalama öncüleme süresinin medyandan daha yüksek olması, 1990-1993 tarihleri arasında İBE ve ihracat büyüme eğilimlerinin farklı davranışlar sergilemeleri ve dönüş noktalarındaki farklılıklardan kaynaklanmaktadır. Tablo 7’de verilen çapraz korelasyon analizi sonucuna göre İBE, ihracat büyüme eğilimini ,bir dönem önceden öncülemektedir ve bir gecikmeli değerde çapraz korelasyon değeri 0,6 olarak bulunmuştur. Benzer şekilde incelenen dönemde uyum istatistiğinin de 0,8 değerini alması, İBE’nin ihracat büyüme eğilimini başarıyla yakaladığını ve bir dönem gecikmeyle öncülediğini göstermektedir.

Tablo 7. İBE’nin İstatistiksel Özellikleri

	Dönüş Noktalarını Öncüleme Süresinin Ortalaması			Dönüş Noktalarını Öncüleme Süresinin Medyanı			Standart Sapma	Çapraz Korelasyon		Uyum İstatistiği
	Tepe	Dip	Bütün Dönüş Noktaları	Tepe	Dip	Bütün Dönüş Noktaları		Öncüleme Süresi (-)	Katsayı	
İBE	-5	-4	-4	-1	-2	-2	4,9	1	0,6	0,8

İhracat büyüme eğilimini öncüleme performansı yüksek olan İBE’nin yorumlanması da önemlidir. Sutanto (1999)’ya göre oluşturulan İBE serisi aşağıdaki gibi yorumlanabilir:

İBE = 100: Anketin kapsadığı ihracat yapan reel kesim temsilcilerine göre ihracata ilişkin istikrarlı görünüm.

İBE > 100: Anketin kapsadığı ihracat yapan reel kesim temsilcilerinin ihracata ilişkin beklentilerinin olumlu olduğu (iyimser görünüm).

İBE < 100: Anketin kapsadığı ihracat yapan reel kesim temsilcilerinin ihracata ilişkin beklentilerinin olumsuz olduğu (kötümser görünüm).

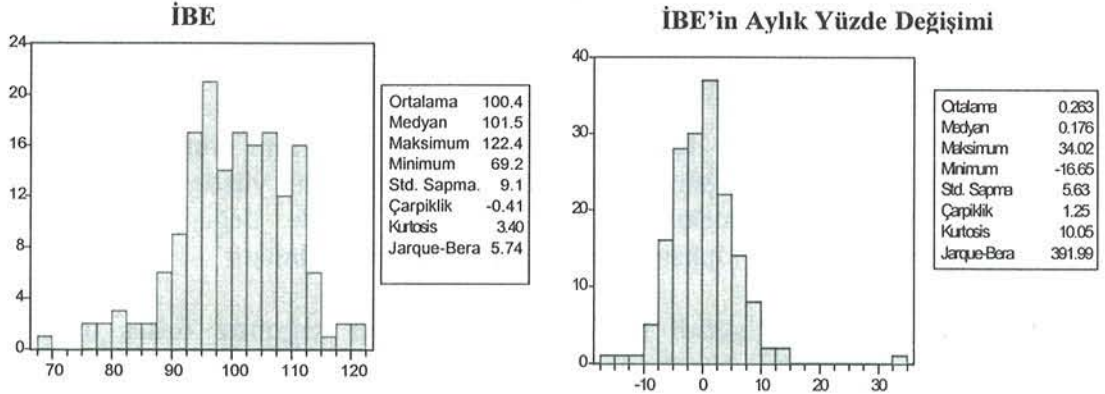
İBE'in ve aylık yüzde değişiminin frekans dağılımlarının grafiği ve betimsel istatistikleri Şekil 4'de verilmiştir. Buna göre İBE'in sola, aylık yüzde değişiminin ise sağa çarpık olduğu görülmektedir. İBE ve aylık yüzde değişiminin dağılım fonksiyonları kernel dağılım fonksiyonları ile bulunmaya çalışılmıştır.

x_1, \dots, x_N tek değişkenli bir dağılımdan alınan bağımsız özdeş dağılımlı gözlemlerin bir örnekleme olmak üzere, olasılık yoğunluk fonksiyonunun Kernel kestiricisi,

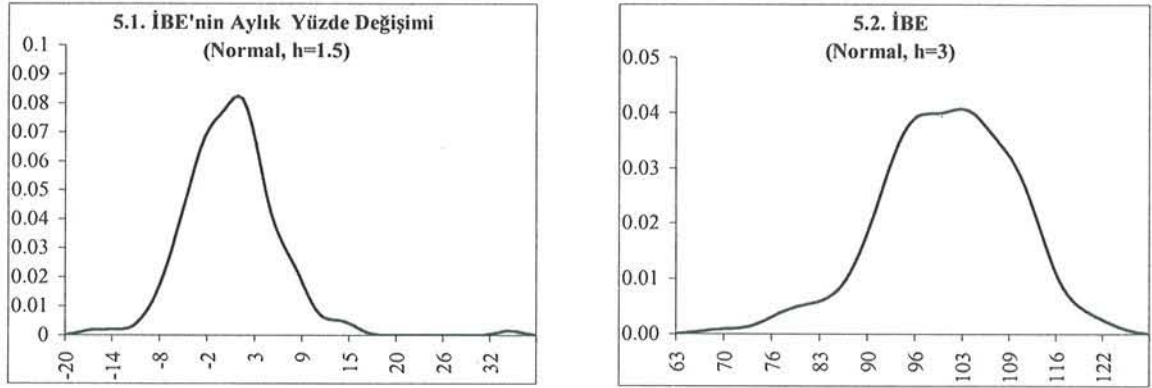
$$f(x) = \frac{1}{Nh} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{x - x_i}{h}\right);$$

biçimindedir. Burada K, kernel fonksiyonu; h ise pencere genişliği, düzleştirme parametresi ya da bant genişliği olarak adlandırılır. Kernel fonksiyonu, h bant genişliği ile birlikte kestirimin ağırlıklarını belirlemektedir. Kernel fonksiyonu, genellikle sıfır etrafında simetrik tek tepeli olasılık yoğunluk fonksiyonlarından herhangi biri olarak alınabilir. (Silverman, 1986) Bu çalışmada kernel fonksiyonu olarak literatürde çok sık kullanılan normal dağılım kullanılmıştır. Kernel fonksiyonuna ve bant genişliğine göre elde edilen ağırlıklardan yararlanılarak bulunan ve ağırlıklı ortalama olarak hesaplanan Kernel kestirimlerinde, Kernel fonksiyonlarının büyük değişiklik yaratmadığı ancak bant genişliği seçiminin Kernel kestiriminin performansını önemli ölçüde etkilediği bilinmektedir. Bant genişliği (h) bu çalışmada, İBE için 3, aylık yüzde değişimi için 1.5 olarak alınmıştır.

İBE'nin ve aylık yüzde değişiminin kernel dağılım fonksiyonları Şekil 5'de verilmiştir. Bu şekiller incelendiğinde, İBE'nin dağılımının sol tarafta, aylık değişiminin dağılımının ise sağ tarafta kuyruğa sahip olması, yukarı yönlü eğilimlerin görece olarak daha uzun sürdüğüne işaret etmektedir. Buna göre ihracat beklentisi artış dönemlerinde, düşüş dönemlerine kıyasla daha yavaş davranmaktadır. Diğer bir deyişle, ihracat yapan firmaların güveninin kazanılması yavaş bir süreç izlerken, güvenin kaybedilmesi nispeten daha hızlı gerçekleşmektedir.



Şekil 4. Frekans Dağılımları ve
Betimsel İstatistikler



Şekil 5. Kernel Dağılım Fonksiyonları

V. SONUÇ

İhracat yapan firmaların ihracat imkanlarına ilişkin beklentilerinin toplulaştırılmış göstergesi olması amacıyla TCMB'nin uygulamakta olduğu İktisadi Yönelim Anketi sorularına verilen cevaplardan yararlanarak İhracat Beklenti Endeksi (İBE) oluşturulmuştur. Bu endeks, ihracat gelişmelerindeki ve beklentilerindeki genel eğilimi ortaya çıkararak ihracattaki büyüme hakkında önceden bilgi vermektedir. İhracat Beklenti Endeksine dahil edilecek anket sorularını seçerken çapraz korelasyon analizinden yararlanılmış, yüksek korelasyon veren soruların hangi ağırlıklarla endekse katılacağına karar vermede ise Temel Bileşenler Analizi kullanılmıştır.

İhracat Beklenti Endeksi'nin ihracattaki büyüme eğilimi ile paralel bir yapı gösterdiği ve ihracattaki büyüme eğilimini bir dönem önceden öncülediği gözlenmiştir. Ayrıca, oluşturulan endeksten ihracat beklentisinin artış dönemlerinde, düşüş dönemlerine kıyasla daha yavaş davrandığı, diğer bir deyişle ihracat yapan firmaların güveninin kazanılması yavaş bir süreç izlerken, güvenin kaybedilmesinin nispeten daha hızlı gerçekleştiği söylenebilir.

KAYNAKLAR

- BRY, G. ve BOSCHAN, C. (1971), *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs*, New York, NBER, Technical Paper 20.
- CASHIN, P., MCDERMOTT, C.J. ve SCOTT, A. (1999), *The Myth of Co-moving Commodity Prices*, Reserve Bank of New Zealand Working Paper, No: G99/9.
- GOMEZ, V. ve MARAVALL, A. (1998), *Seasonal Adjustment and Signal Extraction in Economic Time Series*, Bank of Spain Working Paper, No: 9809.
- HARDING, D. ve PAGAN, A.R. (1999), *Dissecting the cycle*, University of Melbourne, Melbourne Institute Working Paper, No: 13/99.
- MCDERMOTT, C.J. ve SCOTT, A. (1999), *Concordance in Business Cycles*, Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper, No: G99/7.
- NILSSON, R. (1999), *Business Tendency Surveys and Cyclical Analysis*, Business Tendency Surveys, Proceedings of the First Joint OECD-ADB Workshop, Manila, November.
- NILSSON, R. (2003), *Uses of Economic Indicators for Measuring Economic Trend*, ECD/ESCAP Workshop on Composite Leading Indicators and Business Tendency Surveys, 24-26 February 2003, Bangkok.
- PAGAN, A.R. ve SOSSOUNOV, K.A. (2003), *A Simple Framework for Understanding Bull and Bear Markets*, Journal of Applied Econometrics, 18(1), 23-46.
- SILVERMAN, B.W. (1986), *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Chapman and Hall, London.
- SHARMA, S. (1996), *Applied Multivariate Techniques*, John Wiley and Sons, New York.
- SUTANTO, A. (1999), *Business Confidence Index, Consumer Confidence Index and Index of Leading Indicators: An Experiment for Indonesia*, Business Tendency Surveys, Proceedings of the First Joint OECD-ADB Workshop, Manila, November, 186-195.

BUILDING UP AN EXPORT EXPECTATION INDEX FOR TURKEY

ABSTRACT

The aim of this study is to construct an export expectation index (IBE) by using the questions of the Business Tendency Survey of the Central Bank of the Republic of Turkey. The most important

motivation behind constructing the export expectation index is to provide an indicator of short-term export business conditions by analyzing exporters' views on general business conditions and future anticipations in the Business Tendency Survey. In constructing the export expectation index, the survey questions are chosen by the help of the cross correlation analysis, and the ones that have high correlation with the export growth are combined in order to increase the reliability. To combine the selected survey questions, the weights are derived by the help of Principal Component Analysis.

Key Words: *Business tendency survey, Export, Cross Correlation, Principal Component Analysis, Kernel function.*

YAPAY SINİR AĞLARI İLE LOJİSTİK REGRESYON ANALİZİ'NİN KARŞILAŞTIRILMASI

İmran KURT*

Mevlüt TÜRE**

ÖZET

Bu çalışmada, öğrencilerin alkol kullanımını etkileyen faktörlerin Lojistik Regresyon Analizi ve Yapay Sinir Ağları ile incelenmesi ve bu yöntemlerin alkol kullanan ve kullanmayan öğrencileri ayırmadaki performanslarının ROC eğrisi yöntemiyle karşılaştırılması amaçlandı.

Çalışmada, 2003-2004 Eğitim-Öğretim yılında Trakya Üniversitesi Tıp Fakültesi 1, 2, 3 ve 4'üncü sınıflarında okuyan öğrencilere Frontal Lob Kişilik Ölçeği ve alkol kullanma alışkanlıklarını tespit etmek için alkolle ilgili anket uygulandı.

Çalışmamızda, Lojistik Regresyon ve dört farklı yapay sinir ağı modeli oluşturuldu. Lojistik Regresyon Analizi sonucunda ders dışındaki zamanlarda bar, disko, kafe ya da kahvehaneye gitme (OR=1.920; $p<0.05$), dinin önem düzeyi (OR=0.454; $p<0.001$), alkol kullanan arkadaş sayısı (OR=2.441; $p<0.001$), alkol içmesi için arkadaşların ısrar düzeyi (OR=1.557; $p<0.01$) ve dürtüsellik (OR=1.826; $p<0.001$) değişkenlerinin öğrencilerin alkol kullanımı üzerinde önemli etkiye sahip oldukları bulundu. Lojistik Regresyon Analizi ile Yapay Sinir Ağları ve Yapay Sinir Ağları kendi aralarında karşılaştırıldığında; hiperbolik tanjant-hiperbolik tanjant fonksiyonlu ve hiperbolik tanjant-lojistik fonksiyonlu Yapay Sinir Ağları'nın ROC eğrisi altında kalan alanlarının farklı olmadığı fakat bu modellerin diğer modellerin alanlarından istatistiksel olarak daha büyük oldukları bulundu.

Sonuç olarak; çalışmalarda Yapay Sinir Ağları'nın Lojistik Regresyon Analizi'ne göre avantaj ve dezavantajları göz önünde bulundurularak amaca göre sınıflandırma ve modelleme çalışmalarının yürütülmesi gerektiğine ve Lojistik Regresyon Analizi'nin önemsiz değişkenlerin elenmesi için Yapay Sinir Ağları'nda bir eleme yöntemi olarak kullanılabileceğine karar verildi.

Anahtar Kelimeler: *Frontal Lob Kişilik Ölçeği, Lojistik Regresyon Analizi, Yapay Sinir Ağları, Geriye Yayılma Algoritması, Receiver Operating Characteristic (ROC) Eğrisi*

*Araş.Gör., Trakya Üniversitesi Tıp Fakültesi, Biyoistatistik Anabilim Dalı 22030 Edirne (Haberleşme Adresi)

**Yard.Doç.Dr., Trakya Üniversitesi Tıp Fakültesi, Biyoistatistik Anabilim Dalı Edirne

1. GİRİŞ

İncelenen olaylar, çoğunlukla birden fazla değişkenin etkisi altında kalmakta ve yapılan çalışmaların geçerli ve güvenilir olması için, incelenen olayı etkileyen birden çok değişkenin birlikte ele alınması gerekmektedir. Araştırmaların çoğunda bağımlı değişken ile bağımsız değişken/değişkenler arasındaki neden-sonuç ilişkisinin belirlenmesinde bazı kısıtlamalar altında, değişkenin ölçüm düzeyine bağlı olarak Çoklu Regresyon Analizi ve Lojistik Regresyon Analizi (LR) gibi klasik yöntemler kullanılmaktadır.

Günümüzde LR dışında kökeni tıp, matematik, fizik ve mühendislik alanlarına dayanan ve biyolojik sinirsel ağlardan esinlenilerek geliştirilen Yapay Sinir Ağları (YSA) ile daha karmaşık yapıda problemlere çözüm aranmaktadır. Çok geniş uygulama alanına sahip olan sinir ağlarının gelişim süreci, 1943-1958 yıllarını kapsamaktadır. Bu alanda yapılan ilk çalışmalar beyin hücrelerinin işlevlerinin ve birbirleri ile haberleşme şekillerinin ortaya çıkarılmasını amaçlamaktaydı. Günümüzde ise, birçok hücrenin belli bir düzende bir araya getirilmesi ve uygun öğrenme algoritmaları ile sinir ağları kurulabilmekte ve bu ağlar çok karmaşık problemleri başarıyla çözümleyebilmektedir (Haykin, 1999). Ayrıca gelişen bilim dünyasının olanaklarının gün geçtikçe çeşitlilik kazanması, karmaşık sistemleri ortaya çıkarmıştır. Bu durum, çözümü aranan problemlerin matematiksel modellerinin geliştirilmesini ve problemlere önerilen çözümlerde istenen hassasiyetin kazanılmasını güçleştirmiştir (Efe ve Kaynak, 2000). Bu anlamda YSA, elde edilen çözümlerin istenen özellikleri taşıması nedeniyle bir çok alanda tercih edilen bir yöntem haline gelmiştir.

YSA, bazı benzerlikleriyle LR'ye alternatif bir istatistiksel yöntemdir. Bu yöntem, öğrenme ve bilgileri hafızaya alma gibi, biyolojik süreçlerin simülasyonunu yapmak için kullanılan matematiksel denklemleri içerir. YSA, bağımsız değişkenlerin değerlerine dayanarak sonucu tahmin eden LR modelinin aynısını bulmayı amaçlar. Bununla birlikte model geliştirmede YSA ile LR'de kullanılan yaklaşımlar tamamen farklıdır (Tu, 1996).

Bu çalışmanın amacı, 2003-2004 Eğitim-Öğretim yılında Trakya Üniversitesi Tıp Fakültesi 1, 2, 3 ve 4'üncü sınıflarında okuyan öğrencilere alkol kullanma alışkanlıklarını tespit etmek için alkol ile ilgili bir anket ve öğrencilerin kişilik özelliklerini belirlemek için bazı frontal lob sendromlarıyla birleştirilmiş davranışları gösteren Frontal Lob Kişilik Ölçeği'nin uygulanması, öğrencilerin alkol kullanma alışkanlıklarına etkide bulunan değişkenlerin LR ve YSA ile incelenmesi ve bu yöntemlerin alkol kullanan ve kullanmayan öğrencileri ayırmadaki performanslarının Receiver Operating Characteristic (ROC) Eğrisi yöntemiyle karşılaştırılmasıdır.

2. GEREÇ ve YÖNTEM

Çalışmamızda, Trakya Üniversitesi Tıp Fakültesi'nde 2003-2004 Eğitim-Öğretim yılında 1, 2, 3 ve 4'üncü sınıflarda okuyan 654 öğrenci çalışma evrenini oluşturdu. Ulaşılabilen toplam 513 öğrenciye, alkol ile ilgili anket ve Frontal Lob Kişilik Ölçeği (Dinn vd, 2004; Aycicegi vd, 2003) uygulandı. Öğrencilerden 39'u

sorulara eksik cevaplar verdiği için çalışmadan çıkarıldı ve analizler 474 öğrenci üzerinden yapıldı.

Alkol ile ilgili soruları içeren anketten aşağıdaki değişkenler çalışmaya alındı:

Bağımlı Değişken

- ❖ *Alkol Kullanıyor musunuz?*

Bağımsız Değişkenler

- ❖ *Cinsiyetiniz*
- ❖ *Üniversitenizdeki sosyal etkinliklere katılıyor musunuz?*
- ❖ *Ders dışındaki zamanınızda bir müzik aleti çalıyor musunuz?*
- ❖ *Bir spor kulübüne üye misiniz?*
- ❖ *Ders dışındaki zamanınızda bazı dernek faaliyetlerine katılıyor musunuz?*
- ❖ *Ders dışındaki zamanınızda bar, disko, kafe ya da kahvehaneye gidiyor musunuz?*
- ❖ *Ders dışındaki zamanınızda bilardo, atari salonuna ya da internet kafeye gidiyor musunuz?*
- ❖ *Annenizin eğitim düzeyi*
- ❖ *Hayatınızda bir sorun olduğu zaman, bunu anne ya da babanız ile paylaşabiliyor musunuz?*
- ❖ *Sizin hayatınızda din ne kadar önemlidir?*
- ❖ *Sizce arkadaşlarınızdan kaç tanesi alkol kullanıyor?*
- ❖ *Alkol içmek için arkadaşlarınız ne kadar ısrar eder?*

Öğrencilerin alkol kullanma alışkanlıklarını incelemeye psikolojik test ölçeklerinden biri olan ve alt kategorileri (Hemen hemen hiç-1, Nadiren-2, Bazen-3, Sık sık-4, Hemen hemen her zaman-5) 5'li Likert ölçekli 43 maddeden oluşan Frontal Lob Kişilik Ölçeği'ne uygulanan güvenilirlik analizi sonucunda Cronbach α değeri 0.82 bulundu. Frontal Lob Kişilik Ölçeği'ndeki 43 maddeye Açıklayıcı Faktör Analizi (AFA) uygulanarak özdeğerleri 1'den büyük olan faktörler belirlendi ve Kaiser'in varimax döndürme yöntemiyle boyut indirilmesi yapıldı. Bunun sonucunda *kendilik değeri, düzenlilik, enerji düzeyi, duygu durumu, dürtüsellik, toplumsal işlev ve girişimcilik* olmak üzere 7 faktör belirlendi.

LR ve YSA uygulanmadan önce 474 birimlik veri seti eğitim (n=427; %90) ve test seti (n=47; %10) olarak rasgele iki sete ayrıldı. LR, *alkol kullanımı* bağımlı değişken olmak üzere alkol ile ilgili sorular ve AFA sonucu elde edilen faktörlerden oluşan bağımsız değişkenler kullanılarak ilişkilerin modellenmesi, bağımlı değişken üzerinde anlamlı etkiye sahip olan bağımsız değişkenlerin belirlenmesi ve birimlerin sınıflandırılması için eğitim setine uygulandı.

YSA, LR sonucunda bağımlı değişken üzerinde anlamlı etkiye sahip olan bağımsız değişkenler alınarak eğitim setine uygulandı (Tu, 1996). YSA ile birimlerin alkol kullanımına göre sınıflandırılmasında farklı gizli nöron sayılarının denenmesi sonucunda gizli tabakadaki nöron sayısının 5 alınması gerektiğine karar verildi. YSA'ların hata kareler ortalaması (HKO) bakımından eğitim seti performansının test setine karşı rahatlıkla denetlenmesi ve en iyi ağırlıkların bulunduğu adımda öğrenme sürecinin dışarıdan müdahale olmadan kendini durdurması için maksimum adım sayısı

10000 olarak ayarlandı. Öğrenme sürecinde HKO bakımından her bir yapay sinir ağının eğitim setinin performansı, 50 adımda bir test setine karşı test edildi ve test setinin HKO'su artmaya başladığı noktada öğrenme süreci sona ererek veriye en uygun yapay sinir ağı bulundu. Öğrenme oranı, gizli tabakada 1 ve çıktı tabakasında 0.1 olarak alındı. Momentum sabiti ise gizli ve çıktı tabakasında 0.7 olarak alındı.

2.1. Lojistik Regresyon Analizi

LR analizi, bağımlı değişken ile bağımsız değişkenler arasındaki ilişkiyi tanımlayan bir matematiksel modelleme yaklaşımıdır. Diğer regresyon yöntemlerinden farkı, bağımlı değişkenin ikili ya da ikiden çok kategori içeren kesikli ya da kategorik olması durumunda uygulanabilen çok esnek bir yöntem olmasıdır (Özdamar, 1999; Tatlıdil, 1996; Armitage, 2000; Hosmer and Lemeshow, 2000; Kleinbaum, 1994; Sharma, 1996).

LR, bağımlı değişken üzerinde hangi bağımsız değişken/değişkenlerin önemli risk faktörü olduğu ve bu bağımsız değişken/değişkenlerin bağımlı değişkenin değerlerinin tahmininde ne düzeyde etkiye bulduklarını belirler. Ayrıca LR, bağımsız değişkenlerin etkilerine dayanarak verilerin sınıflandırılmasında kullanılan bir yöntemdir. Bu yöntem, olasılık kurallarına uygun olarak verilerin belirli sınıflara atanmasını sağlar (Özdamar, 1999; Tatlıdil, 1996).

Lojistik modelde, y iki kategorili bağımlı değişken ve $1 \times p$ boyutlu bağımsız değişken vektörü \mathbf{x} olmak üzere \mathbf{x} 'e göre y 'nin koşullu ortalamasını gösteren $\pi(\mathbf{x}) = E(y|\mathbf{x})$ niceliği kullanılır. LR modeli,

$$\pi(\mathbf{x}) = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p}}$$

biçiminde yazılır. Burada β_0 sabit, β_1 regresyon katsayısı ve $\pi(\mathbf{x})$, bağımlı değişkenin \mathbf{x} 'e bağlı olarak 1'e eşit olması koşullu olasılığıdır.

