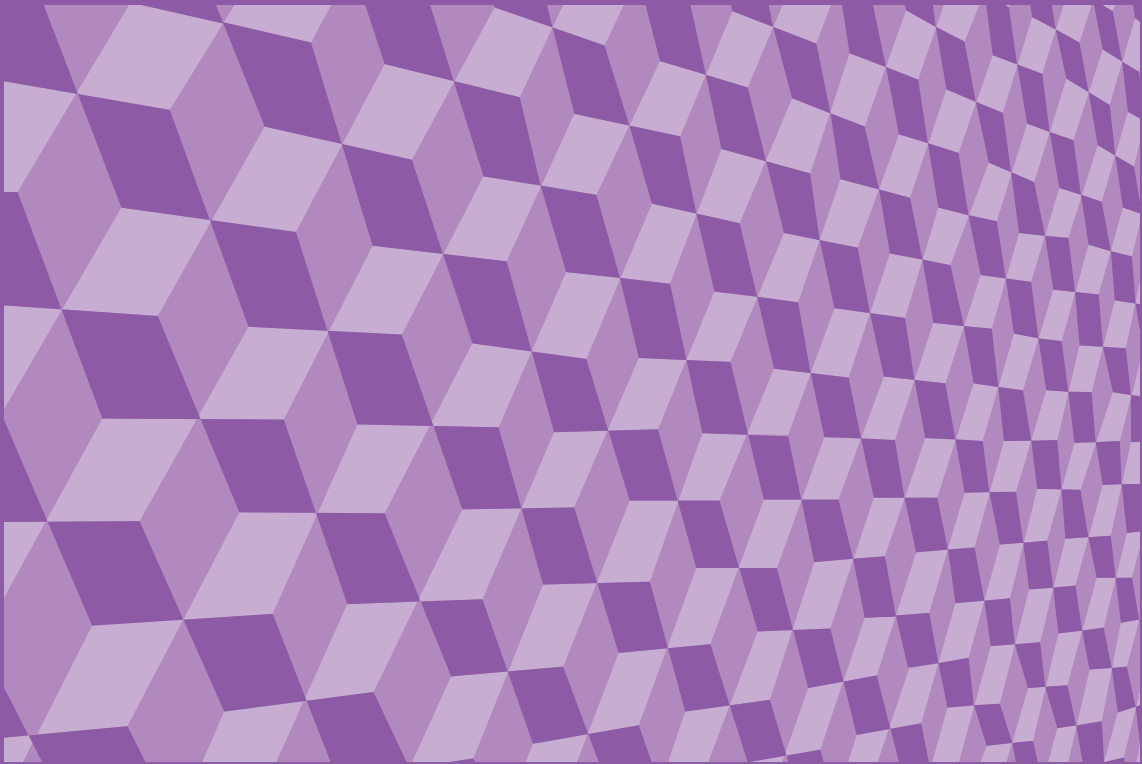




İSTATİSTİK ARAŞTIRMA DERGİSİ Journal of Statistical Research

Cilt-Volume: 08 Sayı-Number: 01
Temmuz-July 2011

ISSN 1303-6319



TÜRKİYE İSTATİSTİK KURUMU
Turkish Statistical Institute



İSTATİSTİK ARAŞTIRMA DERGİSİ Journal of Statistical Research

Cilt-Volume: 08 Sayı-Number: 01
Temmuz-July 2011

TÜRKİYE İSTATİSTİK KURUMU
Turkish Statistical Institute

Yayın istekleri için For publication order

Döner Sermaye İşletmesi Revolving Fund Management

Tel: + (312) 425 34 23 - 410 05 96 - 410 02 85

Faks-Fax: + (312) 417 58 86

Yayın içeriğine yönelik sorularınız için For questions about contents of the publication

Dergi Editörlüğü Journal Editorship

Tel: + (312) 410 03 67 - 284 45 00/171

Faks-Fax: + (312) 425 34 05

İnternet Internet
http://www.tuik.gov.tr http://www.turkstat.gov.tr

E-posta E-mail
dergi@tuik.gov.tr journal@tuik.gov.tr

Yayın No Publication Number
3610

ISSN
1303-6319

Türkiye İstatistik Kurumu Turkish Statistical Institute

Yücetepe Mah. Necatibey Cad. No: 114 06100 Çankaya-ANKARA / TÜRKİYE

Bu yayının 5846 Sayılı Fikir ve Sanat Eserleri Kanununa göre her hakkı Türkiye İstatistik Kurumu Başkanlığına aittir. Gerçek veya tüzel kişiler tarafından izinsiz çoğaltılamaz ve dağıtılamaz.

Turkish Statistical Institute reserves all the rights of this publication. Unauthorised duplication and distribution of this publication is prohibited under Law No: 5846.

Türkiye İstatistik Kurumu Matbaası, Ankara Turkish Statistical Institute, Printing Division, Ankara

Tel: 0312 410 01 64 * Faks-Fax: 0312 418 50 82

Ağustos 2011 August 2011

MTB: 2011-635 - 500 Adet-Copies

Editör'den

Değerli okuyucular,

İstatistik Araştırma Dergisi'nin sekizinci cildi birinci sayısını tamamlamış olmanın mutluluğunu yaşamaktayız. Dergimizde yer alan makalelerin nitelik ve nicelik olarak arttığı görülmektedir. Bu sayı ile birlikte dergimizdeki çalışmaların bundan böyle daha geniş kitlelere ulaşması hedeflenmektedir.

Dergimize olan talebin artan bir eğilim sürecinde olması nedeniyle, hatırlayacağımız gibi, gerek hakemlik sürecindeki çok gecikmeler ve gerekse de diğer nedenlerle 2007 yılı sayısında başlatılan yılda bir sayı yayımlanması uygulamasına son verilerek, 2010 yılından itibaren yılda iki sayı yayımlanma geleneğine dönmüştür. Akademisyen, araştırmacı ve okuyucuların artan ilgisine paralel olarak bizlerin çabası, azmi ve kararlılığı da artacak olup, dergimiz daha üst seviyelere taşınacaktır.

Dergimizin ulusal ve uluslararası endekslerde taranması çalışmaları da devam etmektedir. Bu konuya ilişkin olarak alınacak sonuçlar sizlerle paylaşılacaktır.

Bu sayımızda, kavramsal, kuramsal ve uygulamalı çalışmalar olmak üzere toplam altı adet çalışmayı siz değerli okuyucularımızla paylaşmanın gururunu taşıyoruz. Bu değerli çalışmaları, bizlerle ve siz değerli okuyucularımız ile paylaşan sayın yazarlara teşekkürü bir borç biliriz. Çalışmaların daha nitelikli hale gelmesinde çok değerli öneri, eleştiri ve katkılarını esirgemeyen sayın hakemlere de şükranlarımızı sunuyoruz.

Dergi'nin basım aşamasına gelmesinde emeğini ve desteklerini esirgemeyen TÜİK Başkan Vekili Sayın A. Ömer TOPRAK'a, derginin her aşamasında emeği geçen Editör Yardımcısı Sayın Yrd. Doç. Dr. Özlem İLK'e, dergi çalışmalarını içtenlikle ve azimle yürüten Dergi Sekreteryası'na ve son olarak da emeği geçen diğer tüm TÜİK çalışanlarına teşekkürlerimi iletmem isterim.

Bu sayımızın da akademisyenler ile araştırmacılara faydalı olması temennisi ve gelecek sayılarda hedeflenenler ölçüsünde tekrar buluşmak dileği ile saygılar sunarım.

Prof. Dr. Fetih YILDIRIM
Dergi Editörü

Sahibi Owner

Türkiye İstatistik Kurumu Adına On Behalf of Turkish Statistical Institute
A. Ömer TOPRAK A. Ömer TOPRAK
Türkiye İstatistik Kurumu Başkan Vekili Acting President, Turkish Statistical Institute

Editör Editor

Prof. Dr. Fetih YILDIRIM Prof. Dr. Fetih YILDIRIM

Editör Yardımcısı Assistant Editor

Yrd. Doç. Dr. Özlem İLK Assoc. Prof. Özlem İLK

Sekreteryaya Secretariat

Buket AKGÜN
Mehmet Arif ŞAHİNLİ
Z. Nur EMRE

İÇİNDEKİLER **CONTENTS**

Sayfa
Page

ÖNSÖZ **III** **FOREWORD**

İÇİNDEKİLER **VII** **CONTENTS**

AMAÇ VE KAPSAM **IX** **AIM AND SCOPE**

HAKEM LİSTESİ **XI** **REFEREE LIST**

Farklı Eşleştirilmiş Durum-Kontrol Düzenleri İle Koşullu Lojistik Regresyon Modellerinin Karşılaştırılması: Avrupa Birliği Örneği **1** **Comparison of Different Matched Case-Control Designs with Conditional Logistic Regression Models: European Union Example**

Yüksel Akay UNVAN
Gamze ÖZEL

Yüksel Akay UNVAN
Gamze ÖZEL

Türkiye İklim Bölgelerinin Hiyerarşik Kümeleme Yöntemi İle Belirlenmesi **13** **Identifying Climate Zones of Turkey by Hierarchical Clustering Method**

Elçin KARTAL
Cem İYİGÜN
Fidan M. FAHİMİ
Ceylan YOZGATLIGİL
Vilda PURUTÇUOĞLU
İnci BATMAZ
Gülser KÖKSAL
Murat TÜRKEŞ

Elçin KARTAL
Cem İYİGÜN
Fidan M. FAHİMİ
Ceylan YOZGATLIGİL
Vilda PURUTÇUOĞLU
İnci BATMAZ
Gülser KÖKSAL
Murat TÜRKEŞ

Uyarlanabilir Küme Örneklemesinde Ön Örneklem Hacmine Göre Etkinlik **26** **Efficiency in Adaptive Cluster Sampling According to Initial Sample Volume**