Bu modelde, $-\infty$ ile $+\infty$ arasında değer alabilen bağımsız değişkenlere dayanarak iki kategorili bağımlı değişkenin değerlerini tahmin etmek güçtür. Bu durumu ortadan kaldırmak için en iyi çözüm, bağımlı değişkenin olasılık değerinin $-\infty$ ile $+\infty$ arasında tanımlı hale getirilmesidir. Bu amaçla $\pi(\mathbf{x})$ 'e dayanarak LR modeline lojit dönüşüm uygulanmasıyla,

$$g(\mathbf{x}) = \ln\left(\frac{\pi(\mathbf{x})}{1 - \pi(\mathbf{x})}\right) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p$$

modeli elde edilir. Lojit $g(\mathbf{x})$, \mathbf{x} 'in aralığına bağlı kalarak $-\infty$ ile $+\infty$ arasında değer alabilen doğrusal bir fonksiyondur (Özdamar, 1999; Tatlıdil, 1996; Hosmer and Lemeshow, 2000; Kleinbaum, 1994).

LR'de $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p$ katsayılarını tahmin etmede en çok olabilirlik yöntemi yaygın olarak kullanılmaktadır (Hosmer and Lemeshow, 2000).

y_i , i 'inci birimin iki kategorili bağımlı değişken değeri ve \mathbf{x}_i , i 'inci birim için bağımsız değişken vektöründeki değerleri göstermek üzere (\mathbf{x}_i, y_i) n tane bağımsız gözlem çiftinden oluşan bir örneklem olsun ($i=1,2,\dots,n$). Eğer bağımlı değişken y , 0 ya da 1 olarak kodlanmışsa; $\pi(\mathbf{x})$, verilen \mathbf{x} için y 'nin 1'e eşit olmasının koşullu olasılığını ($P(y=1|\mathbf{x})$) verir. $1-\pi(\mathbf{x})$ ise, verilen \mathbf{x} için y 'nin 0'a eşit olmasının koşullu olasılığını ($P(y=0|\mathbf{x})$) verir. Böylece (\mathbf{x}_i, y_i) çiftleri için, $y_i = 1$ için olabilirlik fonksiyonuna katkı $\pi(\mathbf{x}_i)$ ve $y_i = 0$ için olabilirlik fonksiyonuna katkı $1-\pi(\mathbf{x}_i)$ 'dir. Burada $\pi(\mathbf{x}_i)$, \mathbf{x}_i 'de hesaplanan $\pi(\mathbf{x})$ olasılığını tanımlar. (\mathbf{x}_i, y_i) çiftleri için olasılık ya da olabilirlik fonksiyonuna katkı,

$$\zeta(\mathbf{x}_i) = \pi(\mathbf{x}_i)^{y_i} [1 - \pi(\mathbf{x}_i)]^{1-y_i}$$

eşitliğiyle elde edilir. Gözlemlerin bağımsız olduğu varsayıldığı için olabilirlik fonksiyonu,

$$l(\beta) = \prod_{i=1}^n \zeta(\mathbf{x}_i) = \prod_{i=1}^n \pi(\mathbf{x}_i)^{y_i} [1 - \pi(\mathbf{x}_i)]^{1-y_i}$$

eşitliğiyle gösterilir ve en çok olabilirlik yöntemi bu eşitliği maksimum yapan β vektörünü tahmin etmemizi sağlar (Hosmer and Lemeshow, 2000; Kleinbaum, 1994).

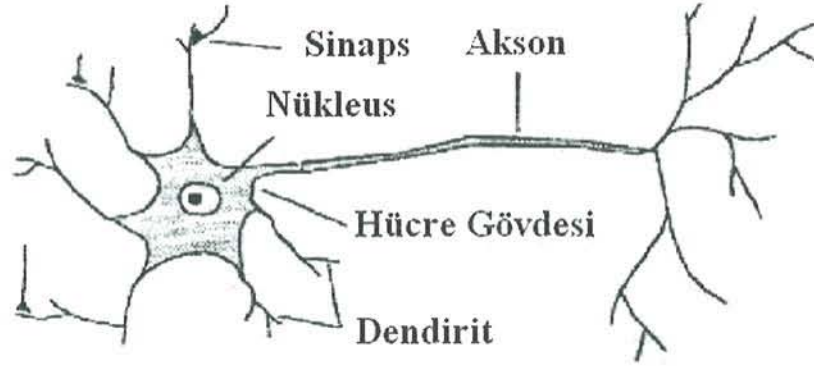
2.2. Yapay Sinir Ağları

YSA, elle çözüm imkanı vermeyen son derece karmaşık yapıya sahip, insan beynindeki sinir ağları gibi çalışarak bilgisayar yardımıyla en zor problemlerin çözümünü sağlayan ve değişken yapısı konusunda herhangi bir kısıtlama getirmeksizin değişkenler arasındaki ilişkiyi ortaya koyan çok esnek bir yöntemdir (Efe ve Kaynak; 2000; Kurt vd, 2002; Gaudart vd, 2004).

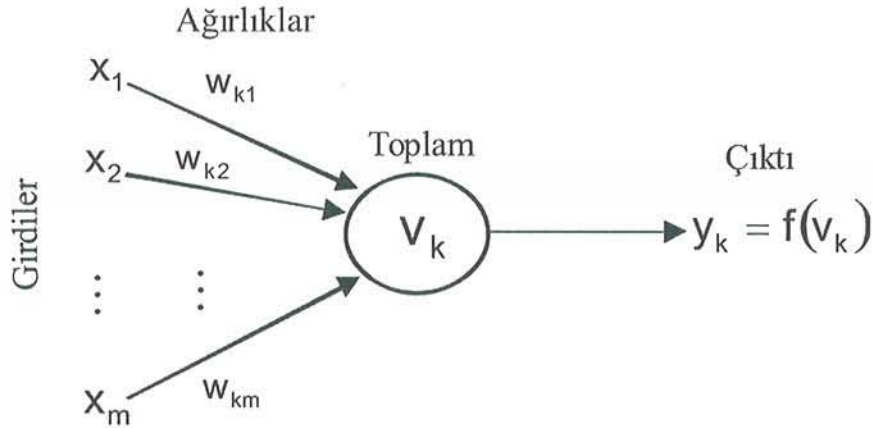
En genel biçimiyle YSA, ilgilenilen belirli bir fonksiyonu ortaya çıkaran beyin yapısının modelini tasarlayan bir makinedir. YSA, insan beynindeki nöronların işlevini yapay olarak gerçekleştiren basit hesap hücrelerinin birbirleriyle bağlantılarını kullanarak en iyi performansı elde etmeye çalışır (Haykin, 1999; Tu, 1996; Nasr vd, 2003).

İnsan beyninin kendini nasıl eğittiği konusunda çok sayıda teori üretilmesine rağmen günümüzde hala çok fazla bilgi yoktur. İnsan beyninin henüz tam anlamıyla keşfedilemeyen bu karmaşık yapısının öğeleri Şekil 1'de verilmiştir. Sinirleri ve bağlantılarıyla bahsedilen insan beyni hareketlerini taklit eden sistem YSA ile açıklanmaya çalışılmıştır (Şekil 1) (Cho, 2003; Francis, 2001).

YSA, nöronlar arasındaki bağlantıların yapısı bakımından ileri beslemeli (feedforward) ve geri beslemeli (recurrent) olmak üzere ikiye ayrılır. İleri beslemeli ağlar, ağ üzerinde bilgi akışını sürekli girdiden çıktıya doğru ilerleterek tabakalar arası geçişi sağlar. Geri beslemeli ağlarda ise, ağ yapısında geribesleme bağlantıları vardır. Sinir ağı, ağırlıklarının ayarlanmasında her bir adımda çıktıya ulaşıldıktan sonra zamanın belirli bir kısmında sinyalleri depolar ve yeniden kullanır (Haykin, 1999; Gaudart vd, 2004; Hassoun, c1995; Krose and Smagt, 1996).



Dendirit	↔	Girdi
Sinaps	↔	Ağırlık
Hücre gövdesi	↔	Toplam
Akson	↔	Çıktı



Şekil 1. Biyolojik ve yapay sinir ağı

YSA'da temel sorun en uygun ağırlık setinin belirlenmesidir. Bu ağırlıkların belirlenmesi için geçen öğrenme sürecinde danışmanlı öğrenme ve danışmansız öğrenme olarak isimlendirilen iki öğrenme stratejisi söz konusudur. Danışmanlı öğrenmede, sinir ağında girdi verisiyle başlayan öğrenme sürecinde elde edilen çıktı değerleri gözlenen çıktılarla karşılaştırılır ve gözlenen ile beklenen çıktılara göre hata hesaplanır. Sinir ağının ağırlıkları bu hatayı minimum yapmak için ayarlanır. Danışmansız öğrenmede ise, sinir ağının ağırlıkları gözlenen çıktılara göre ayarlanmaz. Girdi verisi için hangi çıktının en iyisi olduğuna ağ kendisi karar vererek ağırlıkları ayarlar (Haykin, 1999; Francis, 2001; Hassoun, c1995).

Geriyeye yayılma algoritması, YSA'nın parametrelerinin güncellenmesi için en yaygın olarak kullanılan yöntemdir. Geriyeye yayılma algoritması, ağ hatasının minimize edilmesi için ağın ağırlıklarının adım adım hesaplanması sürecidir (Haykin, 1999; Hassoun, c1995; Krose and Smagt, 1996; Rojas, 1991).

Geriyeye yayılma algoritmasınının t 'inci adımdan $(t+1)$ 'inci adıma geçişte ağırlık değişimi,

$$w_{kj}(t+1) = w_{kj}(t) + \eta \delta_k(t) y_j(t)$$

eşitliğiyle gösterilir. Burada η , geriye yayılma algoritmasının öğrenme oranı parametresi olarak tanımlanan pozitif bir sayı; $\delta_k(t)$, t'inci adımda k nöronunun lokal hatası yani k nöronunun gözlenen çıktısı ile beklenen çıktısı arasındaki fark; $w_{kj}(t)$, t'inci adımda k nöronunun girdi değişkenine bir önceki tabakadaki j nöronunun bağlandığı ağırlığı ve $y_j(t)$, j nöronunun çıktılarını gösterir.

Öğrenme oranının bahsedilen sakıncaları nedeniyle algoritmanın bir momentum sabitiyle ağ ağırlıklarını değiştirmesi tercih edilir. Momentum sabiti, her bir ağırlığın değişimini bir önceki ağırlığın değişimine bağımlı kılarak algoritmanın ağırlıklarının ayarlanmasını sağlar. Momentum sabiti (α), kullanılarak daha hızlı ve güçlü bir yakınsama gerçekleştirilir. Momentum sabiti kullanıldığında algoritma,

$$w_{kj}(t+1) = w_{kj}(t) + \eta \delta_k(t) y_j(t) + \alpha (w_{kj}(t) - w_{kj}(t-1))$$

eşitliğiyle gösterilir. Öğrenme oranı ve momentum sabiti, 0 ile 1 arasında değer alan pozitif sayılardır (Haykin, 1999; Nasr vd, 2003; Krose and Smagt, 1996; Rojas, 1991; Sundararajan and Saratchandran, 1998).

2.3. ROC Eğrisi Yöntemi

ROC eğrisi, tanı testlerinin performanslarının değerlendirilmesi ve kıyaslanması için yaygın olarak kullanılan bir yöntemdir. Bu yöntem, bir medikal testin en uygun duyarlılığını ve en uygun özgüllüğünü belirlemek için optimum kesim noktalarının belirlenmesini sağlar. ROC eğrisi yöntemi, tanı testinin sınıflandırma performansının iki boyutlu grafiksel gösterimidir. Sınıflandırmanın doğruluğu, ROC eğrisi altında kalan alanın büyüklüğüne bağlıdır (Dirican, 2001; Swaving vd, 1996; Hanley and Mcneil, 1983; Hosmer, 2000; Özdamar, 2003).

ROC eğrisi altında kalan alan, $A = F\left(\frac{b}{\sqrt{1+a^2}}\right)$ eşitliğiyle hesaplanır. Burada F kümülatif standart normal dağılım fonksiyonu, a eğim ve b sabit katsayılarıdır (Swaving vd, 1996; Hanley and Mcneil, 1983). ROC eğrisi altındaki alan, 0 ile 1 arasında değer almaktadır (Hosmer, 2000).

Aynı birimler üzerinde farklı iki tanı testi uygulanması durumunda bağımlı diziler elde edilir. Hanley ve McNeil (1983) tarafından geliştirilen yöntemle göre bağımlı dizilerde ROC eğrisi altında kalan alanların karşılaştırılmasında test istatistiği,

$$z = \frac{A_1 - A_2}{SH(A_1 - A_2)}$$

eşitliğiyle bulunur. Burada $SH(A_1 - A_2)$, A_1 ve A_2 alanları arasındaki farkın standart hatasıdır ve $SH(A_1 - A_2) = \sqrt{SH^2(A_1) + SH^2(A_2) - 2r_t SH(A_1) SH(A_2)}$ şeklinde hesaplanır. Burada r_t , A_1 ve A_2 alanları arasındaki korelasyon için tahmin edilen korelasyon katsayısı ve $SH(A)$ ise ROC eğrisi altında kalan alanın standart hatasıdır (Swaving vd, 1996, Hanley and Mcneil, 1983; Hanley and Mcneil, 1982; Mcclish, 1987).

3. BULGULAR

3.1. Lojistik Regresyon Analizi Sonuçları

Bağımlı değişken ile bağımsız değişkenler arasındaki ilişkinin modellenmesi amacıyla eğitim setine ileriye yönelik LR uygulandı ve *ders dışındaki zamanlarda bar, disko, kafe ya da kahvehaneye gitme* ($p<0.05$), *dinin önem düzeyi* ($p<0.001$), *alkol kullanan arkadaş sayısı* ($p<0.001$), *alkol içmesi için arkadaşların ısrar düzeyi* ($p<0.01$) ve *dürtüsellik* ($p<0.001$) değişkenlerinin öğrencilerin *alkol kullanımı* üzerinde önemli etkiye sahip oldukları bulundu (Tablo 1).

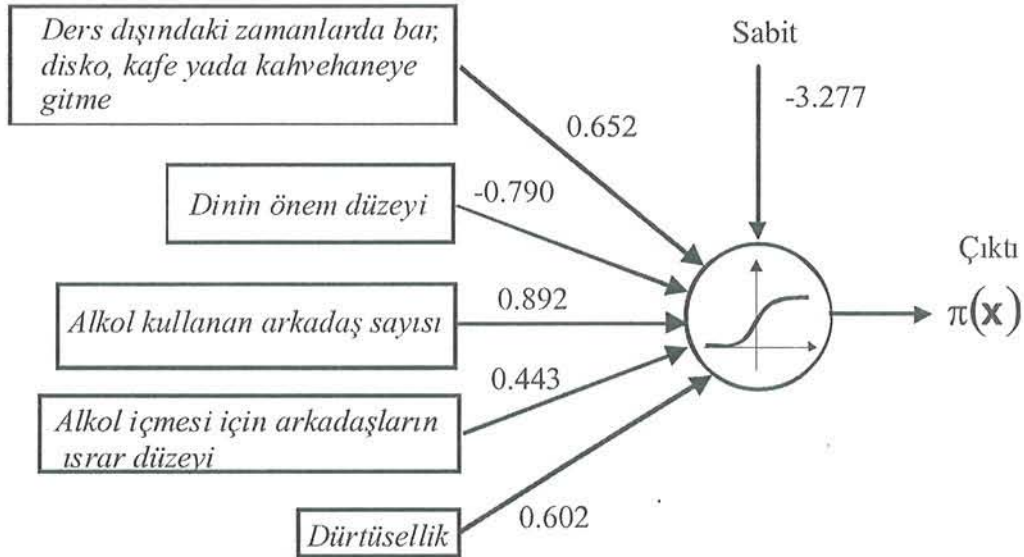
Tablo 1 incelendiğinde; ders dışındaki zamanlarda bar, disko, kafe ya da kahvehaneye gidenlerin gitmeyenlere göre alkol kullanma oranının 1.920 kat daha fazla olduğu (%95 güven aralığı 1.148-3.211), dinin önem düzeyi arttıkça alkol kullanma oranının %45.4 oranında azaldığı (%95 güven aralığı 0.337-0.611), alkol kullanan arkadaş sayısı arttıkça alkol kullanma oranının 2.441 kat arttığı (%95 güven aralığı 1.892-3.150), alkol içmesi için arkadaşların ısrar düzeyi arttıkça alkol kullanma oranının 1.557 kat arttığı (%95 güven aralığı 1.154-2.101) ve dürtüsellik puanı arttıkça alkol kullanma oranının 1.826 kat arttığı (%95 güven aralığı 1.412-2.359) bulundu.

Model uyumu Hosmer-Lemeshow testi ile incelendi ($\chi^2=3.289$, $sd=8$ ve $p=0.915$) ve LR modelinin alkol kullanan ve kullanmayan öğrencileri ayırmada yeterli bir model olduğu bulundu.

Tablo 1. Eğitim setinde LR modeline giren değişkenler

Değişkenler	β	p	OR	OR'nin % 95 Güven Aralığı	
				Alt Limit	Üst Limit
<i>Ders dışındaki zamanlarda bar, disko, kafe ya da kahvehaneye gitme</i>	0.652	0.013	1.920	1.148	3.211
<i>Dinin önem düzeyi</i>	-0.790	<0.001	0.454	0.337	0.611
<i>Alkol kullanan arkadaş sayısı</i>	0.892	<0.001	2.441	1.892	3.150
<i>Alkol içmesi için arkadaşların ısrar düzeyi</i>	0.443	0.004	1.557	1.154	2.101
<i>Dürtüsellik</i>	0.602	<0.001	1.826	1.412	2.359
Sabit	-3.277	<0.001	0.038		

Tablo 1'deki parametre tahminlerine göre LR modelinin grafiksel gösterimi Şekil 2'de verilmiştir.



Şekil 2. LR modelinin grafiksel gösterimi

3.2. Yapay Sinir Ağları Sonuçları

LR analizi sonucunda *alkol kullanımı* üzerinde etkisi olduğu belirlenen *ders dışındaki zamanlarda bar, disko, kafe ya da kahvehaneye gitme*, *alkol kullanan arkadaş sayısı*, *alkol içmesi için arkadaşların ısrar düzeyi*, *dinin önem düzeyi* ve *dürtüsellik* değişkenleri YSA'larda girdi olarak alındı. Gizli tabakada lojistik ya da hiperbolik tanjant, çıktı tabakasında lojistik ya da hiperbolik tanjant aktivasyon fonksiyonları kullanılarak danışmanlık öğrenme stratejisi ile dört farklı ileri beslemeli çok tabakalı yapay sinir ağı oluşturuldu:

1. Gizli ve çıktı tabakasında lojistik fonksiyon kullanılan yapay sinir ağı (L-L)
2. Gizli tabakada lojistik ve çıktı tabakasında hiperbolik tanjant fonksiyon kullanılan yapay sinir ağı (L-HT)
3. Gizli ve çıktı tabakasında hiperbolik tanjant fonksiyon kullanılan yapay sinir ağı (HT-HT)
4. Gizli tabakada hiperbolik tanjant ve çıktı tabakasında lojistik fonksiyon kullanılan yapay sinir ağı (HT-L)

YSA'ların öğrenme süreçleri sonunda eğitim seti ve durdurma kriteri olarak seçilen test setinden elde edilen minimum HKO'ları ve minimuma ulaşılan adım sayısı Tablo 2'de verilmiştir.

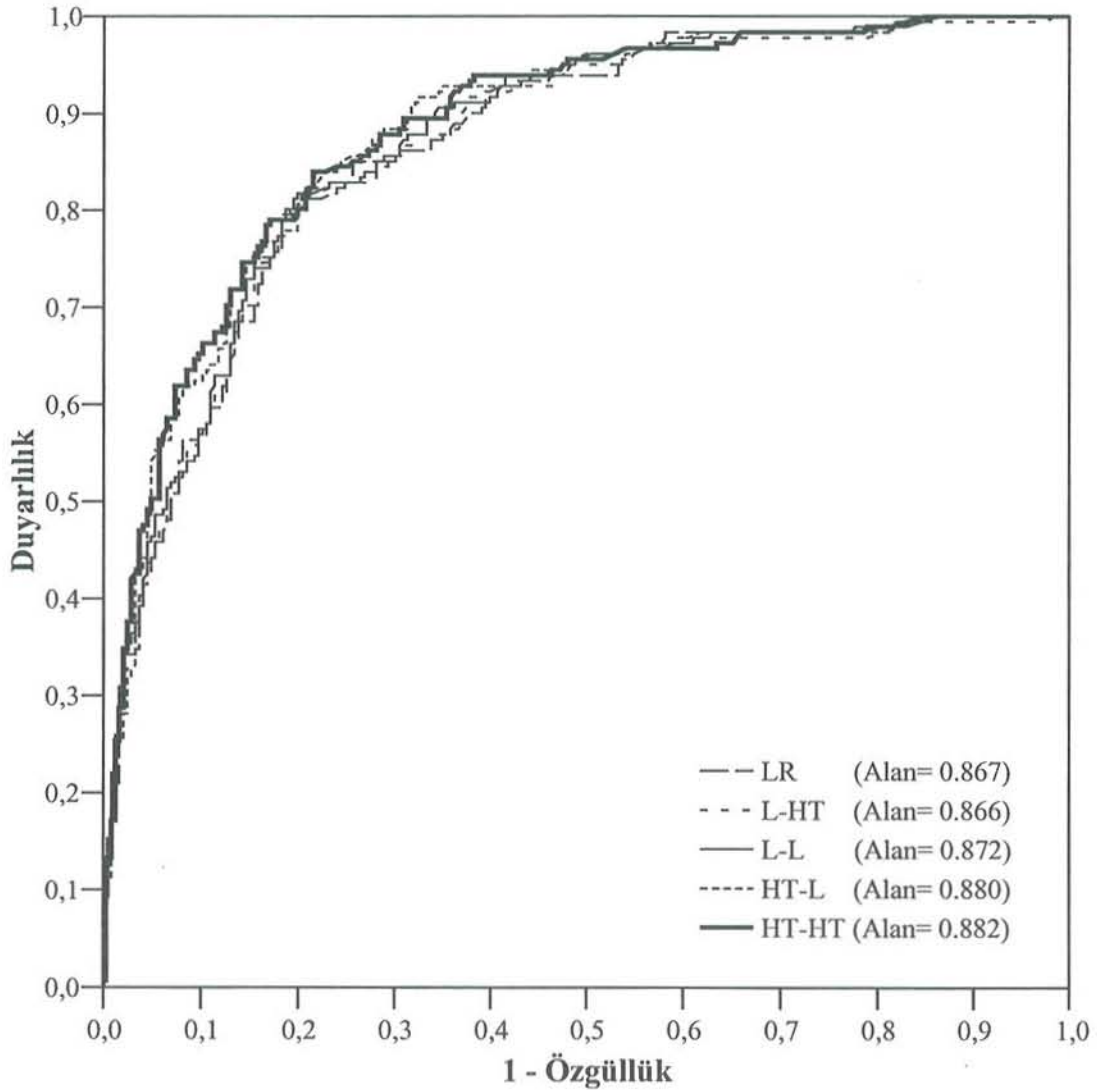
Tablo 2. YSA'ların eğitim ve test setlerinin minimum HKO'ları ve adım sayısı

Veri Seti	Aktivasyon Fonksiyonu		Minimum HKO	Adım Sayısı
	Gizli Tabaka	Çıktı Tabakası		
Eğitim Seti	Lojistik	Lojistik	0.058	3031
	Lojistik	Hiperbolik Tanjant	0.235	219
	Hiperbolik Tanjant	Hiperbolik Tanjant	0.221	217
	Hiperbolik Tanjant	Lojistik	0.056	836
Test Seti	Lojistik	Lojistik	0.051	
	Lojistik	Hiperbolik Tanjant	0.211	
	Hiperbolik Tanjant	Hiperbolik Tanjant	0.199	
	Hiperbolik Tanjant	Lojistik	0.048	

Tablo 2 incelendiğinde; HT-L fonksiyonlu yapay sinir ağının en küçük HKO değerini verdiği, 2. en küçük HKO değerini L-L fonksiyonlu yapay sinir ağının verdiği, 3. olarak HT-HT fonksiyonlu yapay sinir ağının ve en büyük HKO değerini ise L-HT fonksiyonlu yapay sinir ağının verdiği bulundu. Böylece en iyi optimizasyonu sağlayan model, HT-L fonksiyonlu yapay sinir ağı olarak bulundu.