Olcay BOZKURT
Şanslı ŞENOL

Olcay BOZKURT
Şanslı ŞENOL

Türkiye ve Hong Kong-Çin'deki Öğrencilerin Matematik Öğrenme Stratejileri Modelinin Karşılaştırılması: Çoklu Grup Yapısal Eşitlik Modelleri Yaklaşımı

*Fatma NOYAN
Gülhayat GÖLBAŞI ŞİMŞEK*

33 Comparison of Mathematics Learning Strategies Models Across Turkey and Hong Kong-China: Multi-Group Structural Equation Modeling Approach

*Fatma NOYAN
Gülhayat GÖLBAŞI ŞİMŞEK*

Cox Oransal Hazard Regresyon Modeli ve Trafik Verilerine Uygulanması

*Filiz KARDİYEN
Gökhan KAYGISIZ*

43 Cox Proportional Hazard Regression Model and An Application on Traffic Data

*Filiz KARDİYEN
Gökhan KAYGISIZ*

Tanı Testlerinin Performanslarının Kullback-Leibler Uzaklığı Yaklaşımı İle Değerlendirilmesi ve Pulmoner Hipertansiyon Verileri İle Bir Uygulama

*Umut ARSLAN
Ergun KARAAĞAOĞLU
Orçun ÇİFTÇİ
Necla ÖZER
Barış KAYA*

59 Evaluation of Diagnostic Tests Performance by Using Kullback-Leibler Distance Approach and An Application with the Pulmonary Hypertension Data

*Umut ARSLAN
Ergun KARAAĞAOĞLU
Orçun ÇİFTÇİ
Necla ÖZER
Barış KAYA*

AMAÇ VE KAPSAM

“*İstatistik Araştırma Dergisi (İAD)*”, istatistik araştırmaların niteliğinin yükseltilmesi, istatistik yöntem ve uygulamalarının geliştirilmesi, literatürde yer alan çalışmaların tartışılması, istatistik uygulamalarıyla ilgili anket çalışmalarının ele alınması, kuramsal ve uygulama alanındaki araştırmacılar arasında iletişimin ortak çalışma ve yayınlarla güçlendirilmesi amacıyla, yayımlanan hakemli bir dergidir.

“*İstatistik Araştırma Dergisi*”nin kapsamında yer alan tematik konular aşağıda özet olarak verilmiştir:

- Bankacılık, Finans, Sigortacılık, Aktüerya ve Risk Yönetimi; Bayesci İstatistik; Benzetim Teknikleri; Bilgi Sistemleri; Biyoistatistik; Bulanık Teori; Demografi; Deney Tasarımı ve Varyans Analizi; Ekonometri; Genel Sayımlar ve Değerlendirmeleri; İstatistik Eğitimi; İstatistik Etiği; İstatistik Kuramı; İstatistiksel Kalite Kontrolü; Kamuoyu ve Piyasa Araştırmaları; Klinik Denemeler; Mühendislikte İstatistik Uygulamaları; Olasılık ve Stokastik Süreçler; Optimizasyon; Örnekleme ve Araştırma Tasarımları; Parametrik Olmayan İstatistiksel Yöntemler; Resmi İstatistikler; Toplum Bilimlerinde İstatistik; Veri Analizi ve Modelleme; Veri Madenciliği; Veri Yönetimi ve Karar Destek Sistemleri; Verimlilikte İstatistiksel Yaklaşımlar; Yönetimsel Süreçlerde Performans Analizi; Yöneylem Araştırması; Zaman Serileri; Diğer İstatistiksel Yöntemler gibi istatistiğin her dalında yeni bilgi üretimine yönelik tüm araştırmalar.