3.3. Lojistik Regresyon Analizi İle Yapay Sinir Ağları Sonuçlarının Karşılaştırılması

Şekil 3'de YSA'da en iyi ağırlıkların tahmin edildiği adımda elde edilen sınıflandırma sonuçları ve LR sonucunda elde edilen sınıflandırma sonuçları kullanılarak hesaplanan ROC eğrileri altında kalan alanlar gösterilmiştir. Şekil 3'de HT-HT fonksiyonlu yapay sinir ağının ROC eğrisi altında kalan alanının en büyük alan olduğu görülmektedir. En küçük ROC eğrisi altında kalan alan ise L-HT fonksiyonlu yapay sinir ağından elde edildi.



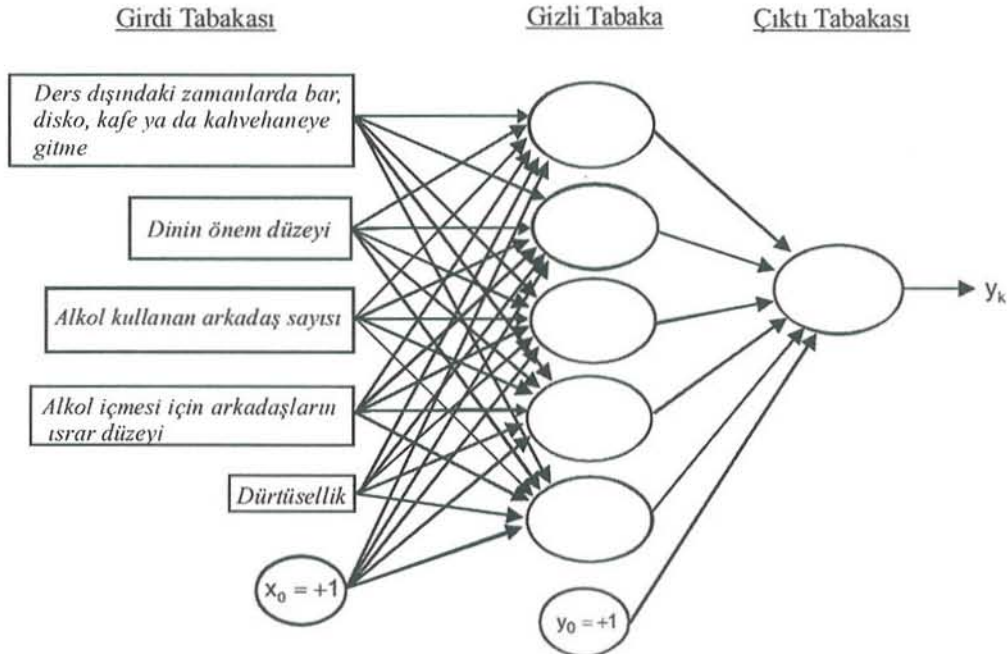
Şekil 3. Modellerin ROC eğrileri

Tablo 3'de ROC eğrisi altında kalan alanların ikili karşılaştırma sonuçları verilmiştir.

Tablo 3. ROC eğrisi altında kalan alanların karşılaştırılması

Yöntem	L-L	L-HT	HT-HT	HT-L
LR	$A_1-A_2 = 0.005$ $SH(A_1-A_2) = 0.003$ $p = 0.098$	$A_1-A_2 = 0.001$ $SH(A_1-A_2) = 0.004$ $p = 0.748$	$A_1-A_2 = 0.015$ $SH(A_1-A_2) = 0.006$ $p = 0.010$	$A_1-A_2 = 0.013$ $SH(A_1-A_2) = 0.005$ $p = 0.008$
L-L		$A_1-A_2 = 0.006$ $SH(A_1-A_2) = 0.004$ $p = 0.127$	$A_1-A_2 = 0.010$ $SH(A_1-A_2) = 0.005$ $p = 0.030$	$A_1-A_2 = 0.008$ $SH(A_1-A_2) = 0.003$ $p = 0.011$
L-HT			$A_1-A_2 = 0.016$ $SH(A_1-A_2) = 0.007$ $p = 0.010$	$A_1-A_2 = 0.014$ $SH(A_1-A_2) = 0.006$ $p = 0.009$
HT-HT				$A_1-A_2 = 0.002$ $SH(A_1-A_2) = 0.004$ $p = 0.648$

ROC eğrisi altında kalan alanların karşılaştırılması sonucunda HT-HT fonksiyonlu yapay sinir ağı modeli ile en iyi optimizasyonu sağlayan HT-L fonksiyonlu yapay sinir ağı modelinin eğri altında kalan alanlarının diğer modellerin alanlarından istatistiksel olarak daha büyük olduğu ve öğrencilerin alkol kullanımına göre sınıflandırılmasında LR ve diğer YSA modellerinden daha iyi oldukları bulundu (Tablo 3). Bu modellerin grafiksel gösterimi Şekil 4'de gösterilmiştir.



Şekil 4. HT-HT ile HT-L fonksiyonlu yapay sinir ağı modellerinin grafiksel gösterimi

4. TARTIŞMA

Çalışmamızda, hastalıkları tedavi etme ve önleme çalışmalarında önemli rol oynayan tıp doktorluğu mesleğinde gelecekte sağlık hizmetleri vermek üzere yetiştirilen tıp öğrencilerinin alkol kullanmasına neden olan faktörlerin belirlenmesinin yanı sıra, alkol kullanan ve kullanmayan öğrencileri sınıflandırmada LR ve YSA yöntemlerini karşılaştırmak amacıyla Trakya Üniversitesi Tıp Fakültesi'nde 2003-2004 Eğitim-Öğretim yılında öğrenim görmekte olan 1, 2, 3 ve 4'üncü sınıf öğrencilerinden elde edilen veriler kullanıldı.

Alkol kullanımı ile ilgili yapılan çalışmalarda gençlerin alkol kullanmasına yol açan nedenler arasında arkadaş etkisinin de rolü olduğunu, alkol kullanan arkadaşların varlığının ve baskısının alkol kullanımına başlama, devam etme ve tekrarlamasında esas faktör olduğunu ifade etmişlerdir (Köknel, 2001; Drobles, 2002). Çalışmamızda da benzer olarak arkadaş ısrarının ve alkol kullanan arkadaş sayısının alkol kullanımı üzerinde önemli etkisinin olduğu, arkadaş ısrarı (OR=1.557; p=0.004) ve alkol kullanan arkadaş sayısı (OR=2.441; p<0.001) arttıkça alkol kullanım oranında da artış olduğu bulundu. Öncü vd. (2001) alkol kültürünü inceledikleri makalelerinde, dini inançların alkol kullanımı üzerinde önemli etkisinin olduğunu bildirmişlerdir. Çalışmamızda da dinin önemini (hiç, biraz, önemli, çok önemli) sorguladığımızda öğrencilerin dine verdikleri önem arttıkça, alkol kullanım oranının azaldığı (OR=0.454; p<0.001) bulundu. Heşeminia vd. (2002) yurtlarda kalan öğrenciler üzerinde yaptıkları çalışmada annenin eğitim düzeyi ile alkol kullanımı arasında ilişki olduğunu, annenin eğitim düzeyi yükseldikçe alkol kullanma oranının da arttığını ve cinsiyet ile alkol kullanımı arasındaki ilişki değerlendirildiğinde ise erkek öğrencilerin kız öğrencilere göre daha yüksek oranda alkol kullandıklarını; Kirkcaldy vd. (2004) ortaokul ve lisede okuyan öğrencilerin alkol kullanımını etkileyen değişkenlerin belirlenmesi amacıyla yaptıkları çalışmalarında cinsiyetin alkol kullanımı üzerinde önemli etkisinin olduğunu belirlemişlerdir. Yaptığımız çalışmada ise öğrencilerin annelerinin eğitim düzeylerinin ve cinsiyetin alkol kullanımı üzerinde önemli etkisinin olmadığı bulundu. Türkcan (2002) yaptığı çalışmada alkol bağımlılığının gelişiminde beyin hücrelerinin alkolün varlığına uyum yapmasının rolü olduğunu ve kitap okuma, spor, yemek yeme ve çeşitli hobilerle ilgili uğraşların alkol kullanma isteğinin sıklığı ve şiddetini azalttığını belirtmiştir. Çalışmamızda ise öğrencilerin ders dışındaki uğraşlarını sorgulayan *üniversitedeki sosyal etkinliklere katılma, ders dışındaki zamanlarda bir müzik aleti çalma, bir spor kulübüne üye olma, ders dışındaki zamanlarda bazı dernek faaliyetlerine katılma* değişkenlerinin alkol kullanımı üzerinde önemli etkilerinin olmadığı, buna karşın *ders dışındaki zamanlarda bar, disko, kafe ya da kahvehaneye gitme* değişkeninin alkol kullanımı üzerinde önemli etkisinin olduğu ve ders dışındaki zamanlarda bar, disko, kafe ya da kahvehaneye gidenlerin gitmeyenlere göre alkol kullanım oranının daha fazla olduğu (OR=1.920; p=0.013) bulundu.

Beyin bölgeleri ve alkol kullanımı ile yapılan çalışmalarda alkol kullanımının yansıttığı dürtüsel ve antisosyal davranışlar, heyecan ve yenilik arayışı, asilik ve bir çok kişilik özelliğindeki eksikliklerin orbitofrontal disfonksiyondaki yetersizliklerden kaynaklandığı; özellikle 25 yaşından önce başlayan alkol bağımlısı bireylerde dışa dönüklük ve dürtüsel davranışın daha fazla olduğu; orbitofrontal lob işlev görme

olgunlaşmasında gecikme olan bireylerin alkol bağımlılığına daha fazla eğilimli olduğunu, ayrıca orbitofrontal lob işlevlerindeki bozulmanın impuls kontrolündeki bozulmaya yol açtığını ve birey dürtülerinin yerine getirilmesini istediği için alkol kullanma isteğinin dışavurumunun daha fazla oranda olduğu bildirilmiştir (Akvardar, 2003; Türkcan, 2002; Dinn, 2004). Çalışmamızda da alkol kullanan ve kullanmayan öğrencilerin kişilik özelliklerini belirlemek için bazı frontal lob sendromlarıyla birleştirilmiş davranışları gösteren Frontal Lob Kişilik Ölçeği'nden elde edilen faktörlerden *dürtüsellik* faktörünün *alkol kullanımı* üzerinde önemli etkiye sahip olduğu, alkol kullanan öğrencilerde dürtüsel davranışların daha fazla olduğu (OR=1.826; p<0.001) bulundu.

Farklı uygulama alanları ve farklı veri setlerinde LR ile YSA'nın karşılaştırıldığı bazı çalışmalarda, LR ile YSA'nın benzer sonuçlar verdiği ve bu nedenle YSA'nın LR yerine tercih edilmesinin bir avantajı olmadığına karar vermişlerdir (Rowland vd, 1998; Ottenbacher vd, 2001; Ottenbacher vd, 2004). LR ve YSA'nın farklı sonuçlar verdiği çalışmalarda ise kullandıkları veri setinde YSA modelinin tahmin performansının LR modelinden daha iyi olduğu bulunmuştur (Hajmeer and Basheer, 2003; Dreiseitl and Ohno-Machado 2002; Nguyen vd, 2002; Remzi vd, 2003; Ergün vd, 2004; Türe vd, 2003; Yamamura vd, 2004; Manel vd, 1999). Yaptığımız çalışmada *ders dışındaki zamanlarda bar, disko, kafe ya da kahvehaneye gitme, dinin önem düzeyi, alkol kullanan arkadaş sayısı, alkol içmesi için arkadaşların ısrar düzeyi ve dürtüsellik* değişkenleri bakımından öğrencilerin alkol kullanıp kullanmama durumlarına göre sınıflandırılmasında LR ile YSA ve YSA'lar kendi aralarında karşılaştırıldığında; LR, L-L ve L-HT fonksiyonlu YSA'ların ROC eğrisi altında kalan alanlarının birbirinden istatistiksel olarak farklı olmadığı; HT-HT ve HT-L fonksiyonlu YSA'ların ROC eğrisi altında kalan alanlarının LR, L-L ve L-HT fonksiyonlu YSA'lardan daha büyük olduğu; HT-HT ve HT-L fonksiyonlu YSA'ların ROC eğrisi altında kalan alanları birbiriyle karşılaştırıldığında istatistiksel olarak farklı olmadığı bulundu.

YSA'nın LR'ye karşı avantaj ve dezavantajları incelendiğinde:

1. LR, bağımlı değişken üzerinde etkisi olan değişkenleri modele alarak etkili olmayan değişkenleri eleyebilme yeteneğine sahiptir. YSA ise etkisi olmayan değişkenleri modelden çıkarmaz.
2. LR'de veri setinin ikiye ayrılması zorunluluğu yoktur. YSA'da ise aşırı uyumdan kaçınmak için durdurma kriteri olarak verilerin en az %10'unun test setine ayrılması gerekir. Bu durum da veri seti hacminin azalmasına neden olur.
3. LR sadece lojistik fonksiyonu kullanan istatistiksel modelleme yöntemidir. YSA'da ise araştırmacı, amacına göre farklı YSA'lar oluşturma, kullanacağı yapay sinir ağını kendisi tasarlayabilme ve farklı tasarımları deneyerek veriye en uygun ağı oluşturabilme özgürlüğüne sahiptir.
4. LR ile uygun modelin bulunması bilgisayarla çok kısa zamanda gerçekleşebilir. YSA'da veriye en uygun modele karar verilmesi süreci çok fazla bilgisayar zamanı gerektirmektedir.
5. LR ile oluşturulan modelin yapısı YSA'ya göre daha basittir. Çok karmaşık olan yapısı nedeniyle YSA'da, model oluşturma ve sonuçların değerlendirilmesi aşamaları, mutlaka bu konuda yeterli bilgiye sahip uzman kişilerden yardım alınarak yapılabilir.

6. LR, modelin parametre tahminleri ve OR değerleri hakkında detaylı bilgi verir. YSA modelinin gizli tabaka sayısı ve gizli nöron sayısı fazla olduğunda parametre tahminlerinin yorumlanması zorlaşır ve aynı zamanda OR değerleri hakkında bilgi vermez.

5. SONUÇLAR

Bu çalışmada alkol kullanan ve kullanmayan öğrencilerin sınıflandırılmasında ROC eğrisi yöntemine göre HT-HT fonksiyonlu yapay sinir ağı ile HT-L fonksiyonlu yapay sinir ağının ROC eğrisi altında kalan alanları arasındaki farkın anlamsız olduğu ve bu modellerin sınıflandırma performanslarının diğer modellerden daha iyi olduğu sonucuna varıldı.

Bu sonuçlar ışığında:

1. Sağlık alanında çalışacak ve yeri geldiğinde hastaları alkol, sigara veya madde bağımlılığından kurtarmak için tedavi yöntemleri geliştirmede uğraş vermesi gereken konumda olan geleceğin doktorlarını alkol, sigara veya madde bağımlılığı bakımından öğrencilik döneminde bilinçlendirecek eğitim programları, bağımlılıktan kaynaklanan kişilik yapılarındaki bozuklukların iyileştirilmesi için tedavi programları hazırlanmalı ve yaşam tarzlarını daha sağlıklı hale getirecek olanaklar sağlanmalı; tıp fakülteleri öğrencileri yanında ulusal düzeyde tüm üniversiteler ve fakülteler arası öğrenciler alkol, sigara ve madde bağımlılığı gibi kötü alışkanlıklar yönünden izlenmeli, bunlara yol açan sorunların saptanması için ileriye dönük çalışmalar yapılmalıdır.

2. Alkol, sigara ve madde kullanımına neden olan sorun genellikle tek nedene bağlı olmadığı için alkol, sigara ve madde kullanım nedenleri bir arada ele alınıp bu sorunu tanımlayan ve nedenlerin etkileri hakkında bilgi veren çok değişkenli istatistiksel yöntemler kullanılarak gelecekte bu konuda yapılacak çalışmalara ışık tutması için istatistiksel modelleme çalışmaları yapılmalı ve daha iyi tahminleme yapılması için değişik modellerle incelenmelidir.

3. LR, modelin parametre tahminleri ve OR değerleri hakkında bilgi vermesi ve sonuçlarının kolay yorumlanabilir olması açısından YSA'dan daha avantajlıdır. Bu nedenle eğer uygulama sonucunda YSA'nın sınıflandırma performansı LR'den kötü ise LR modeli tercih edilmelidir. Eğer YSA'nın performansı LR'den daha iyi ise önemsiz değişkenlerin modelden çıkarılmasında LR YSA için bir ön eleme yöntemi olarak kullanılmalıdır.

4. Karmaşık yapısı nedeniyle YSA'nın oluşturulma ve değerlendirilme aşamaları, yeterli bilgi ve deneyime sahip uzman kişiler tarafından yapılmalıdır.

KAYNAKLAR

- AKVARDAR, Y. (2003), *Alkol bağımlılığında kişilik özellikleri*, Bağımlılık Dergisi, 4(1), 26-30.
- ARMITAGE, P., BERRY, G. (1994), *Statistical methods in medical research*, USA: Blackwell Science Ltd.
- AYCICEGI, A., DINN, W.M., HARRIS, C.L. (2003), *Prefrontal lob nöropsikolojik test bataryası: sağlıklı yetişkinlerden elde edilen test sonuçları*, Psikoloji Çalışmaları, 23, 1-26.
- CHO, H. (2003), *Neural network*, Erişim:[<http://msi.postech.ac.kr/course/ie723/neural-1.pdf>]. Erişim Tarihi: 20.03.2003
- DİRİCAN, A. (2001), *Evaluation of the diagnostic test's performance and their comparisons*, Cerrahpaşa J Med, 32, 25-30.
- DREISEITL, S., OHNO-MACHADO, L. (2002), *Logistic regression and artificial neural network classification models: a methodology review*, Journal of Biomedical Informatics, 35, 352-359.
- DINN, W.M., AYCICEGI, A., HARRIS, C.L. (2004), *Cigarette smoking in a student sample: Neurocognitive and clinical correlates*, Addictive Behaviors, 29, 107-126.
- DROBES, J. (2002), *Concurrent alcohol and tobacco dependence mechanisms and treatment*, Alcohol Research & Health, 26(2), 136-142.
- EFE, Ö., KAYNAK, O. (2000), *Yapay sinir ağları ve uygulamaları*, İstanbul: Boğaziçi Üniversitesi.
- ERGÜN, U., SERHATLIOĞLU, S., HARDALAÇ, F., GÜLER, İ. (2004), *Classification of carotid artery stenosis of patients with diabetes by neural network and logistic regression*, Computers in Biology and Medicine (In press).
- FRANCIS, L. (2001), *The basics of neural networks demystified*, Contingencies November/December, 56-61.
- GAUDART, J., GIUSIANO, B., HUIART, L. (2004), *Comparison of the performance of multi-layer perceptron and linear regression for epidemiological data*, Computational Statistics & Data Analysis, 44, 547-570.
- HAJMEER, M., BASHEER, I. (2003), *Comparison of logistic regression and neural network-based classifiers for bacterial growth*, Food Microbiology, 20, 43-55.
- HANLEY, J.A., MCNEIL, B.J. (1982), *The meaning and use of the area under a receiver operating characteristic (ROC) curve*, Radiology, 143(1), 29-36.
- HANLEY, J.A., MCNEIL, B.J. (1983), *A method of comparing the areas under receiver operating characteristic curves derived from the same cases*, Radiology, 148(3), 839-843.

- HASSOUN, M.H. (c1995), *Fundamentals of artificial neural networks*, Cambridge, Mass:MIT Press.
- HAYKIN, S. (1999). *Neural network: a comprehensive foundation*, Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- HEŞEMİNİA, T., ÇALIŞKAN, D., IŞIK, A. (2002), *Ankara'da yüksek öğretim öğrenci yurtlarında kalan öğrencilerin beslenme sorunları*, İbni Sina Tıp Dergisi, 7, 155-166.
- HOSMER, D.W., LEMESHOW, S. (2000), *Applied logistic regression*, New York: John Wiley & Sons.
- KIRKCALDY, B.D., SIEFEN, G., SURALL, D., BISCHOFF, R.J. (2004), *Predictors of drug and alcohol abuse among children and adolescents*, Personality and Individual Differences, 36, 247-265.
- KLEINBAUM, D.G. (1994), *Logistic regression: a self-learning text*, New York: Springer-Verlag.
- KÖKNEL, Ö. (2001), *Alkol ve madde bağımlılığı altkültürü*, Bağımlılık Dergisi, 2(2) [http://www.bagimlilik.net/sayi4/alkol_alkulturu.pdf].
- KROSE, B., SMAGT, P. (1996), *An introduction to neural networks*, Amsterdam: The University of Amsterdam.
- KURT, İ., TÜRE, M., SÜT, N., YAVUZ, E. (2002), *Sinir ağları ile sistolik kan basıncı değerlerinin tahmini*. Diyarbakır: 6. Biyoistatistik Kongresi.
- MANEL, S., DIAS, J.M., ORMEROD, S.J. (1999), *Comparing discriminant analysis, neural networks and logistic regression for predicting species distributions: a case study with a Himalayan river bird*, Ecological Modelling, 120, 337-347.
- MCCLISH, D.K. (1987), *Comparing the areas under more than two independent ROC curves*, Med Decis Making, 7, 149-155.
- NASR, G.E., BADR, E.A., JOUN, C. (2003), *Backpropagation neural networks for modeling gasoline consumption*, Energy Conversion & Management, 44, 893-905.
- NGUYEN, T., MALLEY, R., INKELIS, S.H., KUPPERMANN, N. (2002), *Comparison of prediction models for adverse outcome in pediatric meningococcal disease using artificial neural network and logistic regression analyses*, Journal of Clinical Epidemiology, 55, 687-695.
- OTTENBACHER, K.J., SMITH, P.M., ILLIG, S.B., LINN, R.T., FIELDER, R.C., GRANGER, C.V. (2001), *Comparison of logistic regression and neural networks to predict rehospitalization in patients with stroke*, Journal of Clinical Epidemiology, 54, 1159-1165.
- OTTENBACHER, K.J., LINN, R.T., SMITH, P.M., ILLIG, S.B., MANCUSO, M., GRANBER, C.V. (2004), *Comparison of logistic regression and neural network analysis applied to predicting living setting after hip fracture*, Ann Epidemiol (In press).
- ÖNCÜ, F., ÖGEL, K., ÇAKMAK, D. (2001), *Alkol kültürü-1: tarihsel süreç ve meyhane kültürü*, Bağımlılık Dergisi, 2(3) [http://www.bagimlilik.net/sayi5/alkol_kulturu1.pdf].

ÖZDAMAR, K. (1999), *Paket programlarla istatistiksel veri analizi-1*, Eskişehir: Kaan Kitabevi.

ÖZDAMAR, K. (2003), *SPSS ile biyoistatistik*, Eskişehir: Kaan Kitabevi.

REMZI, M., ANAGNOSTOU, T., RAVERY, V., ZLOTTA, A., STEPHAN, C., MARBERGER, M. et al. (2003), *An artificial neural networks to predict the outcome of repeat prostate biopsies*, *Adult Urology*, 62, 456-460.

ROJAS, R. (1991), *Neural networks: a systematic introduction*, Berlin: Springer.

ROWLAND, T., OHNO-MACHADO, L., OHRN, A. (1998), *Comparison of multiple prediction models for ambulation following spinal cord injury*, *Proc. AMIA Annual Symposium: 1998 November 7-11; Orlando, FL, USA*, 528-532.

SHARMA, S. (1996), *Applied multivariate techniques*, New York: John Wiley & Sons.

SUNDARARAJAN, N., SARATCHANDRAN, P. (1998), *Parallel architectures for artificial neural networks: paradigms and implementations*, California: IEEE Computer Society Press.

SWAVING, M., VAN HOUWELINGEN, H., OTTES, F.P., STEERNEMAN, T. (1996), *Statistical comparison of ROC curves from multiple readers*, *Med Decis Making*, 16, 143-152.

TATLIDİL, H. (1996), *Uygulamalı çok değişkenli istatistiksel analiz*, Ankara: Akademi Matbaası.

TU, J.V. (1996), *Advantages and disadvantages of using artificial neural networks versus logistic regression for predicting medical outcomes*, *J Clin Epidemiol*, 49(11), 1225-1231.

TÜRE, M., KURT, İ., YAVUZ, E. (2003), *Comparison of multiple prediction models for degree of arter stenosis determined angiographically*, In: Fredman L, Burgut R, Dafni U (Eds.) *EMR 2003. The Second International Biometric Society Conference of The Eastern Mediterranean Region: 2003 January 12-15; Antalya, Türkiye*.

TÜRKCAN, A. (2002), *Alkol kullanma isteğinin (craving) mekanizması*, *Bağımlılık Dergisi*, 3(1), 37-42.

YAMAMURA, S., KAWADA, K., TAKEHIRA, R., NISHIZAWA, K., KATAYAMA, S., HIRANO, M. et al. (2004), *Artificial neural network modeling to predict the plasma concentration of aminoglycosides in burn patients*, *Biomedicine & Pharmacotherapy* (In press).

COMPARISON OF ARTIFICIAL NEURAL NETWORKS AND LOGISTIC REGRESSION ANALYSIS

ABSTRACT

In this study, the factors that affect students' alcohol use behaviors were examined by Logistic Regression Analysis and Artificial Neural Networks. In order to evaluate their success on separation of alcohol user and non-user students, these methods' performance were compared using ROC curve method.

In our study, in order to determine severity of alcohol use among 1, 2, 3 and 4th year students in Trakya University Medical Faculty, 2003-2004, a questionnaire concerning alcohol to predict alcohol use behaviors and Frontal Lobe Personality Scale were performed.

Logistic Regression and four different Artificial Neural Networks models were. Logistic Regression Analysis showed that the following variables effect alcohol use behaviors of students considerably high: to go to bar, disco or café in their spare time (OR=1.920; $p<0.05$), importance level of religion (OR=0.454; $p<0.001$), the number of alcohol user friends (OR=2.441; $p<0.001$), the insistence of friends on drinking alcohol (OR=1.557; $p<0.01$) and impulsivite (OR=1.826; $p<0.001$). When Logistic Regression Analysis with Artificial Neural Networks and Artificial Neural Networks each other were compared, there is no difference were observed that the area under the ROC curves of hyperbolic tangent-hyperbolic tangent function and hyperbolic tangent-logistic function Artificial Neural Networks but these models have statistically larger areas than the other models.

We could summarize the results of this study as follows: researchers are necessary to take into account advantages and disadvantages of Artificial Neural Networks and Logistic Regression in the classification and modeling, and Logistic Regression Analysis may also use as an elimination methods (in order to eliminate insignificant variables of Logistic Regression) Analysis in Artificial Neural Networks.

Key Words: *Frontal Lobe Personality Scale, Logistic Regression Analysis, Artificial Neural Networks, Backpropagation Algorithm, Receiver Operating Characteristic (ROC) Curve*

BASİT DOĞRUSAL OTOREGRESİF MODELLER SİSTEMİNDE PARAMETRE TAHMİNİ VE HİPOTEZ TESTİ: SİMETRİK İNOVASYONLAR

Özlem TÜRKER* Ayşen D. AKKAYA**

ÖZET

Bu çalışmada, simetrik dağılıma sahip hata terimli basit otoregresif modeller sistemi incelenerek normal dağılım varsayımının geçersiz olduğu durumlardaki metodoloji birden fazla bağımsız bilgi kaynağı olduğu durumlara genellenmiş, uyarlanmış en çok olabilirlik yöntemi ile tahmin ediciler elde edilmiş ve parametre vektörünün tüm kaynaklar için değişip değişmediğini test edecek sağlam ve etkin test istatistikleri geliştirilmiştir. Elde edilen tahmin ediciler ve test istatistikleri bu alandaki uygulamalarda sıkça kullanılan en küçük kareler yöntemi ile elde edilen tahmin edici ve test istatistikleri ile karşılaştırılmış ve daha iyi sonuçlar verdiği görülmüştür.

Anahtar Kelimeler: *En çok olabilirlik tahmin edicileri, En küçük kareler tahmin edicileri, Uyarlanmış en çok olabilirlik tahmin edicileri, Otoregresyon, Sağlamlık, Simetrik dağılımlar.*

1. GİRİŞ

Özilintili inovasyonlara sahip basit doğrusal regresyonların ana problemi parametrelerin tahminidir ve bu alandaki çalışmaların çoğu normallik varsayımı altında yapılmıştır (Durbin, 1960; Schäffler, 1991). Oysaki artık uygulamada normal olmayan durumlarda daha çok karşılaşıldığı yönünde bir görüş vardır (Pearson, 1932; Elveback ve diğerleri, 1970; ve Tse, 1991). En çok olabilirlik (ML) yöntemi teoride normal olmayan dağılımlara genelleştirilebilmekle beraber pratikte sorunlar içermektedir. Matematiksel karmaşası nedeni ile normal olmayan durumlara genellenmesi mümkün olmamıştır. Dolayısı ile, bu alan uygulamalarında çoğunlukla en küçük kareler (LS) tahmin ediciler yöntemi kullanılmaktadır. Oysaki Tiku ve diğerleri (1999) ve Akkaya ve Tiku (2001a, b) uyarlanmış en çok olabilirlik (MML) yöntemi ile normal olmayan durumlara genellemeleri yapmışlar ve LS tahmin edicilerinin etkinliğinin düşük olduğunu ve örneklem sayısı, n , arttıkça MML tahmin edicilerine göre etkinliklerinin gittikçe azaldığını göstermişlerdir.

Ancak bu çalışmalarda tek bir bilgi kaynağı olduğu varsayılmış ve tek bir model kullanılmıştır. Oysaki günümüzde bilgi teknolojilerinin ilerlemesi ile artık birden fazla kaynaktan bilgi alınabilmektedir. Bu ise bu bilgilerin tutarlılığı ve bilgilerin birleştirilip

* Çankaya Üniversitesi, Mühendislik ve Mimarlık Fakültesi, Endüstri Mühendisliği Bölümü, Ankara, Türkiye email: ozlemt@cankaya.edu.tr

** ODTÜ, Fen Edebiyat Fakültesi, İstatistik Bölümü, Ankara, Türkiye.

birleştirilemeyeceği sorularını gündeme getirmektedir. Bunun için metodolojinin birden fazla bilgi kaynağı olduğu durumlara genellenmesi ve parametre vektörünün tüm kaynaklar için sabit kalıp kalmadığının test edilmesine olanak verecek şekilde geliştirilmesi önem kazanmaktadır.

Bu çalışmada, bahsedildiği gibi metodoloji genişletilmiş ve simetrik dağılımlar olan Student t ailesi için MML yöntemi kullanılarak parametre tahminleri yapılmıştır. MML tahmin edicilerinin hesaplanması kolay ve LS tahmin edicilerinden çok daha etkili olduğu görülmüştür. Ayrıca her bir bilgi kaynağının parametre vektörünün aynı olup olmadığını test etmek için ilgili test istatistikleri geliştirilmiş ve yine MML tahmin edicilerine dayanan test istatistiklerinin LS tahmin edicilerine dayanan test istatistiklerine göre daha güçlü ve sağlam olduğu görülmüştür.

2. PARAMETRELERİN TAHMİNİ

Aşağıda verildiği gibi k tane birbirinden bağımsız basit doğrusal otoregresif modeli ele alalım:

$$Y_{ij} - \phi_i Y_{ij-1} = \mu_i + \delta_i (x_{ij} - \phi_i x_{ij-1}) + \varepsilon_{ij} \quad (|\phi_i| < 1, 1 \leq j \leq n_i, 1 \leq i \leq k). \quad (1)$$

Burada ε_{it} aşağıdaki tanımlanan uzun kuyruklu simetrik aileden gelen birbirine eşit veya farklı varyansa sahip bağımsız ve özdeş rassal inovasyonlardır:

$$f(\varepsilon) = \frac{1}{\sigma \sqrt{k} \beta(1/2, p-1/2)} \left(1 + \frac{\varepsilon^2}{k\sigma^2}\right)^{-p} \quad -\infty < \varepsilon < \infty; \quad k = 2p - 3. \quad (2)$$

Burada $\beta(a,b)$ beta fonksiyonunu ifade etmektedir. Bu ailenin basıklığı, μ_4 / μ_2^2 , sonlu p değeri için her zaman 3'den büyüktür. Öte yandan $p < 2$ için basıklık sonsuzdur ve $p = \infty$ olduğunda ise çok iyi bilinen normal dağılıma, $N(0, \sigma^2)$, dönüşmektedir. Ayrıca $t = \sqrt{(v/k)}(\varepsilon/\sigma)$, $v = 2p - 1$ serbestlik dereceli Student t dağılımına sahiptir.

Anlatımda kolaylık olması açısından $k = 2$ ve $n_1 = n_2$ olarak alınmıştır. Ayrıca p değerinin bilindiği varsayılmaktadır. Uygulamada p değeri bilinmemekle birlikte elde edilen tahmin ediciler ileride gösterileceği üzere p değerindeki olası sapmalara karşı sağlam olduğundan Q-Q grafiği ile belirlenen değer kullanılabilir. Başlangıç değerleri için Vinod ve Shenton (1996) iki model önermektedir:

Model A: Başlangıç değeri sabit olarak alınır. Özellikle $Y_0 = 0$.

Model B: Rassaldır; $Y_0 = \varepsilon_0 / \sqrt{1 - \phi^2}$.

Bu çalışmada daha genel olduğundan B Modeli kullanılmıştır.

Başlangıç değerlerine (y_{i0} ve x_{i0}) koşullu olabirlik fonksiyonu aşağıdaki gibidir:

$$L \propto \left(\frac{1}{\sigma_1 \sigma_2}\right)^n \left[\prod_{t=1}^n \left(1 + \frac{z_{1j}^2}{k}\right)^{-p} \prod_{t=1}^n \left(1 + \frac{z_{2j}^2}{k}\right)^{-p} \right]. \quad (3)$$

Burada $z_{ij} = \{(y_{ij} - \phi_i y_{ij-1}) - \mu_i - \delta_i (x_{ij} - \phi_i x_{ij-1})\} / \sigma_i$.

Buradan elde edilecek olabilirlik fonksiyonlarının $p < \infty$ için çok köklü olduğu bilinmekle birlikte kök sayısı bilinmemekte ve n sayısı arttıkça kök sayısı da artmaktadır (Vaughan, 1992). Dolayısı ile ML tahmin edicileri açık bir formda bulunamamakta ve olabilirlik denklemlerinin iteratif yöntemlerle çözülmesi gerekmektedir. Oysa yapılan çalışmalar bu yöntemlerin de yanlış değerlere yakınsama veya hiç yakınsamama gibi problemleri olduğunu göstermektedir (Tiku ve diğerleri, 1986; Puthenpura ve Sinha, 1986; Tiku ve Suresh, 1992; Tiku ve diğerleri, 1999). Bu sorunlar $\phi_i = 0$ durumunda yani modelin basit doğrusal regresyon olması durumunda dahi İslam ve diğerleri (2001), Tiku ve diğerleri (2001) ve İslam ve Tiku (2004) tarafından da gözlemlenmiştir. Bahsi geçen sorunların aşılması için bu çalışmada uyarlanmış en çok olabilirlik (MML) tahmin yöntemi kullanılmıştır. Bu yöntem Tiku (1967) ve Tiku ve Suresh (1992) çalışmalarına dayanmakta olup adımları şöyledir:

- (i) olabilirlik denklemleri sıralı istatistikler ile ifade edilir,
- (ii) Taylor serileri açılımının ilk iki terimi kullanılarak olabilirlik denklemlerindeki sorun yaratan (doğrusal olmayan) terimler doğrusallaştırılır,
- (iii) elde edilen yeni denklemler MML tahmin edicilerini elde etmek için çözülür.

Bu yöntem doğrultusunda hata teriminin, ε_{ij} , (verilen μ_i , δ_i ve ϕ_i değerleri için) küçükten büyüğe sıralanması ile elde edilen sıralanmış z_{ij} değerlerini aşağıdaki gibi tanımlayalım:

$$z_{i(j)} = \varepsilon_{i(j)} / \sigma = \{w_{i(j)} - \mu_i\} / \sigma; \quad w_{i(j)} = (y_{i(j)} - \phi_i y_{i(j-1)}) - \delta_i (x_{i(j)} - \phi_i x_{i(j-1)}),$$

$$z_{i(1)} \leq z_{i(2)} \leq \dots \leq z_{i(n)} \quad (i = 1, 2). \quad (4)$$

Burada $(y_{i[j]}, y_{i[j-1]}, x_{i[j]}, x_{i[j-1]})$, j 'inci sıralı hata terimine, $\varepsilon_{i(j)}$, ait $(y_{ij}, y_{ij-1}, x_{ij}, x_{ij-1})$ gözlemlerini ifade etmektedir. Tüm örneklem toplamları sıralamadan etkilenmeyeceği için olabilirlik denklemlerinde z_{ij} yerine $z_{i(j)}$ yazılır. Ardından adım (ii)'de belirtildiği gibi $g_i\{z_{i(j)}\}$ terimi $t_{i(j)} = E(z_{i(j)})$ etrafında doğrusallaştırılır (Tiku ve Suresh, 1992):

$$g_i(z_{i(j)}) \cong g_i(t_{i(j)}) + \left[z_{i(j)} - t_{i(j)} \right] \left. \frac{\partial g_i(z_{i(j)})}{\partial z_{i(j)}} \right|_{z_{i(j)}=t_{i(j)}} = \alpha_{ij} + \beta_{ij} z_{i(j)} \quad 1 \leq j \leq n; \quad i = 1, 2$$

$$\alpha_{ij} = \frac{(2/k)t_{i(j)}^3}{\left[1 + (1/k)t_{i(j)}^2 \right]^2} \quad \text{ve} \quad \beta_{ij} = \frac{1 - (1/k)t_{i(j)}^2}{\left[1 + (1/k)t_{i(j)}^2 \right]^2}. \quad (5)$$

Buradaki $t_{i(j)}$ değerleri $n \leq 20$ için Tiku ve Kumra (1981) çalışmasında mevcuttur. $n \geq 10$ için ise parametrelerin etkinliğinde önemli bir etkisi olmayan aşağıdaki denklemden elde edilen yaklaşık değerler kullanılır:

$$\frac{1}{\sqrt{k}\beta(1/2, p-1/2)} \int_{-\infty}^{t_{i(j)}} \left(1 + \frac{z^2}{k} \right)^{-p} dz = \frac{j}{n+1} \quad 1 \leq j \leq n; \quad i = 1, 2. \quad (6)$$

Dağılımın simetrik olması nedeniyle $t_{(j)} = -t_{(n-j+1)}$ olur ve $\alpha_{ij} = -\alpha_{i(n-j+1)}$ olacağından $\sum_{i=1}^n \alpha_{ij} = 0$ ve $\beta_{ij} = \beta_{i(n-j+1)}$ olur. Olabilirlik fonksiyonlarındaki $g_i(z_{i(j)})$ teriminin doğrusallaştırılmış ifadesi ile yer değiştirilmesi sonucu elde edilen uyarlanmış olabilirlik denklemlerinin $(\partial \ln L^* / \partial \mu_i, \partial \ln L^* / \partial \delta_i, \partial \ln L^* / \partial \phi_i$ ve $\partial \ln L^* / \partial \sigma)$ çözülmesi ile aşağıda verilen MML tahmin edicileri elde edilir:

$$\hat{\mu}_i = \bar{v}_i - \hat{\delta}_i \bar{u}_i, \quad \hat{\delta}_i = G_i + H_i \hat{\sigma}, \quad \hat{\phi}_i = K_i + D_i \hat{\sigma}, \quad \hat{\sigma} = \left(B + \sqrt{B^2 + 8nC} \right) / 4n. \quad (7)$$

Burada
$$G_i = \frac{\sum_{j=1}^n \beta_{ij} (u_{i[j]} - \bar{u}_i) v_{i[j]}}{\sum_{j=1}^n \beta_{ij} (u_{i[j]} - \bar{u}_i)^2}, \quad H_i = \frac{\sum_{j=1}^n \alpha_{ij} u_{i[j]}}{\sum_{j=1}^n \beta_{ij} (u_{i[j]} - \bar{u}_i)^2}, \quad (8)$$

$$K_i = \frac{\left[\begin{array}{l} \sum_{j=1}^n \beta_{ij} (y_{i[j]} - \hat{\delta}_i x_{i[j]}) (y_{i[j-1]} - \hat{\delta}_i x_{i[j-1]}) \\ - \frac{1}{m_i} \sum_{j=1}^n \beta_{ij} (y_{i[j-1]} - \hat{\delta}_i x_{i[j-1]}) \sum_{j=1}^n \beta_{ij} (y_{i[j]} - \hat{\delta}_i x_{i[j]}) \end{array} \right]}{\sum_{j=1}^n \beta_{ij} (y_{i[j-1]} - \hat{\delta}_i x_{i[j-1]})^2 - \frac{1}{m_i} \left\{ \sum_{j=1}^n \beta_{ij} (y_{i[j-1]} - \hat{\delta}_i x_{i[j-1]}) \right\}^2} \quad (9)$$

$$D_i = \frac{\sum_{j=1}^n \alpha_{ij} (y_{i[j-1]} - \hat{\delta}_i x_{i[j-1]})}{\sum_{j=1}^n \beta_{ij} (y_{i[j-1]} - \hat{\delta}_i x_{i[j-1]})^2 - \frac{1}{m_i} \left\{ \sum_{j=1}^n \beta_{ij} (y_{i[j-1]} - \hat{\delta}_i x_{i[j-1]}) \right\}^2} \quad (i=1, 2), \quad (10)$$

$$B = \frac{2p}{k} \left[\sum_{j=1}^n \alpha_{1j} \{v_{1[j]} - G_1 u_{1[j]}\} + \sum_{j=1}^n \alpha_{2j} \{v_{2[j]} - G_2 u_{2[j]}\} \right], \quad (11)$$

$$C = \frac{2p}{k} \left[\left\{ \sum_{j=1}^n \beta_{1j} (v_{1[j]} - \bar{v}_1)^2 - G_1 \sum_{j=1}^n \beta_{1j} v_{1[j]} (u_{1[j]} - \bar{u}_1) \right\} + \left\{ \sum_{j=1}^n \beta_{2j} (v_{2[j]} - \bar{v}_2)^2 - G_2 \sum_{j=1}^n \beta_{2j} v_{2[j]} (u_{2[j]} - \bar{u}_2) \right\} \right]. \quad (12)$$

Burada $m_i = \sum_{j=1}^n \beta_{ij}$ ($i=1, 2$), $v_{i[j]} = y_{i[j]} - \phi_i y_{i[j-1]}$, $u_{i[j]} = x_{i[j]} - \phi_i x_{i[j-1]}$ ($1 \leq j \leq n, i=1, 2$),

$$\bar{v}_i = \frac{1}{m_i} \sum_{j=1}^n \beta_{ij} v_{i[j]}, \quad \bar{u}_i = \frac{1}{m_i} \sum_{j=1}^n \beta_{ij} u_{i[j]} \quad (13)$$

olarak tanımlanmaktadır.

Hesaplamalar: Akkaya ve Tiku (2001a, b)'de önerilen yöntemdeki gibi $\gamma_i = -\delta_i \phi_i$ ($i = 1, 2$) şeklinde tanımlanır ve başlangıç değerleri parametrelerin LS tahmin edicileri ile hesaplanır. Elde edilen başlangıç değerleri kullanılarak denklem (7)'deki gibi $\hat{\delta}_i$ ($i = 1, 2$) ve $\hat{\sigma}$ hesaplanır. Ardından yine aynı denklemdeki gibi $\hat{\phi}_i$ ($i = 1, 2$) elde edilir. Daha sonra başlangıç değerlerini hesaplanan MML tahmin değerleri, $\hat{\delta}_i$, $\hat{\phi}_i$ ve $-\hat{\delta}_i \hat{\phi}_i$ ($i = 1, 2$), ile değiştirilerek ikinci bir iterasyon yapılır. Son MML tahmin değerleri, $\hat{\delta}_i$, $\hat{\phi}_i$ ($i = 1, 2$) ve $\hat{\sigma}$, üçüncü iterasyonun sonunda elde edilir. En son olarak yine denklem (7)'den $\hat{\mu}_i$ ($i = 1, 2$), MML tahmini değerleri, elde edilir. Yapılan analizler sonucu 3 iterasyonun parametrelerin sabitlenmesi için yeterli olduğu görülmüştür.

Hatırlatma: β_i ($1 \leq i \leq n$) katsayıları orta noktaya kadar artan daha sonra azalan simetrik bir yapı göstermektedir. Dolayısı ile eğer ilk değeri pozitif ise tüm değerleri pozitif olmakta ve bu da $\hat{\sigma}$ 'in olması gerektiği gibi reel ve pozitif olmasını sağlamaktadır. Oysaki küçük p değerleri ve büyük örneklem sayısı için ilk birkaç değer negatif olabilmekte ve bu da $\hat{\sigma}$ 'in reel ve pozitif olmasını engellemektedir. Bunu önlemek için eğer denklem (12)'de verilen C değeri negatif ise α_i ve β_i sırasıyla $\alpha_i^* = 0$ ve $\beta_i^* = 1 / \left\{ 1 + (1/k)t_{(i)}^2 \right\}$ şeklinde tanımlanır ve bu yeni değerler ile MML tahmin edicileri hesaplanır. Böylece $\hat{\sigma}$ 'in her zaman reel ve pozitif olması sağlanmış olunur. $z(i) - t(i) = 0$ ve $\alpha_i + \beta_i z(i) \cong \alpha_i^* + \beta_i^* z(i)$ olduğundan bu değişim MML tahmin edicilerinin asimptotik özelliklerini değiştirmemektedir (Tiku ve diğerleri, 2001).

Hatırlatma: LS tahmin edicileri MML tahmin edicilerinin özel durumudur. MML tahmin edicilerinde $\alpha_{ij} = 0$ ve $\beta_{ij} = 1$ olduğunda LS tahmin edicileri elde edilmektedir.

3. ASİMPOTİK ÖZELLİKLER

Örneklem sayısı sonsuza yaklaştıkça $[g_i(z_{i(j)}) - (\alpha_{ij} + \beta_{ij} z_{i(j)})]$ farkları sifira yakınsar. Bunun sonucunda $(1/n)[(\partial \ln L / \partial \mu_i) - (\partial \ln L^* / \partial \mu_i)]$ ve $(1/n)[(\partial \ln L / \partial \delta_i) - (\partial \ln L^* / \partial \delta_i)]$ ($i = 1, 2$) asimptotik olarak sifira eşit olur (Vaughan ve Tiku, 2000). Dolayısı ile MML tahmin edicileri asimptotik olarak ML tahmin edicilerine denktir (Bhattacharya, 1985; Vaughan ve Tiku, 2000).

1) $\partial \ln L^* / \partial \mu_i$ ($i = 1, 2$) aşağıdaki formda yazılabildiğinden

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \mu_i} \cong \frac{\partial \ln L^*}{\partial \mu_i} = \frac{2m_i p}{\sigma^2} \{ \hat{\mu}_i(\delta_i, \phi_i) - \mu_i \} \quad (i = 1, 2); \quad (14)$$

$\hat{\mu}_i(\delta_i, \phi_i) = \bar{v}_{i[.]} - \delta_i \bar{u}_{i[.]}$, MML tahmin edicileri, $\hat{\mu}_i(\delta_i, \phi_i)$ ($i = 1, 2$), δ_i ve ϕ_i biliniyorken μ_i ($i = 1, 2$) için minimum varyanslı, $\text{Var}[\hat{\mu}_i(\delta_i, \phi_i)] = k\sigma^2 / 2m_i p$ ($i = 1, 2$), tahmin edicilerdir.

2) Benzer şekilde

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \delta_i} \equiv \frac{\partial \ln L^*}{\partial \delta_i} = \frac{2m_i p}{k\sigma^2} \left[\frac{1}{m_i} \sum_{j=1}^n \beta_{ij} (u_{i[j]} - \bar{u}_{i[.]})^2 \right] (\hat{\delta}_i(\phi_i, \sigma) - \delta_i), \quad (i = 1, 2) \quad (15)$$

$\hat{\delta}_i(\phi_i, \sigma) = G_i + H_i \sigma$, olarak yazılabildiğinden MML tahmin edicileri, $\hat{\delta}_i(\phi_i, \sigma)$ ($i=1,2$), δ_i ve ϕ_i biliniyorken minimum varyanslı, $\text{Var}[\hat{\delta}_i(\phi_i, \sigma)] = \frac{k}{2p} \frac{\sigma^2}{\sum_{j=1}^n \beta_{ij} (u_{i[j]} - \bar{u}_{i[.]})^2}$ ($i = 1, 2$), tahmin edicilerdir.

4. TAHMİN EDİCİLERİN ETKİNLİKLERİ

Uygulamada yaygın olarak LS tahmin edicileri kullanılmaktadır (Velu and Gregory 1987; Maller 1989; Nagaraja ve Fuller 1992). Ancak bu bölümde elde edilen sonuçlar LS tahmin edicilerinin MML tahmin edicilerine göre daha az etkili olduğunu göstermektedir.