Makale Dili ve Genel Kurallar

- Bu yayının 5846 Sayılı Fikir ve Sanat Eserleri Kanunu’na göre her hakkı Başbakanlık Türkiye İstatistik Kurumu Başkanlığı’na aittir. Gerçek veya tüzel kişiler tarafından izinsiz çoğaltılamaz ve dağıtılamaz.
- Makale taslakları WORD yazım dilinde, Times New Roman yazı tipinde, 12 punto büyüklükte, satırlar arasında bir satır boşluk bırakılarak yazılmalı, şekil ve grafikler JPG dosyaları olarak hazırlanmalıdır.
- A4 sayfa boyutunda; soldan 3,5 cm, sağdan, yukarıdan ve aşağıdan 2,5 cm boşluk bırakılmalıdır.
- Ana bölüm başlıklarının tümü büyük harf, 12 punto büyüklükte, koyu, ortali ve Arap rakamları ile numaralandırılarak; alt bölüm başlıklarında ise sadece kelimelerin baş harfleri büyük diğerleri küçük harfle, 12 punto büyüklükte, koyu, sola dayalı ve ana bölüm başlığına endeksli olarak Arap rakamları ile numaralandırılarak yazılmalıdır.
- Makale taslağı yazımında, okuyucunun, çalışmanın her aşamasını anlama ve değerlendirmesine olanak verecek bir anlatım ve plana uyulmalıdır.
- Anlatım olabildiğince sade, anlaşılabilir, öz ve kısa olmalıdır. Gereksiz tekrarlardan, desteklenmemiş ifadelerden ve konu ile doğrudan ilişkisi olmayan açıklamalardan kaçınılmalıdır.
- Yazımda çok genel ifadeler kullanılmamalıdır. Yargı veya kesinlik içeren ifadeler mutlaka verilere/referanslara dayandırılmalıdır.
- Araştırmacı/araştırmacılar tarafından probleme, hangi kuramsal/kavramsal açıdan yaklaşıldığı, gerekçeleri ile birlikte belirtilmelidir.
- Kullanılan araştırma yönteminin seçilme gerekçesi açıklanmalıdır. Bütün veri toplama araçlarının geçerliliği ve güvenilirliği belirtilmelidir.
- Araştırma sonucunda elde edilen veriler bir bütünlük içinde sunulmalıdır.
- Sadece elde edilen verilere dayanan sonuçlar sunulmalıdır.
- Sonuçların yorumları, varsa, literatürdeki diğer kaynaklarla desteklenerek, değerlendirilmelidir.
- Yararlanılan kaynaklar, çalışmanın kapsamını yansıtacak zenginlik ve yeterlikte olmalıdır.
- Türkçe ve İngilizce özetler; çalışmanın amacı, yöntemi, kapsamı ve temel bulgularını içermelidir.

Ayrıntılı bilgi için, <http://www.tuik.gov.tr> adresinden “*İstatistik Araştırma Dergisi Kılavuzu*”na bakınız.

AIM AND SCOPE

“*Journal of Statistical Research (JSR)*” is a refereed journal published with the aim to raise the quality of statistical researches, improve the statistical methodology and applications, discuss the studies included in literature, consider survey studies regarding the statistical application, and strengthen the communication between researchers in the field of theory and application by joint studies and publications.

The contents of the “*Journal of Statistical Research*” are summarized below:

- Researches aimed at producing new knowledge in every field of statistics such as Banking, Finance, Insurance Trade, Actuarial and Risk Management; Bayesian Statistics; Biostatistics; Clinic Tests; Data Analysis and Modeling; Data Management and Decision Support Systems; Data Mining; Demography; Econometrics; Experimental Design and Variance Analysis; Fuzzy Theory; General Census and Evaluation; Information Systems; Non-Parametric Statistical Methods; Official Statistics; Operational Research; Optimization; Sampling and Research Designs; Performance Analysis in Managerial Process; Probability and Stochastic Processes; Public Opinion and Market Researches; Statistical Applications in Engineering; Statistical Approaches in Efficiency; Statistical Ethics; Statistical Quality Control; Statistical Training; Statistics in Social Science; Statistics Theory; Simulation Techniques; Time Series; Other Statistical Methods.

Article Language and General Rules

- Prime Ministry, Turkish Statistical Institute reserves all the rights of this publication. Unauthorized duplication and distribution of this publication is prohibited under Law No: 5846.
- Article drafts should be prepared in WORD, using Times New Roman font, in 12 point size, with a blank line in between lines. Figures and tables should be prepared as JPG files.
- On A4 paper size; margins should be set as: left 3,5 cm; right, top and bottom 2,5 cm.
- Titles of the main sections should be all capitalized, in 12 point size, bold, centered and numbered with Arabic numerals; only the first letter of the words in the titles of the subsections should be capitalized, with 12 point size, bold, left justified and numbered with Arabic numerals indexed to the titles of the main sections.
- In article draft writing, writer should follow such a plan that reader should be able to understand and evaluate all the steps of the study.
- Narration should be as plain as possible, as well as comprehensible, compact and short. Unnecessary repetitions, unsupported declarations and explanations that are not in direct relation to the topic should be avoided.
- General statements should be avoided in writing. Statements that include judgment or facts must be supported by data/references.
- It should be stated, with justifications, from which theoretical/conceptual aspect the researcher/researchers have approached the problem.
- The reason of choosing the research methodology that is used should be explained. The validity and reliability of all the data collection tools should be presented.
- Data obtained as the result of the research should be presented in unity.
- Results that only rely on the obtained data should be presented.
- The interpretation of the results should be supported and evaluated by the other resources, if any, in the literature.
- Used resources should be in good wealth and proficiency that reflect the scope of the study.
- Turkish and English abstracts should include the goal, methodology, scope and main findings of the study.

For detailed information, please see “A Guide for Journal of Statistical Research” at <http://www.tuik.gov.tr>.

DERGİNİN BU SAYISINA BİLİMSEL KATKI SAĞLAYAN HAKEMLER
REFEREES WHO PROVIDED SCIENTIFIC CONTRIBUTIONS FOR THIS
VOLUME OF THE JOURNAL

Prof. Dr.	Cem KADILAR	Hacettepe Üniversitesi
Prof. Dr.	Münevver TURANLI	İstanbul Ticaret Üniversitesi
Doç. Dr.	Barış SÜRÜCÜ	Orta Doğu Teknik Üniversitesi
Doç. Dr.	Coşkun KUŞ	Selçuk Üniversitesi
Doç. Dr.	Erdem KARABULUT	Hacettepe Üniversitesi
Doç. Dr.	İnci BATMAZ	Orta Doğu Teknik Üniversitesi
Doç. Dr.	Meral ÇETİN	Hacettepe Üniversitesi
Doç. Dr.	Pınar ÖZDEMİR	Hacettepe Üniversitesi
Doç. Dr.	Saim YOLOĞLU	İnönü Üniversitesi
Yrd. Doç. Dr.	Burçak Başbuğ ERKAN	Orta Doğu Teknik Üniversitesi
Yrd. Doç. Dr.	Deniz YENİGÜN	Bilkent Üniversitesi
Yrd. Doç. Dr.	Hakan Savaş SAZAK	Ege Üniversitesi
Yrd. Doç. Dr.	Jale BALLIBEYOĞLU	Gazi Üniversitesi
Yrd. Doç. Dr.	Özlem İLK	Orta Doğu Teknik Üniversitesi
Yrd. Doç. Dr.	Pınar ÖZDEMİR	Hacettepe Üniversitesi
Yrd. Doç. Dr.	Timur KÖSE	Ege Üniversitesi
Yrd. Doç. Dr.	Zeynep KALAYLIOĞLU	Orta Doğu Teknik Üniversitesi

FARKLI EŞLEŞTİRİLMİŞ DURUM-KONTROL DÜZENLERİ İLE KOŞULLU LOJİSTİK REGRESYON MODELLERİNİN KARŞILAŞTIRILMASI: AVRUPA BİRLİĞİ ÖRNEĞİ

Yüksel Akay UNVAN*

Gamze ÖZEL**

ÖZET

Çalışmada, farklı eşleştirilmiş durum-kontrol düzenleri oluşturularak Avrupa Birliği (AB) üyeliğini etkileyen faktörlerin koşullu lojistik regresyon modelleri ile belirlenmesi ve bu modellerin karşılaştırılması amaçlanmıştır. Bu nedenle, AB veritabanındaki 2009 yılı verileri kullanılarak (1:1), (1:m) ve (n:m) eşleştirilmiş durum-kontrol düzenleri oluşturulmuş ve elde edilen koşullu lojistik modelleri karşılaştırılmıştır. En iyi modele dayanarak AB'ye aday ülkeler için üye olma olasılıkları tahmin edilmiştir. Elde edilen bulgulara göre, bir ülkenin cari hesap dengesinin AB'ye üyelik üzerinde etkili olduğu, Türkiye, Hırvatistan ve Makedonya'nın üyelik sürelerinin sekiz yıldan daha uzun olacağı görülmüştür.

Anahtar Kelimeler: Avrupa Birliği, Eşleştirilmiş durum-kontrol düzenleri, Koşullu lojistik regresyon çözümlemesi.

1. GİRİŞ

Lojistik regresyon çözümlemesi, bağımlı değişkenin nitel, bağımsız değişkenlerin nitel ya da nicel olduğu durumlarda değişkenler arası ilişkileri incelemek için kullanılmaktadır. Gözlem sayısından daha fazla parametre içeren veri kümeleri için lojistik regresyon çözümlemesindeki parametre tahmininde en çok olabilirlik yönteminin kullanılması tutarsız ve yanlış tahminlere, yanlış p-değerlerine, güven aralıklarına neden olmaktadır. Bu durumda yeterli gözleme sahip olmayan veri kümeleri için koşullu (conditional) lojistik regresyon çözümlemesi tercih edilmektedir.

Koşullu lojistik regresyon çözümlemesi kuramına ilişkin ilk çalışmalar McFadden (1968) ve Cox (1970)'un çalışmalarıdır. McFadden (1968) bu çözümlemeden şehir içi yol güzergâhını belirlemek için yararlanmıştır. Cox (1970), lojistik regresyon çözümlemesinde kesin parametre tahminlerini elde edebilmek için bu parametrelerin yeterli istatistiklerinin dağılımlarının bulunması gerektiği sonucuna ulaşmıştır. Koşullu lojistik regresyon çözümlemesi genellikle ileriye dönük (prospective) toksikoloji çalışmalarında ve geriye dönük (retrospective) eşleştirilmiş durum (vaka, olgu)-kontrol (matched case-control) çalışmalarında kullanılmaktadır (Tester vd., 2004). Eşleştirilmiş durum-kontrol çalışmalarında eşlenen her gözlem çiftini göstermek için bir kukla (dummy) değişkenden yararlanılmaktadır. Ancak örneklem büyüklüğü arttıkça yalancı (nuisance) parametre sayısı olan kukla değişken sayısı da arttığından klasik lojistik regresyon ile elde edilen en çok olabilirlik tahminleri yanlış olmaktadır. Koşullu lojistik regresyon çözümlemesinde kukla değişkenler koşullu olabilirlik fonksiyonu yardımıyla lojistik modelden elendiğinden yansız tahminler elde edilmekte ve hata kareler ortalaması azalmaktadır.