Tablo 1. (1) Beklenen Değer, (2) Varyans, ve LS tahmin edicilerinin göreceli etkinlik değerleri, RE, ($\phi_1 = \phi_2 = 0.2$)

n = 30									
P		δ_1	δ_2	ϕ_1	ϕ_2	σ_1	σ_2	μ_1	μ_2
2.0 (1)	LS	0.9999	0.9971	0.1496	0.1622	0.8835	1.3312	0.0026	-.0099
	MML	1.0027	0.9975	0.1610	0.1705	1.1126	1.6799	0.0027	-.0049
(2)	LS	0.0309	0.0289	0.0291	0.0299	0.1109	0.3304	0.0396	0.0917
	MML	0.0191	0.0183	0.0253	0.0246	0.1309	0.3784	0.0251	0.0567
	RE	61.8	63.3	86.9	82.3	118.0	114.5	63.4	61.8
3.5 (1)	LS	1.0030	1.0001	0.1648	0.1511	0.9369	1.4016	0.0002	-.0020
	MML	1.0036	1.0011	0.1685	0.1559	0.9746	1.4624	0.0000	-.0018
(2)	LS	0.0284	0.0388	0.0312	0.0331	0.0348	0.0715	0.0386	0.0882
	MML	0.0249	0.0343	0.0298	0.0318	0.0268	0.0616	0.0339	0.0773
	RE	87.7	88.4	95.5	96.1	77.0	86.2	87.8	87.6
5.0 (1)	LS	1.0001	1.0002	0.1548	0.1521	0.9350	1.4069	0.0011	0.0045
	MML	1.0000	1.0003	0.1558	0.1541	0.9630	1.4488	0.0009	0.0051
(2)	LS	0.0252	0.0341	0.0336	0.0337	0.0236	0.0519	0.0386	0.0858
	MML	0.0238	0.0324	0.0327	0.0330	0.0230	0.0508	0.0367	0.0811
	RE	94.4	95.0	97.3	97.9	97.5	97.9	95.1	94.5
n = 100									
2.0 (1)	LS	0.9978	0.9968	0.1876	0.1843	0.9284	1.4298	-.0020	-.0013
	MML	0.9973	0.9969	0.1930	0.1890	1.0609	1.6157	-.0017	-.0028
(2)	LS	0.0100	0.0089	0.0084	0.0091	0.0398	0.1766	0.0102	0.0251
	MML	0.0060	0.0049	0.0058	0.0066	0.0212	0.0853	0.0062	0.0143
	RE	60.0	55.1	69.0	72.5	53.3	48.3	60.8	57.0
3.5 (1)	LS	0.9990	0.9999	0.1889	0.1907	0.9743	1.4702	-.0010	-.0028
	MML	0.9959	1.0013	0.1898	0.1915	0.9879	1.4844	-.0016	0.0001
(2)	LS	0.0116	0.0097	0.0093	0.0094	0.0094	0.0223	0.0096	0.0231
	MML	0.0099	0.0087	0.0083	0.0085	0.0069	0.0166	0.0083	0.0202
	RE	85.3	89.7	89.2	90.4	73.4	74.4	86.5	87.4
5.0 (1)	LS	0.9962	0.9990	0.1864	0.1868	0.9773	1.4715	-.0003	0.0049
	MML	0.9956	0.9997	0.1870	0.1881	0.9880	1.4868	0.0003	0.0053
(2)	LS	0.0092	0.0085	0.0095	0.0089	0.0077	0.0181	0.0098	0.0239
	MML	0.0090	0.0082	0.0091	0.0084	0.0068	0.0161	0.0092	0.0223
	RE	97.8	96.5	95.8	94.4	88.3	89.0	93.9	93.3

Tablo 1’de $[100000/n]$ Monte Carlo tekrarından elde edilen parametre tahmin edicilerinin beklenen değerlerinin, varyanslarının ve aşağıdaki şekilde tanımlanan LS tahmin edicilerinin göreceli etkinliğinin simüle değerleri verilmektedir:

$$RE = 100(\text{MML tahmin edicilerinin varyansı} / \text{LS tahmin edicilerinin varyansı}). \quad (16)$$

Simülasyonlarda genelleştirmede herhangi bir kayıp olmaksızın $\mu_1 = \mu_2 = 0$, $\delta_1 = 1$, $\sigma_1 = 1$ ve $\sigma_2 = 1.5$ olarak alınmıştır. Sonuçlar diğer ϕ_i değerleri (negatif, pozitif ve/veya birbirinden farklı) ve p değerleri için benzer olduğundan burada sadece $\phi_1 = \phi_2 = 0.2$ ve $p = 2.0, 3.5$ ve 5.0 değerleri raporlanmıştır. X -değerleri düzgün dağılımdan, $U(0, 1)$, elde edilmiştir. Ayrıca X -değerlerinin normal dağılımdan elde edilmesi durumundaki sonuçlar da incelenmiş ve benzer sonuçlar elde edilmiştir.

Tablo 1’den görüleceği gibi MML tahmin edicileri LS tahmin edicilerine göre daha etkilidirler. Hatta dikkat çeken genel olarak örneklem sayısı arttıkça LS tahmin edicilerinin etkinliğinin daha çok azalmakta olmasıdır.

5. HİPOTEZ TESTİ

Buradaki ana ilgi değişik bilgi kaynaklarından elde edilen bilgilerde açıklayıcı değişkenin bağımlı değişkene etkisinin aynı olup olmadığı yani $H_0 : \delta_1 = \delta_2$ hipotezinin test edilmesidir. Bunun için iki durum incelenmiştir: 1) $\sigma_1 = \sigma_2$, ve 2) $\sigma_1 \neq \sigma_2$.

Durum 1) $H_0: \delta_1 = \delta_2$ hipotezini test etmek için,

$$t = \frac{\hat{\delta}_1 - \hat{\delta}_2}{\hat{\sigma} \sqrt{\frac{p-3/2}{p \sum_{j=1}^n \beta_{1j} (\hat{u}_{1[j]} - \hat{u}_{1[j]})^2} + \frac{p-3/2}{p \sum_{j=1}^n \beta_{2j} (\hat{u}_{2[j]} - \hat{u}_{2[j]})^2}}}; \quad (17)$$

$\hat{u}_{ij} = x_{ij} - \hat{\phi}_i x_{ij-1}$ ($i = 1, 2$), test istatistiği kullanılır. Burada $\hat{\sigma}, \hat{\sigma} = \sqrt{(\hat{\sigma}_1^2 + \hat{\sigma}_2^2)/2}$ şeklinde hesaplanan σ 'nın birleştirilmiş tahmin edicisidir.

$\hat{\phi}_i$ ($i = 1, 2$) ve $\hat{\sigma}$, n sonsuza yaklaştıkça sırasıyla ϕ_i ($i = 1, 2$) ve σ 'ya yakınsadığından test istatistiği, t , asimptotik olarak normal, $N(0, 1)$, dağılır ve asimptotik güç fonksiyonu $P\{Z \geq z_\alpha - |\lambda|\}$ şeklindedir. Burada z_α standart normal değişkeninin, Z , %100(1 - α) noktası ve

$$\lambda^2 = \frac{(\delta_1 - \delta_2)^2}{\sigma^2 \left(\frac{p-3/2}{p \sum_{j=1}^n \beta_{1j} (u_{1[j]} - \bar{u}_{1[j]})^2} + \frac{p-3/2}{p \sum_{j=1}^n \beta_{2j} (u_{2[j]} - \bar{u}_{2[j]})^2} \right)} \quad (18)$$

merkezsizlik parametresidir.

Bu sonuçlar Slutsky teoremine ve MML denklemlerinin asimptotik olarak ML denklemlerine denk olmasına dayanmaktadır (Bhattacharya, 1985; Vaughan ve Tiku, 2000).

Durum 2) $H_0: \delta_1 = \delta_2$ hipotezini test etmek için,

$$t = \frac{\hat{\delta}_1 - \hat{\delta}_2}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_1^2(p-3/2)}{p \sum_{j=1}^n \beta_{1j} (\hat{u}_{1[j]} - \hat{u}_{1[j]})^2} + \frac{\hat{\sigma}_2^2(p-3/2)}{p \sum_{j=1}^n \beta_{2j} (\hat{u}_{2[j]} - \hat{u}_{2[j]})^2}}}; \quad (19)$$

$\hat{u}_{ij} = x_{ij} - \hat{\phi}_i x_{i,j-1}$ ($i=1,2$), test istatistiği kullanılır. Durum 1'deki aynı sebepten, t test istatistiği asimptotik olarak $N(0, 1)$ dağılır ve asimptotik güç fonksiyonu $\text{Prob}\{Z \geq z_\alpha - |\lambda|\}$ şeklinde olur. Burada z_α standart normal değişkeninin, Z , %100(1- α) noktası ve

$$\lambda^2 = \frac{(\delta_1 - \delta_2)^2}{\left(\frac{\sigma_1^2(p-3/2)}{p \sum_{j=1}^n \beta_{1j} (u_{1[j]} - \bar{u}_{1[j]})^2} + \frac{\sigma_2^2(p-3/2)}{p \sum_{j=1}^n \beta_{2j} (u_{2[j]} - \bar{u}_{2[j]})^2} \right)} \quad (20)$$

merkezsizlik parametresidir.

6. SAĞLAMLIK

Genel olarak tahmin yöntemlerinde belli bir dağılım varsayılır ve tüm istatistiksel analizler bu dağılım varsayımı altında optimal hale getirilir. Ancak uygulamada bu varsayılan dağılım tamamen doğru olmayabilir ve bu dağılımdan olası farklılıklar görülmesi olağandır. Üstelik veri aykırı değerler de içerebilir. Tüm bunlar sağlamlık kavramının gündeme gelmesine neden olmuştur. θ 'nın herhangi bir tahmin edicisi, $\hat{\theta}$, varsayılan dağılım altında tamamen etkili (yansız ve varyansı Cramer-Rao minimum varyans sınırına yakınsıyor) ve olası alternatif dağılımlar için de etkililiği yüksek ise bu tahmin edici sağlam olarak tanımlanır. Herhangi bir testin, $H_0: \theta = 0$ gibi, birinci tip hatası olası alternatifler için daha önceden belirlenmiş seviyeyi aşmıyor ise bu test ölçüt sağlam olarak tanımlanır ve eğer hem varsayılan dağılım hem de olası alternatifleri için testin gücü yüksek ise test etkin sağlam olarak tanımlanır (Tiku ve diğerleri, 1986 önsöz).

Önceki bölümlerde elde edilen MML tahmin edicilerinin sağlamlığını göstermek için varsayılan dağılım olarak $p = 3.5$ alınmış ve sonuçlar LS tahmin edicileri ile karşılaştırılmıştır. Oldukça geniş bir alternatif kümesi için inceleme yapılmıştır:

(a) Dağılımın yanlış tanımlanması:

(1) $p = 2.0$, (2) $p = 2.5$, (3) $p = 5$ ve (4) $p = \infty$ (normal dağılım)

(b) Dixon'ın aykırı değer modeli

(n-r) gözlem $f(3.5, \sigma)$ ve r (hangileri olduğu bilinmiyor) gözlem

(5) $f(3.5, 2\sigma)$, (6) $f(3.5, 4\sigma)$, ve (7) $f(\infty, 4\sigma)$, $r = [0.1n + 0.5]$ (tam sayı) dağılımdan geliyor.

(c) Karışık model:

(8) $0.90 f(3.5, \sigma) + 0.10 f(3.5, 4\sigma)$

(d) Kontaminasyon modeli:

(9) $0.90 f(3.5, \sigma) + 0.10 U(-0.5, 0.5)$.

Tablo 2. (1) Beklenen Değer, (2) LS ve MML Tahmin edicilerinin varyansı

		δ_1	δ_2	ϕ_1	ϕ_2	σ_1	σ_2	μ_1	μ_2
Model (1)									
(1)	LS	1.0014	1.0016	0.4382	0.4212	0.8777	1.2995	0.0053	0.0018
	MML	1.0006	1.0043	0.4501	0.4348	0.8496	1.2618	0.0049	0.0051
(2)	LS	0.0190	0.0264	0.0247	0.0283	0.1120	0.2222	0.0429	0.1097
	MML	0.0112	0.0170	0.0195	0.0240	0.0464	0.0981	0.0263	0.0680
Model (2)									
(1)	LS	1.0035	0.9977	0.4354	0.4301	0.9176	1.3730	0.0051	-.0041
	MML	1.0024	0.9989	0.4440	0.4382	0.9261	1.3876	0.0041	-.0056
(2)	LS	0.0195	0.0225	0.0260	0.0269	0.0604	0.1350	0.0466	0.1081
	MML	0.0147	0.0167	0.0223	0.0237	0.0343	0.0800	0.0347	0.0813
Model (3)									
(1)	LS	1.0009	0.9956	0.4251	0.4188	0.9342	1.4003	-.0073	0.0123
	MML	1.0007	0.9951	0.4294	0.4234	0.9908	1.4851	-.0064	0.0105
(2)	LS	0.0197	0.0289	0.0273	0.0297	0.0240	0.0538	0.0473	0.1121
	MML	0.0186	0.0284	0.0266	0.0288	0.0243	0.0555	0.0442	0.1062
Model (4)									
(1)	LS	1.0061	0.9978	0.4212	0.4318	0.9428	1.4080	-.0081	0.0049
	MML	1.0056	0.9966	0.4216	0.4331	1.0229	1.5272	-.0085	0.0023
(2)	LS	0.0175	0.0204	0.0289	0.0276	0.0160	0.0381	0.0454	0.1025
	MML	0.0185	0.0217	0.0302	0.0290	0.0199	0.0476	0.0475	0.1059
Model (5)									
(1)	LS	1.0006	1.0075	0.4264	0.4305	0.9285	1.4020	0.0084	-.0041
	MML	1.0003	1.0056	0.4310	0.4374	0.9692	1.4575	0.0079	-.0030
(2)	LS	0.0260	0.0301	0.0303	0.0271	0.0328	0.0838	0.0468	0.1136
	MML	0.0225	0.0260	0.0289	0.0252	0.0272	0.0639	0.0412	0.0995
Model (6)									
(1)	LS	1.0001	1.0055	0.4245	0.4241	0.9299	1.3987	0.0033	0.0068
	MML	1.0016	1.0049	0.4305	0.4313	0.9718	1.4584	0.0028	0.0089
(2)	LS	0.0218	0.0292	0.0303	0.0285	0.0326	0.0760	0.0443	0.1112
	MML	0.0192	0.0259	0.0287	0.0269	0.0278	0.0623	0.0387	0.0971
Model (7)									
(1)	LS	1.0040	1.0008	0.4281	0.4235	0.9441	1.4125	-.0080	-.0009
	MML	1.0048	1.0008	0.4289	0.4249	1.0250	1.5340	-.0069	-.0023
(2)	LS	0.0135	0.0226	0.0273	0.0306	0.0167	0.0375	0.0482	0.1099
	MML	0.0144	0.0240	0.0287	0.0325	0.0209	0.0468	0.0495	0.1146
Model (8)									
(1)	LS	0.9980	1.0026	0.4286	0.4244	1.4321	2.1094	0.0002	-.0127
	MML	0.9990	0.9996	0.4456	0.4427	1.3250	1.9688	0.0007	-.0090
(2)	LS	0.0459	0.0766	0.0262	0.0287	0.2963	0.5759	0.1248	0.2575
	MML	0.0226	0.0408	0.0201	0.0222	0.1388	0.2827	0.0633	0.1360
Model (9)									
(1)	LS	0.9951	0.9978	0.4243	0.4327	0.8880	1.3332	-.0056	0.0051
	MML	0.9949	0.9977	0.4329	0.4393	0.9144	1.3701	-.0048	0.0065
(2)	LS	0.0194	0.0131	0.0274	0.0271	0.0343	0.0786	0.0428	0.0941
	MML	0.0165	0.0109	0.0247	0.0243	0.0282	0.0610	0.0349	0.0774

Tablo 2’de $n=30$, $\phi_1 = \phi_2 = 0.5$ için simülasyon sonuçları verilmektedir. Simülasyonlarda genelleştirmede herhangi bir kayıp olmaksızın $\mu_1 = \mu_2 = 0$, $\delta_1 = 1$, $\sigma_1 = 1$ ve $\sigma_2 = 1.5$ olarak alınmıştır. Yine diğer tüm değerlerde de benzer sonuçlar elde edildiğinden burada raporlanmamıştır. Görüleceği üzere MML tahmin edicileri oldukça sağlamdır.

Yine aynı alternatif modeller için MML tahmin edicilerine dayalı test istatistiklerinin sağlamlığı araştırılmış ve LS tahmin edicilerine dayalı test istatistikleri ile karşılaştırılmıştır. Örnek teşkil etmesi bakımından $n = 30$ için simüle edilmiş varyanslarla hesaplanmış test istatistiklerinin 1. tip hataları Tablo 3’de verilmiştir.

Tablo 3. LS ve MML tahmin edicilerine dayalı test istatistiklerinin birinci tip hataları; Varsayılan dağılım $p = 3.5$ olan t-ailesi.

Modeller	$\phi_1 = \phi_2 = 0.2$		$\phi_1 = \phi_2 = 0.5$		$\phi_1 = \phi_2 = 0.9$	
	LS	MML	LS	MML	LS	MML
(1)	0.044	0.045	0.047	0.048	0.046	0.047
(2)	0.047	0.045	0.057	0.058	0.051	0.053
(3)	0.050	0.052	0.056	0.055	0.055	0.059
(4)	0.048	0.049	0.050	0.050	0.059	0.056
(5)	0.047	0.045	0.048	0.045	0.050	0.054
(6)	0.045	0.044	0.044	0.047	0.052	0.051
(7)	0.050	0.052	0.047	0.045	0.048	0.046
(8)	0.048	0.048	0.050	0.055	0.049	0.051
(9)	0.045	0.048	0.048	0.049	0.053	0.053

Tablo 3’den her iki testin de ölçüt sağlam olduğu görülmektedir. Seçilmiş modeller için testlerin güçlerini veren Tablo 4 incelendiğinde MML tahmin edicilerine dayanan testlerin LS tahmin edicilerine dayalı testlerden daha güçlü olduğu görülmektedir.

Tablo 4. Simüle edilmiş varyanslarla hesaplanan test istatistiklerinin güç değerleri

λ	Varsayılan Model		Model (2)		Model (6)		Model (8)	
	LS	MML	LS	MML	LS	MML	LS	MML
0.00	0.050	0.052	0.057	0.058	0.044	0.047	0.050	0.055
0.16	0.195	0.214	0.207	0.246	0.167	0.174	0.109	0.151
0.32	0.485	0.535	0.491	0.579	0.400	0.437	0.233	0.363
0.48	0.761	0.814	0.771	0.856	0.680	0.721	0.395	0.629
0.64	0.938	0.962	0.939	0.974	0.880	0.906	0.600	0.842
0.80	0.992	0.997	0.987	0.997	0.968	0.980	0.779	0.946

Diğer taraftan yine seçilmiş modeller için asimptotik varyanslar kullanılarak hesaplanan testlerin güç değerlerinin verildiği Tablo 5’e bakıldığında LS tahmin edicilerine dayanan test istatistiklerinin önceden belirlenen 0.05 düzeyinden daha yüksek 1. tip hataya sahip olduğu görülmektedir. MML tahmin edicilerine dayanan testlerde böyle bir sorun görülmezken alternatif modeller altındaki güç değerleri ile

varsayılan modelin güç değerleri karşılaştırıldığında testin etkin sağlam olduğu da görülmektedir.

Tablo 5. Asimtotik varyanslarla hesaplanan test istatistiklerinin güç değerleri

λ	Varsayılan Model		Model (2)		Model (6)		Model (8)	
	LS	MML	LS	MML	LS	MML	LS	MML
0.00	0.059	0.054	0.072	0.051	0.058	0.053	0.070	0.044
0.16	0.225	0.211	0.246	0.236	0.206	0.187	0.155	0.127
0.32	0.530	0.532	0.539	0.558	0.446	0.449	0.318	0.313
0.48	0.789	0.809	0.804	0.842	0.719	0.731	0.497	0.569
0.64	0.937	0.955	0.938	0.965	0.892	0.905	0.664	0.771
0.80	0.988	0.995	0.983	0.995	0.969	0.979	0.815	0.907

7. K (> 2) DENKLEME GENELLEME

K (> 2) tane bağımsız bilgi kaynağı olduğu durumlarda tahmin ediciler aynen bölüm 2'deki gibidir. Dolayısı ile burada hipotez testlerinin genelleme yapılacaktır. Burada ilgilenilen ana hipotezler şöyledir:

- 1) Tüm regresyon katsayılarının eşitliği, $\delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_k = \delta$;
- 2) Tüm regresyon katsayılarının sıfıra eşit olduğu;
- 3) Regresyon katsayılarının bir kısmının, örneğin ilk q < k tanesinin, sıfıra eşitliği;
- 4) Regresyon katsayılarının bir kısmının, δ_i ($1 \leq i \leq q$), eşitliği.

7.1. δ_i ($1 \leq i \leq k$) Eşitliğinin Testi

Test istatistiği şu şekilde tanımlanır:

$$\chi_1^2 = (\hat{\delta}_1 - \hat{\delta}, \dots, \hat{\delta}_k - \hat{\delta}) \begin{pmatrix} \hat{V}_1 & 0 & \dots & 0 \\ \cdot & \hat{V}_2 & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \hat{V}_k \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \hat{\delta}_1 - \hat{\delta} \\ \cdot \\ \cdot \\ \hat{\delta}_k - \hat{\delta} \end{pmatrix} ;$$

$$\hat{V}_i = \frac{k}{2p} \frac{\hat{\sigma}_i^2}{\sum_{j=1}^{n_i} \beta_{ij} (u_{i[j]} - \bar{u}_{i[.]})^2} . \quad (21)$$

$(n_i)^{1/2} \hat{\delta}_i$ normal dağıldığı ve n_i büyüdükçe $\hat{\sigma}_i$, σ_i 'ye yakınsadığından büyük n_i için χ_1^2 test istatistiğinin H_0 altında dağılımı k-1 serbestlik dereceli Ki-Kare olur. Alternatif hipotez altında ise k-1 serbestlik dereceli merkezi olmayan Ki-Kare dağılıma sahip olur. Merkezsizlik parametresi ise

$$\lambda_1^2 = (\delta_1 - \delta, \dots, \delta_k - \delta) \begin{pmatrix} V_1 & 0 & \dots & 0 \\ \cdot & V_2 & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & V_k \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \delta_1 - \delta \\ \cdot \\ \cdot \\ \delta_k - \delta \end{pmatrix} \quad (22)$$

olur. Burada V_i denklem (21)'deki $\hat{\sigma}_i^2$ 'nin σ_i^2 ($1 \leq i \leq k$) ile değiştirilmiş halidir.

LS tahmin edicilerini kullanırsak test istatistiği aşağıdaki gibi olur:

$$\chi_2^2 = (\tilde{\delta}_1 - \tilde{\delta}, \dots, \tilde{\delta}_k - \tilde{\delta}) \begin{pmatrix} \tilde{V}_{10} & 0 & \dots & 0 \\ \cdot & \tilde{V}_{20} & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \tilde{V}_{k0} \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \tilde{\delta}_1 - \tilde{\delta} \\ \cdot \\ \cdot \\ \tilde{\delta}_k - \tilde{\delta} \end{pmatrix} \quad (23)$$

Burada $\tilde{\delta}$ aşağıda tanımlandığı gibi birleştirilmiş LS tahmin edicisidir:

$$\tilde{\delta} = \sum_{i=1}^k w_i \tilde{\delta}_i / \sum_{i=1}^k w_i, \quad w_i = 1 / V_{i0}, \quad \tilde{V}_{i0} = \frac{\tilde{\sigma}_i^2}{\sum_{j=1}^{n_i} \beta_{ij} (u_{i[j]} - \bar{u}_{i[.]})^2} \quad (1 \leq i \leq k). \quad (24)$$

H_0 altında büyük n_i değerleri için χ_2^2 , $k-1$ serbestlik dereceli Ki-Kare dağılımına sahiptir. Alternatif hipotez altında ise $k-1$ serbestlik dereceli, aşağıda verilen merkezsizlik parametresine sahip merkezi olmayan Ki-Kare dağılır:

$$\lambda_2^2 = (\delta_1 - \delta, \dots, \delta_k - \delta) \begin{pmatrix} V_{10} & 0 & \dots & 0 \\ \cdot & V_{20} & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & V_{k0} \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \delta_1 - \delta \\ \cdot \\ \cdot \\ \delta_k - \delta \end{pmatrix} \quad (25)$$

Burada V_{i0} denklem (24)'deki $\tilde{\sigma}_i^2$ 'nin σ_i^2 ($1 \leq i \leq k$) ile değiştirilmiş halidir.

χ_1^2 'nin χ_2^2 'den daha güçlü olduğunu ispatlamak için

$$\lim_{n_i \rightarrow \infty} \frac{1}{n_i} \frac{2p}{k} \sum_{j=1}^{n_i} \beta_{ij} (u_{i[j]} - \bar{u}_{i[.]})^2 > \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} (u_{ij} - \bar{u}_i)^2 \quad (26)$$

olduğunu göstermek yeterlidir.

$$\text{Soldaki limit} \left[\frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} (u_{ij} - \bar{u}_i)^2 \right] \frac{2p}{k} E \left[\frac{1 - z^2/k}{(1 + z^2/k)^2} \right], \quad k = 2p - 3 \quad (p \geq 2) \text{ şeklinde}$$

yazılabilir ve $\int_{-\infty}^{\infty} (1 + z^2/k)^{-j} dz = \sqrt{k} \beta(1/2, j-1/2)$ $j \geq 1$ olduğundan buradaki beklenen değer $(p - 1/2) / (p + 1)$ 'dir ve $\frac{2p}{k} \frac{(p-1/2)}{(p+1)} = \frac{p(p-1/2)}{(p+1)(p-3/2)}$ tüm $p (\geq 2)$ değerleri için birden büyük olduğundan denklem (26) sağlanmaktadır.

Örnek olarak, $k = 3$ ve $p = 3.5$ için χ_1^2 ve χ_2^2 testlerinin simule edilmiş 1. tip hata ve güç değerleri Tablo 6'da verilmektedir. MML tahmin edicilerine dayanan χ_1^2 testinin üstünlüğü açıktır.

Hatırlatma: Eğer σ_i^2 ($1 \leq i \leq k$) değerleri birbirine eşit olursa $\hat{\sigma}_i^2$ birleştirilmiş $\hat{\sigma}^2$ ile değiştirilir. Elde edilen test istatistiği alternatif hipotez altında denklem (24)'de σ_i^2 'nin

σ^2 ile değiştirilmesi ile elde edilen merkezsizlik parametresine sahip (k-1, N-k),

$N = \sum_{i=1}^k n_i$, serbestlik dereceli merkezi olmayan F dağılır.

Tablo 6. (1) $H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3$ (2) $H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0$ hipotezleri için güç değerleri

λ	(1)		(2)	
	LS	MML	LS	MML
0.0	0.063	0.054	0.057	0.054
0.1	0.095	0.104	0.095	0.101
0.2	0.242	0.271	0.269	0.300
0.3	0.553	0.591	0.552	0.600
0.4	0.783	0.826	0.835	0.863
0.5	0.932	0.955	0.957	0.971

7.2. $\delta_i = 0$ ($1 \leq i \leq k$) Testi

$H_0: \delta_i = 0$ ($1 \leq i \leq k$) hipotezini $H_1: \delta_i \neq 0$ (bazı i için) alternatif hipotezine karşın test etmek için ilgili test istatistiği

$$\chi^2 = (\hat{\delta}_1, \dots, \hat{\delta}_k) \begin{pmatrix} \hat{V}_1 & 0 & \dots & 0 \\ \cdot & \hat{V}_2 & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \hat{V}_k \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \hat{\delta}_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \hat{\delta}_k \end{pmatrix} \quad (27)$$

şeklindedir. Burada \hat{V}_i denklem (21)'deki gibidir.

Dağılımlar ise aynen bölüm 7.1'deki gibidir. Sadece burada serbestlik derecesi artık k'dır. Eğer σ_i^2 ($1 \leq i \leq k$) değerleri birbirine eşit olursa $\hat{\sigma}_1^2$ birleştirilmiş $\hat{\sigma}^2$ ile değiştirilir. Elde edilen F istatistiğinin serbestlik derecesi (k, N-k) olur.

Örnek olarak, $k = 3$ ve $p = 3.5$ için MML ve LS tahmin edicilerine dayanan χ^2 testlerinin simule edilmiş 1. tip hata ve güç değerleri Tablo 6'da verilmektedir. MML tahmin edicilerine dayanan testin üstünlüğü açıktır.

7.3. Regresyon Katsayılarının Bir Kısımının Testi

$H_0: \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_q = 0$ hipotezini $H_1: \delta_i \neq 0$ (bazı $i = 1, 2, \dots, q$ değerleri için) alternatif hipotezine karşın test etmek için ilgili test istatistiği denklem (27)'de verilen test istatistiğinin parçalanması ile aşağıdaki şekilde elde edilir:

$$\chi^2 = (\hat{\delta}_1, \dots, \hat{\delta}_q) \begin{pmatrix} \hat{V}_1 & 0 & \dots & 0 \\ \cdot & \hat{V}_2 & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \hat{V}_q \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \hat{\delta}_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \hat{\delta}_q \end{pmatrix} \quad (28)$$

Dağılımlar ise aynen bölüm 7.2'deki gibidir. Sadece burada serbestlik derecesi artık q'dur.

Eğer σ_i^2 ($1 \leq i \leq k$) değerleri birbirine eşit olursa (28)'deki \hat{V}_i ($1 \leq i \leq q$),

$$\hat{V}_i = \frac{k}{2p} \frac{\hat{\sigma}^2}{\sum_{j=1}^{n_i} \beta_{ij} (u_{i[j]} - \bar{u}_{i[.]})^2} ; \hat{\sigma}^2 = \sum_{i=1}^q (n_i - 1) \hat{\sigma}_i^2 / (N - k), N = \sum_{i=1}^q n_i$$
 ile değiştirilir. Elde

edilen test istatistiğinin H_0 altında dağılımı $(q-1, N-k)$ serbestlik dereceli F olur.

Öte yandan varyansların eşitliği durumunda $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_q$ hipotezi $H_1: \delta_i \neq \delta_j$ (bazı $i \neq j = 1, 2, \dots, q$ değerleri için) alternatif hipotezine karşın test edilmek istenir ise test istatistiği

$$\chi^2 = (\hat{\delta}_1 - \hat{\delta}, \dots, \hat{\delta}_q - \hat{\delta}) \begin{pmatrix} \hat{V}_1 & 0 & \dots & 0 \\ \cdot & \hat{V}_2 & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \hat{V}_q \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \hat{\delta}_1 - \hat{\delta} \\ \cdot \\ \cdot \\ \hat{\delta}_q - \hat{\delta} \end{pmatrix} \quad (29)$$

olur. Burada $\hat{\delta}$, denklem (24)'deki gibi $\hat{\delta}_i$ 'lerin ($1 \leq i \leq q$) birleştirilmesi ile elde edilir. H_0 altında dağılımı $(q-1, N-k)$ serbestlik dereceli F olur.

7. SONUÇLAR

Uygulamada sık rastlanan normal olmayan inovasyonlu bağımsız basit doğrusal otoregresif modeller sisteminde ML tahmin edicilerinin hesaplanmasında sorunlar yaşanmaktadır. Dolayısı ile çoğunlukla pratikte LS tahmin edicileri kullanılmaktadır. Ancak LS tahmin edicilerinin kullanılması etkinliğin kaybına sebep olmaktadır.

Bu çalışmada uzun-kuyruklu simetrik aile incelenmiştir. MML tahmin edicileri bulunmuş ve etkili ve sağlam oldukları gösterilmiştir. Ayrıca LS tahmin edicilerinin etkinliğinin MML tahmin edicilerine göre daha düşük olduğu görülmüştür. Bunların yanısıra MML tahmin edicilerine dayalı test istatistikleri geliştirilmiş ve bunların güçlü ve sağlam oldukları gösterilmiştir. Yine LS tahmin edicilerine dayanan test istatistikleri ile karşılaştırıldığında bulunan test istatistiklerinin daha güçlü olduğu görülmüştür. Dolayısı ile normal olmayan inovasyonlu otoregresif modellerde LS yerine MML tahmin edicilerinin kullanılması tavsiye edilmektedir.

KAYNAKLAR

- AKKAYA, A. D. ve TIKU, M. L. (2001a), *Estimating parameters in autoregressive models in non-normal situations: asymmetric innovations*, Commun. Statist. Theory Meth., 30(3), 517-536.
- AKKAYA, A. D. ve TIKU, M. L. (2001b), *Corrigendum: time series models with asymmetric innovation*, Commun. Statist. Theory Meth., 30(10), 2227-2230.
- BHATTACHARYA, G. K. (1985), *The asymptotics of maximum likelihood and related estimators based on Type II censored data*, J. Amer. Statist. Assoc., 80, 398-404.

- DURBIN, J. (1960), *Estimation of parameters in time series regression model*, JRSS B, 22, 139-153.
- ELVEBACK, L. R., GUILLIER, C. L. ve KERTING, F. R. (1970), *Health, normality and the ghost of Gauss*, J. American Medical Assoc., 211, 69-75.
- ISLAM, M. Q., TIKU, M. L. ve YILDIRIM, F. (2001), *Non-normal regression I*, Commun. Statist. Theory Meth., 30, 993-1020.
- ISLAM, M. Q. ve TIKU, M. L. (2004), *Multiple linear regression models under non-normality*, Commun. Stat. – Theory Meth.
- MALLER, R. A. (1989), *Regression with autoregressive errors-some asymptotic results*, Statistics, 20, 23-39.
- NAGARAJ, N. K. ve FULLER, W. A. (1992), *Least squares estimation of the linear model with autoregressive errors*, New Directions in time series analysis, Part I, IMA Vol. Math. Appl. 45, New York: Springer, 215-225.
- PEARSON, E. S. (1932), *The analysis of variance in cases of nonnormal variation*, Biometrika, 23, 114-133.
- PUTHENPURA, S. ve SINHA, N. K. (1986), *Modified maximum likelihood method for the robust estimation of system parameters from very noisy data*, Automatica, 22, 231-235.
- SCHÄFFLER, S. (1991), *Maximum likelihood estimation for linear regression model with autoregressive errors*, Statistics, 22, 191-198.
- TIKU, M. L. (1967), *Estimating the mean and standard deviation from censored normal samples*, Biometrika, 54, 155-165.
- TIKU, M. L. ve KUMRA, S. (1981), *Expected values and variances and covariances of order statistics for a family of symmetrical distributions (Student's t)*, Selected Tables in Mathematical Statistics 8, Providence, RI: American Mathematical Society, 141-270.
- TIKU, M. L., TAN, W. Y. ve BALAKRISHNAN, N. (1986), *Robust Inference*, New York, Marcel Dekker.
- TIKU, M. L. ve SURESH, R. P. (1992), *A new method of estimation for location and scale parameters*, J. Stat. Plann. And Inf., 30, 281-292.
- TIKU, M. L., WONG, W. K. ve BIAN, G. (1999), *Estimating parameters in autoregressive models in non-normal situations; symmetric innovations*, Commun. Statist. Theory Meth., 28(2), 315-341.
- TIKU, M. L., ISLAM M. Q., and SELÇUK, A. S. (2001), *Non-normal regression II*, Commun. Statist. Theory Meth., 30, 1021-1045.
- TSE, Y. K. (1991), *Price and volume in the Tokyo stock exchange: an explanatory study*, Japanese Financial Market Research (W. T. Ziemba, W. Bailey and Y. Hamano, Eds.), New York: Elsevier Science Publishers B. V., 91-119.

- VAUGHAN, D. C. (1992), *On the Tiku-Suresh method of estimation*, Commun. Statist. Theory Meth., 21, 451-469.
- VAUGHAN, D. C. ve TIKU, M. L. (2000), *Estimation and hypothesis testing for a non-normal bivariate distribution and applications*, J. Mathematical and Computer Modelling, 32, 53-67.
- VELU, R. ve GREGORY, C. (1987), *Reduced rank regression with autoregressive errors*, Econometrics, 35, 317-335.
- VINOD, H. D. ve SHENTON, L. R. (1996) *Exact moments for autoregressive and random walk models for a zero or stationary initial value*, Econometric Theory, 21, 391-404.

ESTIMATION OF PARAMETERS AND HYPOTHESIS TESTING IN THE SYSTEM OF SIMPLE AUTOREGRESSIVE MODELS: SYMMETRIC INNOVATIONS

ABSTRACT

In this study, the simple autoregressive models system having symmetric innovations have been investigated and the methodology under non-normality has been extended to various independent sources of information. Modified likelihood estimators are obtained; robust and efficient statistics for testing whether the parameter vector remains the same from one source to another are developed. The estimators and the test statistics obtained are compared to the corresponding least squares statistics which are widely used in this context in applications, and found to give more accurate results.

Key Words: *Maximum Likelihood Estimators, Least Squares Estimators, Modified Likelihood Estimators, Autoregression, Robustness, Non-normality.*

BASİT BİR KORELASYON TAHMİNLEYİCİSİ VE BUNUN FRAKTAL GÖRÜNTÜ SIKIŞTIRMADA KULLANIMI

Cengiz GÜNGÖR*

Aydın ÖZTÜRK*

ÖZET

Doğayla ilgili görüntülerin sıkıştırılmasında diğer yöntemlere göre çok daha etkin olan fraktal görüntü sıkıştırma yöntemi, görüntü içinde kendine benzeyen parçaların bulunması esasına dayanır. Sıkıştırma oranının yüksek tutulduğu durumlarda, fraktal görüntü sıkıştırma yöntemi ile elde edilen görüntülerin kalitesi genellikle diğer yöntemlerden daha iyi olmaktadır. Ancak, benzer parçaların aranması oldukça fazla karşılaştırma hesabı yapılmasını gerektirmektedir. Hesaplama maliyetini düşürmek amacıyla, görüntü üzerinde ele alınan parçaların ve bunlarla eşleştirilmesi öngörülen parçaların sınıflandırılarak, benzerliklerin bu sınıflar içinde aranması en fazla tercih edilen yöntemdir. Bu çalışmada, önerilen sınıflandırma yöntemi ile benzer parçaların basit bir şekilde bulunabileceği gösterilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Korelasyon katsayısı, Fraktal görüntü sıkıştırma, Benzerlik ölçüleri

1 GİRİŞ

X ve Y gibi iki değişken arasındaki ilişkinin derecesinin belirlenmesinde aşağıda tanımlanan metrik

$$\rho = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\{\text{Var}(X) \text{Var}(Y)\}^{\frac{1}{2}}} \quad (1)$$

yaygın olarak kullanılmaktadır. Söz konusu değişkenler arasındaki kovaryansın, bunların standart sapmalarına göre standardize edilmesine dayanan ve korelasyon katsayısı olarak bilinen bu ölçü, istatistik literatüründe önemli bir yer tutmuştur.

X ve Y şans değişkenlerinin geldikleri dağılışın ve bunlardan çekilen örneklerin özelliklerini dikkate alarak, bu değişkenler arasındaki korelasyonu tahmin etmek amacıyla bir çok istatistik geliştirilmiştir. Eldeki problemin özelliğine bağlı olarak, bu istatistiklerinden biri diğerlerine göre daha uygun olabilmekte, birçok durumda ise mevcut şartlar hangi istatistiğin kullanılmasının gerektiğini dikte ettirmektedir.

(*) Ege Üniversitesi, Uluslararası Bilgisayar Enstitüsü, Bornova/İzmir (haberleşme adresi)

Şans örneğine dayanarak değişkenler arasındaki doğrusal ilişkiyi tahmin etmek amacıyla kullanılan Pearson'un korelasyon istatistiği

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\left\{ \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2 \right\}^{\frac{1}{2}}} \quad (2)$$

şeklinindedir. Yukarıdaki eşitlikten de anlaşılacağı gibi, eldeki örnek ve işlenmesi gereken veri hacmi çok büyük olmadığı durumlarda ilgili korelasyon katsayıları kolayca hesaplanabilir. Ancak bazı durumlarda, veri hacmi çok büyük olmakta, özellikle gerçek zamanlı uygulamalarda hesaplama maliyeti çok yüksek olmakta, bu yüzden sonuçların öngörülen zaman aralığında elde edilmesi mümkün olamamaktadır.

(2) deki korelasyon katsayısına ilişkin hesaplama sorunu ile daha önce üzerinde çalıştığımız fraktal görüntü sıkıştırma işlemlerinde ortaya çıkmış ve bu sorunu gidermek amacıyla hesaplama maliyeti daha düşük olan bir korelasyon ölçüsü arayışına girilmiştir. Bilindiği gibi, fraktal görüntü sıkıştırma işlemlerinde, verilen bir görüntü birbiriyle çakışmayan küçük parçalara bölünmekte, bu parçaların benzerleri, bir takım dönüşümlerden sonra yine aynı görüntü üzerinde aranmaktadır (Jacquin, 1990; Fisher, 1995). Genellikle $m \times m$ ($m=2, 4, 8, 32, 64$) boyutlarındaki kare blokların kullanıldığı bu işlemler sonunda görüntüyü oluşturan birbirleriyle çakışmayan "referans bloklarla" (*range bloklar*), bunların benzerlerini aramak için oluşturulan havuzdaki "test bloklar" (*domain bloklar*), piksel değerleri bazında çok büyük hacimli verileri oluştururlar. Örneğin, 512×512 bir görüntüde, işlenmesi gereken blok sayısı yaklaşık 3.200 iken, her blok için yapılması gereken işlem sayısı da yaklaşık 160.000 kadardır. Benzerlik arama işlemlerinde (2)'deki korelasyon katsayısı esas alındığında hesaplama maliyetinin kabul edilebilir sınırların dışına çıkacağı açıkça görülmektedir.

Fraktal görüntü sıkıştırma işlemlerinde birbirine benzeyen blokların bulunmasında izlenen en temel yaklaşım test blokların sınıflandırılması esasına dayanır. Eğer test bloklar belirli bir kritere göre sınıflandırılabilirse o zaman verilen bir referans bloğunun benzeri sadece bu sınıf içinde aranabilir. Bu taktirde problem, eldeki referans bloğunun piksel değerleri ile seçilen sınıf içindeki tüm test bloklarının her birindeki piksel değerleri arasındaki korelasyon katsayılarının hesaplanıp bunların maksimumunun bulunmasına indirgenmiş olur. Bu bağlamda, 2×2 boyutlarına indirgenmiş *kanonik* formlar olarak bilinen ve blokların piksel dizilişlerine dayanan çeşitli sınıflandırma şemaları geliştirilmiştir (Boss ve Jacobs, 1991; Jacobs, Boss ve Fisher, 1992; Fisher 1995). Başka bir uygulamada, genetik algoritmalar ile optimize edilen *fuzzy* sınıflandırıcı kullanılmıştır (Loe, Gu ve Phua, 1997). Kominek (1995), çok boyutlu veri uzayını indekslemek için *r-tree* üzerine kurulu bir sınıflandırma şeması geliştirmiş, Saupe (1995), aynı amaçla *kd-tree* kullanmıştır.

Bu çalışmada hesaplanması kolay bir istatistik ileri sürülmüş ve bunun bazı özellikleri üzerinde durulmuştur. Söz konusu istatistiğe dayanan bir sınıflandırma yöntemi geliştirilmiş ve bunun fraktal görüntü sıkıştırmasında uygulaması gösterilmiştir.

2 YENİ BİR KORELASYON İSTATİSTİĞİ

$(X_1, Y_1), (X_2, Y_2) \dots (X_n, Y_n)$, herhangi bir iki-değişkenli (*bivariate*) dağılımdan çekilen bir şans örneği olsun. Bu örnekteki i 'nci şans değişkeni çifti için ($i=1, 2, \dots, n$), bir şans değişkeni aşağıdaki gibi tanımlanabilir

$$I_i = \begin{cases} 1 & (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y}) \geq 0 \text{ veya } (X_i - \bar{X}) = (Y_i - \bar{Y}) = 0 \\ 0 & \text{aksi taktirde} \end{cases} \quad (3)$$

Burada, $\bar{X} = \sum_{i=1}^n X_i / n$ ve $\bar{Y} = \sum_{i=1}^n Y_i / n$ dir. Bu çalışmada,

$$Q_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n I_i \quad (4)$$

şeklindeki istatistik, korelasyonun bir ölçüsü olarak tanımlanmıştır. Buna göre, $\{(X_i, Y_i), (i=1,2 \dots n)\}$ şans örneğinde, bir değişken çiftine ilişkin değerlerin ortalamadan ayrılışlarının işaretleri aynı yada ikisinin de değeri sıfır ise, Q_n 'in hesaplanmasında +1; işaretler farklı ise 0 olarak işlem görmektedir. Böylece, örnekte her iki değişkene ilişkin ortalamadan ayrılışlar hep artan bir seyir izliyorsa $Q_n=1$, biri hep artarken diğeri hep azalıyorsa $Q_n=0$ olacaktır. Diğer taraftan, ortalamadan ayrılışlar birbirinden bağımsız seyrediyorsa bu durumda da Q_n 'in 0,5'e yakın bir değer alması beklenir. Sonuç olarak $0 \leq Q_n \leq 1$ dir. Bu özelliği bakımından Q_n, r ile örtüşmektedir.

Eğer X ve Y gibi iki değişken arasındaki ilişki tespit edilmek istenirse, en çok kullanılan istatistik r istatistiğidir. Fakat uygulamanın anlatıldığı bölümde de açıklanacağı gibi, iki görüntü bloğunun benzerliği test edilirken bloklar büyüdükçe işlemin karmaşıklığı da artmaktadır. En iyi sonuçların alınabilmesi için tüm referans blokları, mevcut tüm test blokları, olası tüm simetrikler de hesaba katılarak test edilmelidir. m adet referans ve n adet test bloğu olması durumunda; $8 \times m \times n$ adet test gereklidir. Örneğin; 512×512 ebatlarına sahip bir görüntüde test sayısı 514 milyon civarındadır.

Q_n istatistiği, fraktal görüntü sıkıştırma tekniğinde, en iyi benzerliğin önceden tahmin edilerek, asıl yapılması gereken test sayısını düşürmek için kullanılabilir. Benzer özellikte formlara sahip test blokları benzer listeler altında toplanarak, ilgisiz test bloklarıyla uğraşmadan, istenilen hedefe kolayca ulaşılabılır.

2.1 Q_n İstatistiğinin Özellikleri

(3) ve (4) deki tanımlardan da anlaşıldığı gibi, Q_n istatistiği yer ve ölçek (*location* ve *scale*) değişimlerinden bağımsızdır. Bir başka ifadeyle, değişkenler için

yapılacak doğrusal dönüşümler Q_n istatistiğini etkilemez. Diğer taraftan, Q_n kesikli bir dağılım gösterir. Büyüklüğü n olan bir örnekte nQ_n ifadesi sadece $\{n, (n-1), \dots, 2, 1, 0\}$ değerlerinden birini alacağından, söz konusu istatistiğin tanımlandığı kümenin eleman sayısı da $n+1$ olacaktır. Q_n 'in dağılımı örnek büyüklüğüne (n) ve örneğin çekildiği iki değişkenli ana dağılıma bağlıdır. Eğer şans örneği iki değişkenli normal dağılımdan geliyorsa o zaman Q_n , dağılımın parametresi olan ρ 'nun bir tahminleyicisi olarak kullanılabilir. Ayrıca, ana dağılıma ilişkin marjinal dağılımların her ikisi de simetrik iseler

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \{P(X_i \leq \bar{X})\} = \lim_{n \rightarrow \infty} \{P(Y_i \leq \bar{Y})\} \rightarrow 1/2 \quad (5)$$

olduğundan Q_n 'in asimptotik dağılımı ana dağılımdan bağımsızdır. Bununla beraber, Q_n 'in dağılımı, değişkenler arasındaki korelasyona bağlıdır.

(3)'deki ifadede aritmetik ortalamalar yerine medyan kullanıldığı takdirde, $\rho=0$ olduğuna ilişkin sıfır hipotezi altında Q_n , ortalaması 0 varyansı $\sigma^2(n)$ olan normal dağılım gösterir.