*Dr., Türkiye İhracat Kredi Bankası, Ankara, e-posta: aunvan@cximbank.gov.tr

**Öğr. Gör. Dr., Hacettepe Üniversitesi, Fen Fakültesi, İstatistik Bölümü, Ankara, e-posta: gamzeozl@hacettepe.edu.tr

Koşullu lojistik regresyon çözümlemesinin birçok alanda uygulaması bulunmaktadır. İkiz kardeşler veya genetik olarak aynı olduğu kabul edilen mikro organizmalar üzerine yapılan genetik çalışmalarında eşleştirilmiş çiftler için koşullu lojistik regresyon çözümlemesinden yararlanılmaktadır (Preiffer ve Gail, 2001). Hemşirelerin alkol ve bazı uyuşturucu madde içeren ilaçlara karşı bağımlılıklarını incelemek için Hughes vd. (2002) tarafından meslek (hemşire: 1, diğer: 0) bağımlı değişken, yaş, cinsiyet, alkol ve uyuşturucu hap kullanımı bağımsız değişkenler olarak belirlenmiş ve koşullu lojistik regresyon çözümlemesi kullanılmıştır. Koşullu lojistik regresyon çözümlemesinin diğer bir kullanım alanı da yaşam analizidir. Xiang ve Langholz (2003), bir hastalığa yakalananların hazard oranındaki değişimi orantılı hazard modelinin bir bileşeni olarak tanımlamış ve koşullu lojistik regresyon çözümlemesi yardımı ile sağlam (robust) varyans tahminleri elde etmiştir. Yapı endüstrisindeki çeşitli mesleklere ait iş kazaları ve çalışanların bireysel özellikleri arasındaki ilişki, Chau vd. (2004) tarafından koşullu lojistik regresyon çözümlemesi kullanılarak incelenmiştir. Bu çalışmada, inşaat sektörü ile ilgili meslekler 6 gruba ayrılmış ve çalışanların 11 bireysel özelliği dikkate alınarak 880 çalışan ile 880 kontrol (son 5 yıl içerisinde iş kazası geçirmeyen çalışanlar) eşlenmiştir. Karayollarındaki hız kesici kasislerin trafik kazalarında yaralanan çocuk sayısını azaltma üzerindeki etkisi Tester vd. (2004) tarafından koşullu lojistik regresyon çözümlemesi ile incelenmiştir.

Koşullu lojistik regresyon çözümlemesi birçok alanda kullanılmasına rağmen AB ile ilgili çalışmalarda eşleştirilmiş durum-kontrol düzenleri ve koşullu lojistik regresyon çözümlemesi üzerine herhangi bir çalışma yapılmamıştır. Bu çalışmanın bir amacı bu eksikliği gidermektir. Çalışmanın diğer amaçları ise, AB gibi gündemdeki bir konu için modeller elde ederek üyelik sürecinde etkili olan faktörleri belirlemek ve bu modelleri karşılaştırarak güçlü ve zayıf yönlerini ortaya çıkarmaktır.

Çalışmanın ikinci bölümünde koşullu lojistik regresyon çözümlemesi ve eşleştirilmiş durum-kontrol çalışmaları, AB ve kullanılan veri kümesi, bağımlı ve bağımsız değişkenlerin seçimi üzerinde durulmuştur. Üçüncü bölümde AB'ye üye olan ülkelerin üyelik sürelerinde etkili olan değişkenleri belirleyebilmek için eşleştirilmiş durum-kontrol düzenleri ile koşullu lojistik regresyon modelleri elde edilmiştir. En iyi modele karar verildikten sonra AB'ye aday ülkelerin üyelik olasılıkları tahmin edilmiştir. Son bölümde bulunan sonuçlar özetlenip yorumlanmıştır.

2. YÖNTEM

2.1 Eşleştirilmiş Durum-Kontrol Çalışmaları İçin Koşullu Lojistik Regresyon Çözümlemesi

Eşleme (matching) ile çiftler oluşturularak yapılan çalışmalara eşleştirilmiş durum-kontrol çalışmaları adı verilir. Eşleştirilmiş çiftler, bir gözlemin bir örneklemden, diğer gözlemin/gözlemlerin diğer örneklemden elde edildiği iki örneklemden gelen nitel bağımlı değişkenlerin karşılaştırılması için kullanılmaktadır. Eşleme yapılması nedeniyle iki örneklemden gelen bağımlı değişkenler bağımlıdır (Mandrekar ve Mandrekar, 2003).