Q_n 'in küçük örneklerdeki dağılımını incelemek için Monté Carlo denemeleri yapılmıştır. Bu amaçla, Üniform, Normal ve Üstlü dağılımlardan, ortalaması μ , varyansı 1 olan ve aralarında korelasyon bulunmayan (U_i, V_i) , $i=1,2 \dots n$ şeklindeki değişken çiftleri türetilmiştir. Aralarında korelasyon katsayısı ρ olacak biçimde iki değişkenli dağılım gösteren değişken çiftleri aşağıdaki gibi elde edilmiştir:

$$\begin{aligned} X_i &= U_i \\ Y_i &= \rho U_i + (1 - \rho^2)^{1/2} V_i. \end{aligned} \quad (6)$$

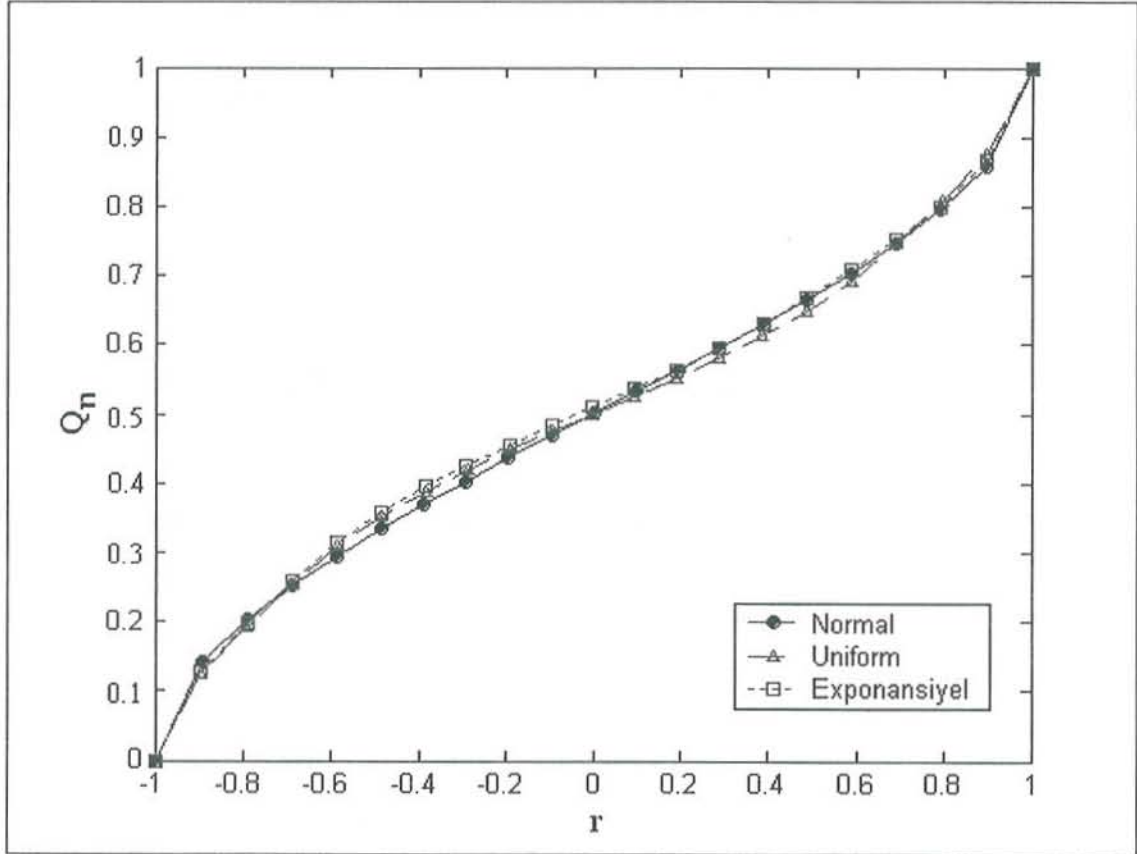
Burada $\text{Var}(X_i) = \text{Var}(Y_i) = 1$, $\text{Cov}(X_i, Y_i) = \rho$ dur.

Q_n ile r arasındaki ilişkiyi incelemek üzere Uniform(0, 3.464), Normal(0,1) ve bir parametrelili Üstlü(1) dağılımlardan (6)'daki gibi $n=16$ büyüklüğünde örnekler türetilmiştir. $\rho = -1,0$ (0,1) 1,0 değerlerinin her biri için 100.000 örnek türetilmiş ve bunlarla ilgili Q_n ve r istatistiklerinin ortalamaları hesaplanmıştır. Q_n ile r arasındaki ilişki Şekil 1'de gösterilmiştir.

Q_n 'in örnek dağılımı hakkında fikir edinmek amacıyla çeşitli örnek büyüklükleri seçilerek her bir dağılım için bu istatistiğin ortalama, varyans, çarpıklık (*skewness*) ve basıklık (*kurtosis*) katsayıları hesaplanmıştır. $n=15, 25, 50, 100, 500, 1000$ büyüklüğündeki örnekler için denemeler $10^6/n$ defa tekrarlanmış ve elde edilen istatistiklerin ortalamaları hesaplanmış ve sonuçlar Tablo 1, 2 ve 3 de verilmiştir. Bu tablolarda ayrıca Q_n ile r arasındaki korelasyon katsayıları verilmiştir. İki korelasyon ölçüsü arasındaki korelasyon katsayılarının, dağılımların üçünde de n ve ρ ile ters orantılı olarak değiştiği görülmektedir.

Tablo 1, 2 ve 3 deki ampirik sonuçlardan da görüldüğü gibi, $\rho=0$ hipotezi altında Normal ve Üniform gibi simetrik dağılımlar için Q_n 'in dağılımı, ortalaması 0,5 olan

normal dağılıma yaklaşmaktadır. Benzer özelliğin çok çarpık yapıdaki üstlü dağılımda da gözlenmesi ilginç bir sonuç olarak değerlendirilmiştir. Ampirik sonuçlar, örnek büyüklüğü n ve korelasyon katsayısının ρ 'nun Q_n 'in dağılımı üzerindeki etkileri konusunda genel olarak bir fikir vermektedir. Hemen hemen bütün durumlarda basıklık katsayısı 3'e yakın çıkmış, buna karşılık çarpıklık katsayısı n ve ρ 'ya bağlı olarak bir miktar varyasyon göstermiştir.



Şekil 1. $n=16$ ve $\rho = -1,0 (0,1) 1,0$ için türetilen örneklerden hesaplanan Q_n ile r istatistiklerine ilişkin ortalama değerler (Her nokta 100.000 örneğe dayanmaktadır).

Tablo 1. Q_n 'e ilişkin örnek momentleri (Uniform (0, 3,464) Dağılım)

N	Ortalama	Varyans	$\rho=0$		
			Çarpıklık	Basıklık	Korelasyon
15	-0,002	0,069	0,011	2,868	0,753
25	0,000	0,041	0,001	2,916	0,751
50	0,001	0,020	0,004	2,964	0,749
100	0,001	0,013	-0,013	2,982	0,746
500	0,000	0,002	-0,005	2,997	0,750
1000	0,000	0,001	0,005	3,003	0,750

N	Ortalama	Varyans	$\rho=0,8$		
			Çarpıklık	Basıklık	Korelasyon
15	0,617	0,042	-0,410	3,034	0,526
25	0,617	0,025	-0,342	3,093	0,523
50	0,622	0,012	-0,219	3,012	0,516
100	0,623	0,006	-0,147	3,034	0,503
500	0,625	0,001	-0,049	2,977	0,497
1000	0,624	0,001	-0,024	2,946	0,505

Tablo 2. Q_n 'e ilişkin örnek momentleri (Normal(0,1) Dağılım)

n	Ortalama	Varyans	$\rho=0$		
			Çarpıklık	Basıklık	Korelasyon
15	0,000	0,068	0,010	2,870	0,676
25	0,000	0,041	0,009	2,941	0,662
50	0,000	0,020	0,005	2,983	0,654
100	0,000	0,010	0,008	2,961	0,648
500	0,000	0,002	0,000	2,997	0,643
1000	0,000	0,001	-0,003	2,998	0,643

n	Ortalama	Varyans	$\rho=0,8$		
			Çarpıklık	Basıklık	Korelasyon
15	0,593	0,044	-0,389	3,052	0,525
25	0,591	0,026	-0,300	3,005	0,506
50	0,590	0,013	-0,254	3,079	0,492
100	0,590	0,007	-0,174	3,031	0,479
500	0,591	0,001	-0,021	2,981	0,488
1000	0,591	0,001	-0,077	3,012	0,471

Tablo 3. Q_n 'e ilişkin örnek momentleri (Üstlü(1) Dağılım)

n	Ortalama	Varyans	$\rho=0$		
			Çarpıklık	Basıklık	Korelasyon
15	0,020	0,068	0,034	2,787	0,734
25	0,025	0,039	-0,004	2,932	0,723
50	0,021	0,020	0,020	2,907	0,719
100	0,021	0,010	0,024	2,999	0,708
500	0,022	0,002	-0,022	3,048	0,709
1000	0,022	0,001	-0,023	3,037	0,710

n	Ortalama	Varyans	$\rho=0,8$		
			Çarpıklık	Basıklık	Korelasyon
15	0,604	0,044	-0,403	2,975	0,585
25	0,601	0,027	-0,353	3,140	0,585
50	0,605	0,013	-0,277	3,054	0,588
100	0,601	0,007	-0,191	3,024	0,592
500	0,602	0,001	-0,047	3,005	0,592
1000	0,603	0,001	-0,061	2,981	0,594

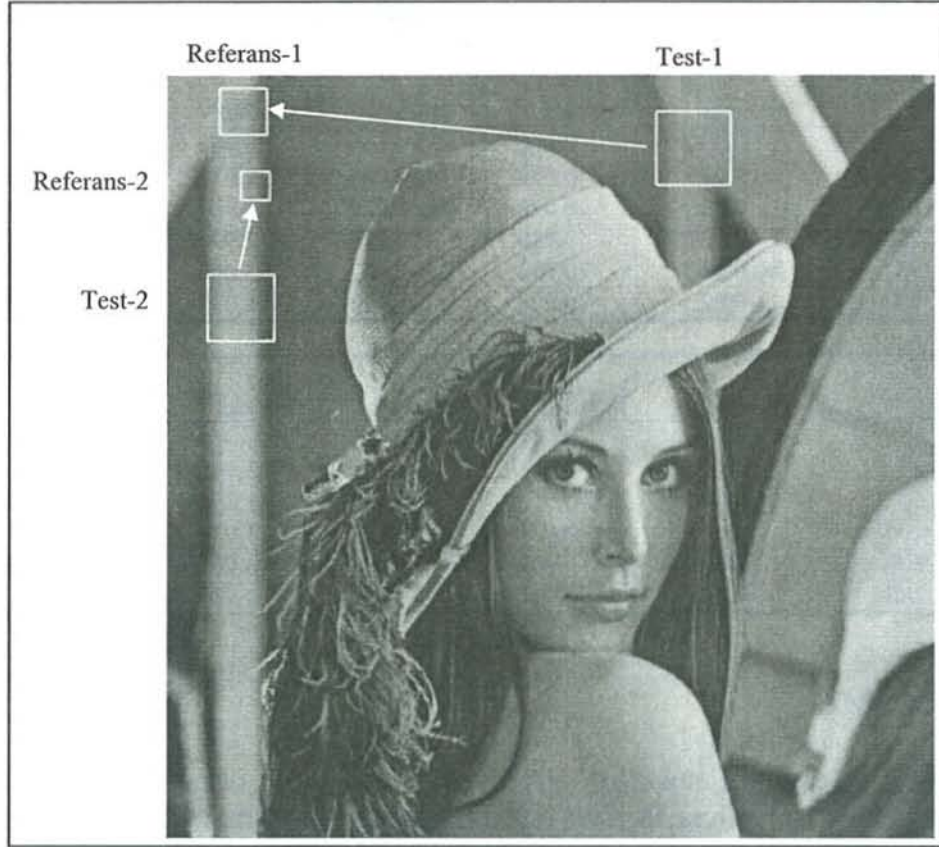
3 UYGULAMA

Doğal şekillerin noktalar, çizgiler ve düzlemler yardımıyla görüntülenmesi oldukça zor bir iştir. Oysa ilk defa 1980'li yıllarda Mandelbrot'un geliştirdiği fraktal geometri teknikleri ile dağ, bulut, bitki örtüsü gibi doğal şekillerin kolayca oluşturulması mümkün olmuştur. Fraktal geometri, temelde bir başlangıç resmine belli bir dönüşümün tekrar tekrar uygulanarak sonuçta sabitleşen bir resminin elde edilmesine dayanmaktadır. Bir başka ifadeyle doğal şekiller bir takım dönüşümleri temsil eden matrislerle oluşturulabilmektedir. Bu tür dönüşümler yardımıyla söz konusu objeler oluşturup birleştirilerek bir doğa manzarası elde edilebilmektedir (Barnsley, 1992).

Fraktal geometri uygulamalarından elde edilen olumlu sonuçlardan sonra aklı gelen ilk soru işlemin tersine işleyip işlemeyeceği olmuştur. Bu noktadan hareket eden matematikçiler, bir resmin içinden alınacak parçalarla o resmin bir benzerini bir takım dönüşümlerden sonra elde etmenin mümkün olabileceğini göstermişlerdir. Bu konudaki ilk çalışma Barnsley (1988) tarafından yapılmıştır. Jacquin (1992) eldeki resmi parçalara ayırıp her parça için ayrı bir dönüşüm bulup bunları birleştirerek orijinal resmin benzerini elde eden bir algoritma geliştirmiştir. Bu yöntemin en önemli uygulaması görüntü sıkıştırma konusunda olmuştur.

3.1 Fraktal Görüntü Sıkıştırma

Fraktal görüntü sıkıştırma tekniği, görüntü üzerinde oluşturulan referans blokları ile, yine aynı görüntü üzerinde referans bloklardan daha büyük olacak şekilde seçilen test bloklarının eşleştirilmesi esasına dayanır. Referans blokları birbirleriyle çakışmayacak şekilde düzenlendikleri halde test blokları için bu kural geçerli değildir. Referans ve test bloklara birkaç örnek Şekil 2'de gösterilmiştir.



Şekil 2. Lena görüntüsü üzerinde referans ve test blokların eşleştirilmesi

Genel olarak test blokların büyüklüğü referans blokların iki misli olarak seçilir. Ancak birbirine bitişik kare şeklindeki alanda 4 hücrenin ortalaması alınarak elde edilen küçültülmüş boyutlardaki bloklar referans blokları ile eşleştirilir. Bu bloklarda yer alan piksel değerleri arasında basit doğrusal ilişkinin olduğu varsayılırsa bunlar için

$$r_i = \alpha + \beta D_i + e_i \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (7)$$

şeklinde basit *regresyon* modeli yazılabilir. Burada r_i ve D_i sırasıyla referans ve test bloklara ilişkin piksel değerlerini, α ve β sırasıyla parlaklık ve kontrastla ilgili parametreleri e_i ise hata terimini göstermektedir. Bu modelin parametreleri en küçük kareler yöntemine göre tahmin edildikten sonra RMS(*Root Mean Square*) değeri aşağıdaki gibi hesaplanabilir:

$$RMS = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (r_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta} D_i)^2} \quad (8)$$

Burada $\hat{\alpha}$ ve $\hat{\beta}$ parametre tahminleridir. Buna göre eldeki bir referans blok, havuzdaki tüm test bloklarla eşleştirilerek bu çiftler için RMS değerleri hesaplanır. RMS değeri en küçük olan durumdaki test blok eldeki referans bloğa en çok benzeyen blok olarak

seçilir. Bu seçimde pozitif korelasyon esas alındığından, minimum RMS değerini veren eşleştirmeler yapılırken bu durumun dikkate alınması gerekir.

Resim üzerindeki bloklar her zaman birbirlerine tam olarak benzemezler. Aralarında kontrast ve parlaklık farkı ile piksel dizilişlerinde farklılıklar olabilir. Piksellerin diziliş farkı 8 simetri işlemi ile ifade edilebilir. Bunlar; bloklar resimden alındıkları hali ile benzeyebilirler veya 90°, 180° ve 270° çevrilmiş halleri ile benzeyebilirler, diğer dört diziliş ise ilk dört işlemin x -eksenine göre simetrik halleridir. Bloklar arasındaki kontrast ve parlaklık farkı ile 8 simetri işleminden hangisinin uygulanacağı kolayca bulunabilmektedir (Fisher, 1995).

256 gri seviyeli iki resim arasındaki kalite farkı ise aralarındaki RMS ölçümünün bir fonksiyonu olan PSNR (*Peak Signal to Noise Ratio*) ile ifade edilir :

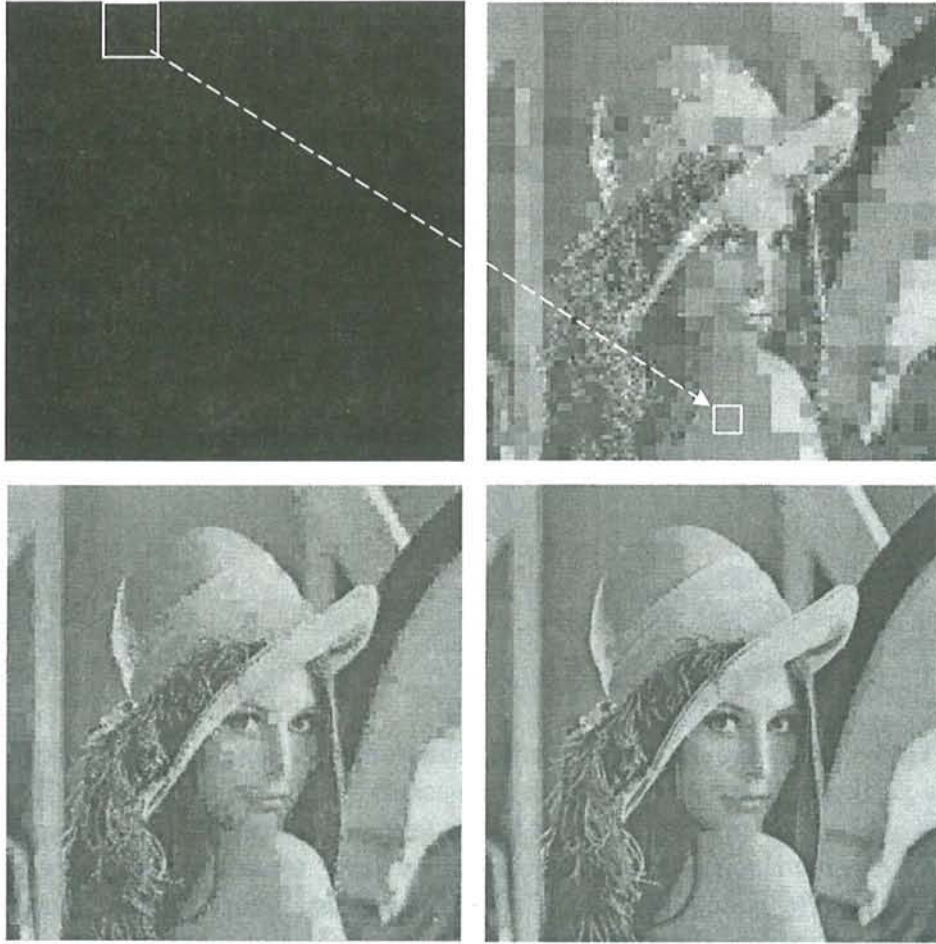
$$PSNR = 20 \log_2 \left(\frac{255}{RMS} \right) \quad (9)$$

3.2 Resmin Oluşturulması (*Decoding*)

Tüm referans bloklarının kodlanmış halleri resmin tamamını ifade eden bir dosya içerisine yazılırlar. Dosyadan geri açma aşamasında Şekil 3’de gösterildiği gibi siyah bir resimden başlanarak tüm dönüşümler tekrar tekrar uygulanarak sonuç resme ulaşılır. Belli bir tekrardan sonra işleme devam edilse dahi sonucun değişmediği gözlenir. Resmin oluşturulmasında çok fazla işlem karmaşası olmadığından sonuca birkaç tekrarla hızlı bir şekilde ulaşılır (Şekil 3).

Resmi kodlarken sabit boyutlu referans bloğu kullanmak sabit sıkıştırma oranı döndürmektedir. Bunun yerine, referans blokların boyutlarını 2^n olacak şekilde birkaç farklı boyutta seçip, büyük boyutlu referans bloklardan başlayarak eşleştirme yapmak daha etkin bir yaklaşım olarak benimsenmiştir. Eldeki referans bloğa uygun bir eş bulunamaması durumunda blok dörde bölünüp, küçük parçaların benzerlerinin aranması yoluna gidilir. Bu yaklaşım literatürde *quadtree* yöntemi olarak bilinir (Fisher, 1995). Bu teknikte çok basit bir şekilde, iyi bir sıkıştırma elde edilebilmektedir.

Fraktal görüntü sıkıştırma konusunda, arama işlemini hızlandırmak amacıyla farklı sınıflandırma teknikleri geliştirilmiştir. Bir görüntüden elde edilen referans ve test sayıları sırasıyla k ve l ise herhangi bir sınıflandırma yapmadan tüm eşleştirme yapma işlemlerinin karmaşıklığı $O(kl)$ dir. Hesaplama maliyetini düşürmek için hem *quadtree* hem de sınıflandırma stratejilerinin birlikte uygulanması gerekmektedir.



Şekil 3. Kodlanmış Lena görüntüsünün siyah bir resimden geri açılması adımları. Üstte başlangıç resmi (tümüyle siyah) ve birinci aşama, altta ise ikinci ve üçüncü tekrarlar görülmektedir (sıkıştırma oranı 20:1 ve PSNR 32,7).

3.3 Q_n İstatistiğinin Uygulanışı

Referans-test eşleştirme işleminden önce test bloklarını basitçe sıralamak için Q_n istatistiğinde kullanılan tekniğin bir benzeri sınıflandırma için kullanılabilir. Daha sonra sınıflandırılmış listeler içerisinde arama yapılır. Bunun için izlenen aşamalar şu şekildedir.

- a. 4×4 'dan büyük bloklar, komşu piksellerin ortalaması alınarak 4×4 boyutlarına indirgenir. İndirgenmiş bloktaki i 'nci piksel değeri için tanımlanan

$$J_i = \begin{cases} 1 & \text{eğer } (x_i \geq \bar{x}) \text{ ise} \\ 0 & \text{aksi durumda} \end{cases} \quad i = 1, 2, \dots, 16 \quad (10)$$

kullanılarak

$$k = \sum_{i=1}^{16} J_i \quad (11)$$

şeklinde bir değer bulunur. Tüm test bloklar için k değeri hesaplanarak, test bloklar bu değere göre sınıflandırılır. Bu duruma göre en çok 16 sınıf oluşturulabilir. test bloklar sınıf numaraları aracılığı ile, 16 elamanlı listede ilgili numaralı alt listeye eklenirler.

- b. Ele alınan bir referans blokla ilgili sınıf numarası da (11)'deki gibi bulunur.
- c. Referans bloğunun benzeri, test bloklarından oluşan havuzda, aynı sınıf numarasındaki bloklar içinde aranır. Eşleştirme işlemini hızlandırmak için Q_n istatistiği kullanılır. Bu amaçla, her iki bloğun J_i değerleri 16 bitlik tamsayı değişkenlerinde saklanırsa, bu değişkenler XOR'lanarak ve elde edilen sonuçtaki '1' olan bitler sayılarak, Q_n basitçe hesaplanabilir (Mano, 1993). Bu aşamada Q_n için belirlenen bir eşik değerine göre (bu çalışmada eşik $Q_n=0,75$ seçilmiştir) test bloklar ayıklanarak geri kalanlar arasında minimum RMS değerini veren referans-test çifti aranır.
- d. Listedeki tüm test bloklarla karşılaştırma tamamlandığında bulunan minimum RMS değeri önceden belirlenen eşik değerinden daha büyük çıkarsa, komşu bir alt sınıf, bir üst sınıf ($\Delta=1$), iki alt sınıf, iki üst sınıf ($\Delta=2$), üç alt sınıf, üç üst sınıflardaki ($\Delta=3$) test bloklarında benzerlik bulununcaya kadar arama işlemlerine devam edilir.
- e. Yukarıdaki son adımda da benzerlik bulunamamışsa o zaman eldeki referans blok dört eşit parçaya bölünerek arama işlemleri her bir alt blok için öz-yineli (*recursive*) olarak tekrarlanır.

$\Delta=3$ sınırı çeşitli görüntüler üzerinde yapılan denemelerden sonra kabul edilebilecek optimum değer olarak belirlenmiştir. Lena görüntüsü için sınıflara göre test bloklarının dağılımı Tablo 4'de verilmiştir (diğer görüntülerde de benzer bir dağılım vardır). Tablo 5, 6 ve 7'de Δ değerlerine göre eşleştirme dağılımları verilmiştir. Tablo 8, 9 ve 10'da ise Δ değerinin sıkıştırma oranı, PSNR ve toplam süre üzerine etkileri verilmiştir. Ayrıca aynı tablolarda *Brute-force* ve Saupe'un *kd-tree* sınıflandırma yöntemi ile elde edilen değerler ile karşılaştırmalar yapılmıştır (Değerler 1GB bellekli, Pentium IV 3Ghz makine ile alınmıştır).

Tablo 4. 512x512 Lena test görüntüsünde, farklı boyutlarda, sınıf listeleri altındaki test blokları sayılarının dağılımı.