Eşleştirilmiş çiftler oluşturmak için birey eşleme ve sıklık eşleme yapılmaktadır. Birey eşlemede, her bir tabakada eşleme değişkenine bağlı olarak bir durum bir kontrol ile eşlenirse (1:1) eşlemesi, bir durum birden çok kontrol ile eşlenirse (1:m, m her durumla

eşlenen kontrol sayısı) eşlemesi söz konusudur. (1:m) eşlemelerinde kontrol sayısı her bir eşleştirilmiş küme için aynı olmayabilir. Örneğin, bir (1:m) eşlemesinde bir tabakada üç kontrol var iken diğer bir tabaka da iki kontrol olabilir. Sıklık eşlemede ise, eşleme faktörüne bağlı olarak durumlardan oluşan bir tabaka ile kontrollerden oluşan tabaka eşlenmekte ve yapılan eşlemeye (n:m) eşlemesi adı verilmektedir (Vierkant vd., 2005).

Eşleştirilmiş durum-kontrol çalışmalarında lojistik regresyon çözümlemesi kullanıldığında eşleştirilmiş çiftler modele kukla değişkenler olarak eklenmektedir. Örneğin, çalışmada 56 tane eşleştirilmiş çift varsa, lojistik regresyon çözümlemesinde 55 tane kukla değişken modele eklenmektedir. Ancak bu durum yanlış tahmin değerlerine yol açtığından eşleştirilmiş durum-kontrol çalışmalarında koşullu lojistik regresyon çözümlemesinin kullanılması daha uygun olmaktadır. Bu çözümlemede kukla değişkenler koşullu olabilirlik fonksiyonu yardımıyla modelden eklendiklerinden elde edilen koşullu en çok olabilirlik tahminleri yansız olmaktadır (Hirji, 2006).

Koşullu lojistik regresyon çözümlemesinde seçilen eşleme değişkenine ve eşleme düzenine bağlı olarak bağımlı değişken her bir durum için 1 ve her bir kontrol için 0 değerini almaktadır. Y_{i1} , bir duruma ait bağımlı değişken, Y_{i2} , bir kontrole ait bağımlı değişken olmak üzere, (Y_{i1}, Y_{i2}) , $i = 1, 2, \dots, n$, i. gözlem çiftini gösterebilir. Eşleştirilmiş durum-kontrol çalışmalarında 0, 1 değerlerini alan bağımlı değişkene etki eden p tane bağımsız değişken varsa model aşağıdaki gibidir:

$$\log it[P(Y_{it} = 1)] = \alpha_i + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_p x_{pit} \quad (1)$$

Burada x_{pit} , $t = 1, 2$ olmak üzere i. çiftin t. gözlemi için p. bağımsız değişkenin değerini göstermektedir.

Koşullu en çok olabilirlik yaklaşımına göre, eşitlik (1)'deki $\{\beta_j\}$ 'leri tahmin edebilmek için, $\{\alpha_i\}$ 'lerin yeterli istatistikleri üzerine koşul konularak olabilirlikten elenmeleri gerekmektedir. Buna göre, $\mathbf{x}_{it} = (x_{1it}, \dots, x_{pit})'$ ve $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \dots, \beta_p)'$ olmak üzere, eşitlik (1)'deki $\{\alpha_i\}$ 'leri elemek için yeterli istatistikleri olan $\{S_i = y_{i1} + y_{i2}\}$ üzerine koşul konulsun. $S_i = 0$, için $P(Y_{i1} = Y_{i2} = 0) = 1$ ve $S_i = 2$ için $P(Y_{i1} = Y_{i2} = 1) = 1$ 'dir. (Y_{i1}, Y_{i2}) 'in dağılımı yalnızca $S_i = 1$ için (diğer bir deyişle bağımlı değişkenin aldığı değerler birbirinden farklı ise) $\boldsymbol{\beta}$ 'ya bağlıdır. Buna göre $S_i = y_{i1} + y_{i2} = 1$ için, koşullu dağılım aşağıdaki gibi olur:

$$P(Y_{i1} = y_{i1}, Y_{i2} = y_{i2} | S_i = 1) = \frac{P(Y_{i1} = y_{i1}, Y_{i2} = y_{i2})}{[P(Y_{i1} = 1, Y_{i2} = 0) + P(Y_{i1} = 0, Y_{i2} = 1)]}, \quad (2)$$

$$P(Y_{i1} = 0, Y_{i2} = 1 | S_i = 1) = \frac{\exp(\mathbf{x}'_{i2}\boldsymbol{\beta})}{[\exp(\mathbf{x}'_{i1}\boldsymbol{\beta}) + \exp(\mathbf{x}'_{i2}\boldsymbol{\beta})]},$$

$$P(Y_{i1} = 1, Y_{i2} = 0 | S_i = 1) = \frac{\exp(\mathbf{x}'_{i1}\boldsymbol{\beta})}{[\exp(\mathbf{x}'_{i1}\boldsymbol{\beta}) + \exp(\mathbf{x}'_{i2}\boldsymbol{\beta})]}.$$