Blok Boyutu	k															
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
4x4	1	17	63	294	624	1586	3007	4961	3114	1605	586	193	53	8	0	0
8x8	0	23	141	493	691	1469	2559	4393	2792	1646	765	544	83	24	2	0
16x16	8	48	200	790	766	1465	2219	3570	2218	1414	884	862	164	28	5	0
32x32	0	6	77	671	816	1535	2160	3130	1931	1274	724	306	125	14	0	0

Tablo 5. Lena görüntüsünde en iyi referans-test eşleştirmelerinin Δ değerlerine göre dağılımı

Blok Boyutu	$\Delta=0$	$\Delta=1$	$\Delta=2$	$\Delta=3$	Toplam
4x4	1.834 (%84,3)	213 (%9,8)	87 (%4,0)	42 (%1,9)	2.176
8x8	649 (%92,7)	43 (%6,1)	8 (%1,1)	0 (%0,0)	700
16x16	265 (%90,4)	22 (%7,5)	6 (%2,0)	0 (%0,0)	293
32x32	98 (%93,3)	7 (%6,7)	0 (%0,0)	0 (%0,0)	105

Tablo 6. Mandrill görüntüsünde en iyi referans-test eşleştirmelerinin Δ değerlerine göre dağılımı

Blok Boyutu	$\Delta=0$	$\Delta=1$	$\Delta=2$	$\Delta=3$	Toplam
4x4	4.867 (%40,0)	2.672 (%22,0)	2.537 (%20,9)	2.060 (%17,0)	12.136
8x8	508 (%90,4)	43 (%7,7)	7 (%1,2)	4 (%0,7)	562
16x16	96 (%91,4)	6 (%5,7)	0 (%0,0)	3 (%2,9)	105
32x32	5 (%100,0)	0 (%0,0)	0 (%0,0)	0 (%0,0)	5

Tablo 7. Goldhill görüntüsünde en iyi referans-test eşleştirmelerinin Δ değerlerine göre dağılımı

Blok Boyutu	$\Delta=0$	$\Delta=1$	$\Delta=2$	$\Delta=3$	Toplam
4x4	4.167 (%81,7)	510 (%10,0)	257 (%0,5)	166 (%3,3)	5.100
8x8	1.220 (%90,7)	103 (%7,7)	12 (%0,8)	10 (%0,7)	1.345
16x16	210 (%93,3)	11 (%4,9)	2 (%0,1)	2 (%2,9)	225
32x32	35 (%97,2)	1 (%2,8)	0 (%0,0)	0 (%0,0)	36

Tablo 8. Lena görüntüsünde.farklı Δ değerleri ile elde edilen sonuçlar.

Kullanılan Yöntem	Sıkıştırma Oranı	PSNR	Test Sayısı	Süre (sn)
Önerilen ($\Delta = 0$)	20,67 : 1	33,771	2.966.642	3,34
Önerilen ($\Delta \leq 1$)	22,08 : 1	33,523	4.817.309	5,47
Önerilen ($\Delta \leq 2$)	22,36 : 1	33,497	5.541.897	6,61
Önerilen ($\Delta \leq 3$)	22,54 : 1	33,454	6.271.008	7,56
Brute Force	22,72 : 1	33,743	65.508.848	34,53
Saupe kd-tree	22,11 : 1	33,749	216,400	1,39

Tablo 9. Mandrill görüntüsünde.farklı Δ değerleri ile elde edilen sonuçlar

Kullanılan Yöntem	Sıkıştırma Oranı	PSNR	Test Sayısı	Süre (sn)
Önerilen ($\Delta = 0$)	5,68 : 1	26,747	3.781.774	8,53
Önerilen ($\Delta \leq 1$)	5,75 : 1	27,382	13.253.637	21,50
Önerilen ($\Delta \leq 2$)	5,76 : 1	27,483	15.501.771	28,00
Önerilen ($\Delta \leq 3$)	5,77 : 1	27,513	18.132.796	32,44
Brute Force	5,79 : 1	27,663	268.937.796	105,41
Saupe kd-tree	5,76 : 1	27,527	850,600	5,84

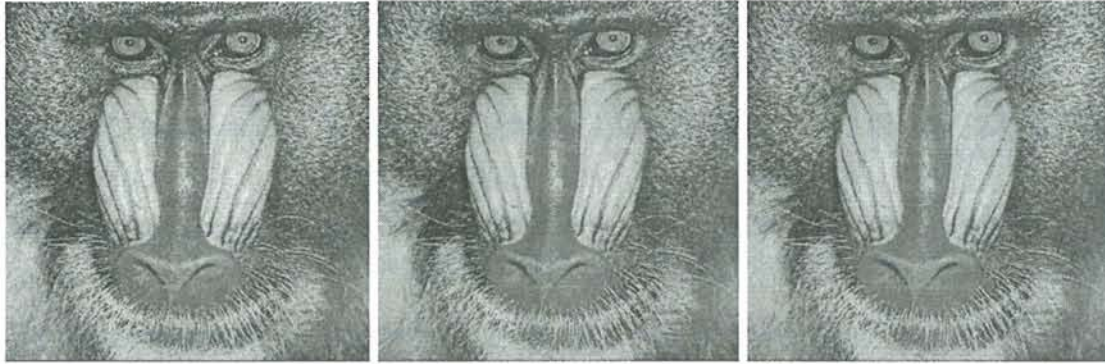
Tablo 10. Goldhill görüntüsünde farklı Δ değerleri ile elde edilen sonuçlar

Kullanılan Yöntem	Sıkıştırma Oranı	PSNR	Test Sayısı	Süre (sn)
Önerilen ($\Delta = 0$)	10,30 : 1	32,154	4.521.444	5,61
Önerilen ($\Delta \leq 1$)	10,82 : 1	32,179	8.412.712	9,86
Önerilen ($\Delta \leq 2$)	10,89 : 1	32,182	9.819.364	12,00
Önerilen ($\Delta \leq 3$)	10,95 : 1	32,169	11.315.240	13,80
Brute Force	11,06 : 1	32,489	137.880.412	61,48
Saupe kd-tree	10,71 : 1	32,484	452.600	3,13

Tablolarda üç farklı görüntü için elde edilen sonuçlardan da anlaşılacağı üzere sınıflandırma şeması ve Q_n istatistiği test edilen blok çiftlerinin sayısını 70 kata kadar azaltmış, bu da “brute-force” karşısında zaman olarak 12 kata kadar hız sağlamıştır. Ayrıca $\Delta \leq 1$ iken tatmin edici sonuçlara ulaşıldığı görülmektedir (Şekil 4).



Şekil 4. Solda orijinal Lena, ortada $\Delta \leq 1$ için ve sağda $\Delta \leq 3$ için elde edilen görüntüler



Şekil 5. Solda orijinal Mandrill, ortada $\Delta \leq 1$ için ve sağda $\Delta \leq 3$ için elde edilen görüntüler



Şekil 6. Solda orijinal Goldhill, ortada $\Delta \leq 1$ için ve sağda $\Delta \leq 3$ için elde edilen görüntüler

KAYNAKLAR

- BARNESLEY, M. (1992), *Fractals Everywhere*, Academic Press, San Diego, CA, USA.
- BOSS, R.D. and JACOBS, E.W. (1991), *Studies of iterated transform image compression, and its application to color and DTED.*, Technical report 1468, Naval Ocean Systems Center, San Diego, CA.
- FISHER, Y. (1995), *Fractal image compression, Theory and application.*, Springer-Verlag.
- JACOBS, E.W., BOSS, R.D. and FISHER, Y. (1992), *Image compression: A study of the iterated transform method*, *Signal Processing*, 29:251-263.
- JACQUIN, A. (1990), *A novel Fractal block coding technique for digital images*, *IEEE ICASP Proc.*, 4:2225-2228.
- KOMINEK, J. (1995), *Advances in Fractal Compression for Multimedia Applications*, To appear in *Multimedia System Journal*.
- MANDELBROT, B. (1983), *The Fractal Geometry of Nature*, *W.H.Freeman & Co., Second Edition*.
- LOE, K.F., GU, W.G. and PHUA, K.H. (1997), *Speed-up fractal image compression with a fuzzy classifier*, *Signal Processing: Image Communication* 10: 303-311.
- MANO, M.M. (1993), *Computer System Architecture*, Prentice Hall International Inc., pp 6-7.
- SAUPE, D. (1995), *Accelerating fractal image compression by multi-dimensional nearest neighbor search*. In J. A. Storer and M. Cohn, editors, *Proceedings DCC'95 (IEEE Data Compression Conference)*, pages 222-231, Snowbird, UT, USA, March 1995.
- SOLOMON, D. (2000), *Data compression. The complete reference*. Springer-Verlag Inc. 240-242

A SIMPLE ESTIMATOR OF CORRELATION AND ITS APPLICATION ON FRACTAL IMAGE COMPRESSION

ABSTRACT

Fractal image compression which is based on finding similar image blocks, in an efficient method for compression of similar pieces. Fractal image compression method generally obtains more realistic results than the other methods on high compression rates. However, searching similar pieces requires tedious computations. In order to reduce the computational coast domain blocks are classified and search for finding the similar pairs are performed within those classes. In this study, it is shown that similar pairs can be obtained by proposed classification method.

Key Words: *Correlation coefficient, Fractal image compression, Similarity measures.*

DUYURU PANOSU *

2005 İSTATİSTİK GÜNLERİ

Tarih : 7 Kasım – 9 Kasım 2005
Yer : Radenci, Slovenya
İletişim : Andreja Hocevar
e-mail: andreja.hocevar@gov.si
Website : http://www.stat.si/eng/stat_radenci.asp

İSTATİSTİKİ GİZLİLİK ÜZERİNE UNECE/EUROSTAT ORTAK ÇALIŞMA DÖNEMİ

Tarih : 9 Kasım – 11 Kasım 2005
Yer : Cenevre, İsviçre
İletişim : Juraj Riecan
e-mail: juraj.riecan@unece.org
Website
<http://www.unece.org/stats/documents/2005.11.confidentiality.html>

2005 SPSS KULLANICILARI TOPLANTISI

Tarih : 11 Kasım 2005
Yer : İngiltere
İletişim :
e-mail: peter.watson@mrc-cbu.cam.ac.uk
Website : <http://www.spssusers.co.uk/Events/2005>

ULUSLARARASI İŞ ARAŞTIRMALARI KONFERANSI ATİNA 2005

Tarih : 11 Kasım – 13 Kasım 2005
Yer : Yunanistan
İletişim : Aryan Hellas Limited, Athens, Greece
Website : www.aryanhellas.com

ULUSLARARASI DÜZELTME VE ATAMA SEMİNERİ

Tarih : 28 Kasım – 2 Aralık 2005
Yer : Rio de Janeiro, Brezilya
İletişim : Mrs. Sonia Albieri (salbieri@ibge.gov.br) veya
Mrs. Denise Britz do Nascimento Silva (denisesilva@ibge.gov.br)
e-mail: abe@ime.usp.br
Website: <http://www.ibge.gov.br/sici/>

'BİLGİ EKONOMİSİ-ÖLÇMEDE DEĞİŞİM' EUROSTAT KONFERANSI

Tarih : 8 Aralık – 9 Aralık 2005
Yer : Lüksemburg
İletişim : Sheena Blair
e-mail: sheena.blair@cec.eu.int
Website:
<http://forum.europa.eu.int/Public/irc/dsis/knowledgeconomy/library>

5. IASC ASYA KONFERANSI 'İSTATİSTİKİ BİLGİSAYARLI HESAPLAMA'

Tarih : 15 Aralık – 17 Aralık 2005
Yer : Hong Kong
İletişim : Wing K. Fung
e-mail: iascAsian05@hku.hk
Website: <http://www.hku.hk/statistics/iascAsian05>

8.İSLAM ÜLKELERİ İSTATİSTİK BİLİMLERİ KONFERANSI (ICCS-VIII)

Tarih : 19Aralık – 22 Aralık 2005
Yer : Pakistan
İletişim : Prof. Akhlaq Ahmad
e-mail: drmunir@brain.net.pk
Website: http://www.geocities.com/isos_pk

ULUSLARARASI TELEFONLA ARAŞTIRMA METODOLOJİSİ KONFERANSI

Tarih : 12 Ocak-15 Ocak 2006
Yer : Miami,Florida
İletişim :
Website: <http://www.amstat.org/meetings/tsmii/2006/>

5. HAVAİİ MATEMATİK VE İSTATİSTİK ULUSLARARASI KONFERANSI

Tarih : 16 Ocak-18 Ocak 2006
Yer : Honolulu,Hawaii
İletişim : Derek Leong
e-mail : statistics@hicstatistics.org.
Website : <http://www.hicstatistics.org>

ALMAN SINIFLANDIRMA DERNEĞİ'NİN 30. YILLIK KONFERANSI

Tarih : 8 Mart-10 Mart 2006
Yer : Berlin, Almanya
İletişim : Website : <http://www.gfkl.de/gfkl2006/>
<http://www.wiwiss.fu-berlin.de/lenz/gfkl2006/>

FRANKFURT STOKASTİK GÜNLERİ

Tarih : 14 Mart-17 Mart 2006
Yer : Frankfurt, Almanya
İletişim : Anton Wokalbinger
e-mail : wokalbinger@math.uni-frankfurt.de
Website : http://stoch2006.math.uni-frankfurt.de/index_en.html

OLE E. BARNDORFF-NIELSEN'İN 71. YAŞI ONURUNA BİLİMDE STOKASTİK KONFERANSI

Tarih : 20 Mart-24 Mart 2006
Yer : Guanajuato, Meksika
İletişim :
e-mail: pabreu@cimat.mx
Website: www.cimat.mx/Eventos/oebn-conference

Q2006 KONFERANSI

Tarih : 24 Nisan-26 Nisan 2006
Yer : Wales, U.K.
İletişim : IASS
Website : www.statistics.gov.uk/events/q2006

15.İSTATİSTİK ARAŞTIRMA SEMPOZYUMU 2006(İAS 2006)- 'Veri Kalitesi ve Güvenilirliği'

Tarih : 11 Mayıs- 12 Mayıs 2006
Yer : Devlet İstatistik Enstitüsü, Ankara/Türkiye
İletişim : Gönül Erdem
e-mail: sempozyum@die.gov.tr
www.die.gov.tr/ias_06/ias06.htm

İSTATİSTİK UYGULAMALARI KONFERANSI

Tarih : 17 Mayıs- 19 Mayıs 2006
Yer : İreland Cork, İrlanda
İletişim : Kingshuk Roy Choudhury

e-mail: kingshuk@stat.ucc.ie

21. İSKANDİNAV ÜLKELERİ MATEMATİKSEL İSTATİSTİK KONFERANSI (NORDSTAT 2006)

Tarih : 11 Haziran-15 Haziran 2006
Yer : Skorping, Danimarka
İletişim :

Website : <http://www.dsts.dk/nordstat2006/index.html>

TIES 2006:ULUSLARARASI ÇEVRE DERNEĞİNİN YILLIK KONFERANSI

Tarih : 18 Haziran-22 Haziran 2006
Yer : Kalmar, İsveç
İletişim : Claudia Libiseller

e-mail : <mailto:ties2006@mai.liu.se>

Website : <http://www.mai.liu.se/ties2006/>

ICOTS-7: İSTATİSTİK EĞİTİMİ İŞBİRLİĞİ

Tarih : 2 Temmuz-7 Temmuz 2006
Yer : Bahia, Brazil
İletişim : Carmen Batanero

e-mail : batanero@ugr.es

Website : <http://www.maths.otago.ac.nz/icots7> ,

: <http://augusta.otago.ac.nz/icots7/icots7.php>

ASC/NZSA 2006

Tarih : 2 Temmuz-7 Temmuz 2006
Yer : Auckland, Yeni Zelanda
İletişim : e-mail : statsnz2006@tourhosts.com.au

Website : www.statsnz2006.com

**ZAMANA BAĞIMLI DEĞİŞKENLİK GÖSTEREN VERİLERE İLİŞKİN
ARAŞTIRMALAR METODOLOJİSİ (MOLS 2006)**

Tarih : 12 Temmuz-14 Temmuz 2006
Yer : İngiltere
İletişim :
e-mail : MOLS2006@essex.ac.uk
Website : <http://www.iser.essex.ac.uk/ulsc/mols2006>

23. ULUSLARARASI BİYOMETRİK KONFERANSI

Tarih : 16 Temmuz-21 Temmuz 2006
Yer : Montreal,Quebec,Kanada
İletişim :
Website : <http://www.ibr2006.org>

PRAG STOKASTİK 2006

Tarih : 21 Ağustos-25 Ağustos 2006
Yer : Prag, Çek Cumhuriyeti
İletişim :
e-mail : praskova@karlin.mff.cuni.cz
Website: <http://www.utia.cas.cz/pragstoch06>

VERİ VE BİLGİ GÖRÜNTÜLEME ÇALIŞTAYI

Tarih : 23 Ağustos-25 Ağustos 2006
Yer : Berlin, Almanya
İletişim :
Website:
http://appel.rz.huberlin.de/Zope/ise_stat/wbiwi/ise/stat/forschung/veranstaltungen/div2006

**ISCB27 GENEVA 2006: ULUSLARARASI KLİNİK BİYOİSTATİSTİK
DERNEĞİ 27.TOPLANTISI**

Tarih : 27 Ağustos-31 Ağustos 2006
Yer : Cenevre, İsviçre
İletişim : David W. Warne
Lutz Edler
e-mail : david_w_warne@bluewin.ch
: edler@dkfz-heidelberg.de
Website : www.iscb2006.info

STOKASTİK MODELLERDE DENGEME PROBLEMLERİNİN 26. SEMİNER

Tarih : 27 Ağustos-2 Eylül 2006
Yer : Romanya
İletişim : Sandor Baran
e-mail: stabil@inf.unideb.hu
Website : www.inf.unideb.hu/~stabil

IAOS 2006 KONFERANSI

Tarih : 6 Eylül -8 Eylül 2006
Yer : Ottawa, Kanada
İletişim :
Website : www.stats.govt.nz/iaos

KRALİYET İSTATİSTİK DERNEĞİNİN 2006 ULUSLARARASI KONFERANSI

Tarih : 10 Eylül -14 Eylül 2006
Yer : Belfast, İngiltere
İletişim : Paul Gentry
e-mail: conference@rss.org.uk
Website : www.rss.org.uk/rss2006

*Kaynak: International Statistical Institute (ISI) Web sitesi
<http://www.cbs.nl/isi/calendar.htm#TOP>

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 türkçe ve ingilizce başlıkları metne uygun olmalıdır. Araştırmanın başlıkları büyük harflerle yazılmalı ve 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 ayrıçlarla yapılmalıdır. Ayrıç içindeki sıra şöyledir: Yazar(lar)'ın soyadı ve kaynağın yılı. Örneğin; ...kanıtlanmıştır (Rao, 1974)., ...(Grossman ve Weiss, 1983)., ...(Baumal, 1952; Tobin, 1956)., ... (Winebrake vd, 1995)., ...Rao (1974) kanıtlamıştır. vb. şeklinde gösterilmelidir.
- Çalışmada gönderme yapılan bütün kaynaklar, kaynaklar listesinde belirtilmeli; çalışmada yararlanılmayan kaynaklar, kaynaklar listesinde yer almamalıdır. Kaynaklar araştırma metninin sonunda yazarının soyadına göre alfabetik sırada ve 11 puntoda

kaynaklar arasında bir satır boşluk bırakılarak yazılmalıdır. Bunların yazım şekli aşağıda gösterildiği gibi standart formda olmalıdır:

Örnekler:

Kitap

BRUBAKER, S. (1967), *Trends in the World Aluminium Industry*, Baltimore, Maryland: John Hopkins Press.

Araştırma

RAO, J.N.K. (1994), *Estimating Totals and Distribution Function Using Auxiliary Information at the Estimation Stage*, Journal of Official Statistic, 10, 153 – 165.

Derleme

ARTHUR, W.B. (1988), *Competing Technologies: An Overview*, G.Dosi, C. Freeman, R. Nelson, G. Silverberg ve L. Soete (der.), Technical Change and Economic Theory içinde Londra:Pinter, 590-607.

Internet

SUTCLIFFE, M.J., Wo, Z.G. and OSWALD, R.E. (1996). *Three-dimensional models of non-NMDAglutamaterceptors*, Erişim: [http://neon.chem.le.ac.uk/cornell/Sutcliffe_BJ/Sutcliffe_BJ.html].Erişim Tarihi: 22.12.1996

- Araştırmanın İngilizce dilde özeti araştırmanın sonunda verilmelidir. Araştırmanın İngilizce adı üstten 2 satır boşluk bırakılarak ortalı, her sözcüğün ilk harfi büyük, 14 punto harf büyüklüğünde, Abstract büyük harflerle ortalı, 12 punto harf büyüklüğünde koyu olarak yazılmalıdır. İngilizce özet soldan 5,5 cm ve sağdan 4,5 cm boşluk bırakılarak 200 kelimeyi geçmeyecek şekilde 11 punto harf büyüklüğünde italik olarak araştırmanın İngilizce adından sonra 3 satır boşluk bırakılarak yazılmalıdır.
- Anahtar kelimeler (Key words) her iki özeti bir satır altına, anahtar kelimeler ve key words koyu italik olarak yazılmalıdır.

9. Matematik simge ve formüllerin yazımında aşağıdaki hususlara dikkat edilir:

- Simgelerin ayırt edilmesi önemlidir. Özellikle büyük ve küçük harfler, düz ve koyu harfler, Klasik Yunan ve Latin harfleri, alt ve üst indisler, sıfır (0) rakamı ve O harfi, Bir (1) rakamı ve l (l) harfi ayırt edilebilmelidir. Çoklu indislerden sakınılmalıdır.
- Denklemler word, standart (default) ölçülerde 1 tab (1,27 cm) içerden ve numara vermek gerekliyse bölüm numarasını içermeksizin en sağına parantez içinde yazılmalıdır. Uzun formüller metin içinde yer almamalıdır.
- Kesirler, metin içinde (/) işareti ile gösterilmelidir.
- Karmaşık ifadeler içeren denklemler olabildiğince kısaltma simgeleri kullanılarak yazılmalıdır.
- İç içe çoklu ayraçlar aynı formülde yer aldığı anda, sıra düzeni örneğin $\{[(0)]\}$ biçiminde olmalıdır.

10. Araştırmanın Türkçe yazım kurallarına uygun olması yazarın sorumluluğu altındadır.

Otoregresif Modellerin Bayes Analizinin Hava Kirliliği Verilerine Uygulaması

Construct Multivariate Quality Control Curve by the Approach of Andrew's Function Plot Technique and an Application

M. Ali CENGİZ
Erol EĞRİOĞLU..... 1

Meta-Analizi ve Bir Uygulama

Meta-Analysis and an Application

Durdu SERTKAYA
Aydan EROĞLU 13

Konjoint Model Uygunluğu Üzerinde Değişken Etkilerinin Sınıflama Regresyon Ağaçları Analizi ile İncelenmesi

Examining the Effects of the Variables on Conjoint Model Fitness With C&Rt (Classification&Regression Trees) Analysis

Sinan SARAÇLI
İsmet DOĞAN..... 27

Çoklu Doğrusal Bağlantı Durumunda Ridge Regresyon ve Temel Bileşenler Regresyon Yöntemlerinin Benzetim Çalışması ile Karşılaştırılması

The Comparison of Ridge Regression and Principal Components Regression Methods in the Problem of Multicollinearity by Simulation

Neslihan ORTABAŞ
Serdar KURT..... 35

Türkiye İçin İhracat Beklenti Endeksi Oluşturulması

Building Up an Export Expectation Index for Turkey

Aslıhan ATABEK
Saygın ŞAHİNÖZ
Evren ERDOĞAN COŞAR..... 43

Yapay Sinir Ağları ile Lojistik Regresyon Analizi'nin Karşılaştırılması

Comparison of Artificial Neural Networks and Logistic Regression Analysis

İmran KURT
Mevlüt TÜRE..... 57

Basit Doğrusal Otoregresif Modeller Sisteminde Parametre Tahmini ve Hipotez Testi: Simetrik İnovasyonlar

Estimation of Parameters and Hypothesis Testing in the System of Simple Autoregressive Models: Symmetric Innovations

Özlem TÜRKER
Ayşen D. AKKAYA..... 75

Basit Bir Korelasyon Tahminleyicisi ve Bunun Fraktal Görüntü Sıkıştırma Kullanımı

A Simple Estimator of Correlation and Its Application on Fractal Image Compression

Cengiz GÜNGÖR
Aydın ÖZTÜRK..... 93