$S_i = 1$ üzerine koşul konulduğundan, eşleştirilmiş çiftlere ait bileşik dağılımı aşağıdaki gibi elde edilir:

$$\prod_{S_i=1} \left(\frac{\exp(\mathbf{x}'_{i1}\boldsymbol{\beta})}{[\exp(\mathbf{x}'_{i1}\boldsymbol{\beta}) + \exp(\mathbf{x}'_{i2}\boldsymbol{\beta})]} \right)^{y_{i1}} \left(\frac{\exp(\mathbf{x}'_{i2}\boldsymbol{\beta})}{[\exp(\mathbf{x}'_{i1}\boldsymbol{\beta}) + \exp(\mathbf{x}'_{i2}\boldsymbol{\beta})]} \right)^{y_{i2}} \quad (3)$$

$\boldsymbol{\beta}$ 'nin koşullu olabilirlik tahmini iteratif bir prosedür ile eşitlik (3)'teki koşullu olabilirliğin logaritmasının türevi alınıp, sıfıra eşitlenerek elde edilmektedir.

Koşullu lojistik regresyon çözümlemesinde en iyi koşullu lojistik regresyon modeline karar verebilmek için Akaike bilgi kriteri (AIC) kullanılmaktadır. k , modeldeki parametre sayısını, L olabilirlik fonksiyonu olmak üzere AIC aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$AIC = 2k - 2 \log(L). \quad (4)$$

Koşullu lojistik regresyon çözümlemesinde, klasik lojistik regresyon çözümlemesine benzer olarak, olasılık tahminleri için aşağıdaki eşitlikten yararlanılmaktadır:

$$\hat{p} = \frac{\exp(\mathbf{x}'\hat{\boldsymbol{\beta}})}{1 + \exp(\mathbf{x}'\hat{\boldsymbol{\beta}})}. \quad (5)$$

Burada, $0 \leq \hat{p} \leq 1$ ve $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \dots, \beta_p)'$ 'nin parametre tahmini $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ 'dir. $\hat{p} < 0.5$ ise, gözlem 0 grubuna, $\hat{p} \geq 0.5$ ise, gözlem 1 grubuna atanmaktadır.

2.2 Avrupa Birliği ve Veri Kümesi

AB, 1957 yılında kurulan, yirmi yedi üye ülkeden oluşan ve toprakları büyük ölçüde Avrupa kıtasında bulunan siyasi ve ekonomik bir örgütlenmedir. 1992 yılında, Avrupa Birliği Antlaşması olarak da bilinen Maastricht Antlaşması'nın yürürlüğe girmesi sonucu, var olan Avrupa Ekonomik Topluluğu'na yeni görev ve sorumluluk alanları yüklenmesiyle kurulmuştur (Taşpınar ve Tatlıdil, 2003). AB'nin kuruluşundan itibaren başarılı bir gelişim göstermesi, başlangıçta topluluğa üye olmak istemeyen ülkelerin de daha sonra üyelik başvurusunda bulunmalarına neden olmuştur. Ülkelerin tam üyelik başvuru, müzakere başlangıç ve üyelik tarihleri Tablo 1'de verilmiştir:

Tablo 1. Ülkelerin tam üyelik başvuru, müzakere başlangıç ve üyelik tarihleri

Ülke	Tam Üyelik Başvuru Tarihi	Müzakere Başlangıç Tarihi	Üyelik Tarihi
Belçika	Kurucu	-	25.03.1957
Çek Cumhuriyeti	01.01.1996	01.03.1998	01.05.2004
Danimarka	01.05.1967	01.06.1970	01.01.1973
Almanya	Kurucu	-	25.03.1957
Estonya	01.11.1995	01.03.1998	01.05.2004
Yunanistan	01.06.1975	01.07.1976	01.01.1981
İspanya	01.07.1977	01.02.1979	01.01.1986
Fransa	Kurucu	-	25.03.1957
İrlanda	01.05.1967	01.06.1970	01.01.1973
İtalya	Kurucu	-	25.03.1957
Kıbrıs	01.07.1990	01.03.1998	01.05.2004
Letonya	01.10.1995	01.02.2000	01.05.2004
Litvanya	01.10.1995	01.02.2000	01.05.2004
Lüksemburg	Kurucu	-	25.03.1957
Macaristan	01.03.1994	01.03.1998	01.05.2004
Malta	01.07.1990	01.02.2000	01.05.2004
Hollanda	Kurucu	-	25.03.1957
Avusturya	17.07.1989	01.02.1993	01.01.1995
Polonya	01.04.1994	01.03.1998	01.05.2004
Portekiz	01.05.1978	01.11.1978	01.01.1986
Slovenya	01.06.1996	01.03.1998	01.05.2004
Slovakya	01.06.1995	01.02.2000	01.05.2004
Finlandiya	18.03.1992	01.02.1993	01.01.1995
İsveç	01.07.1991	01.02.1993	01.01.1995
İngiltere	01.05.1967	01.06.1970	01.01.1973
Bulgaristan	14.12.1995	01.02.2000	01.01.2007
Romanya	22.06.1995	01.02.2000	01.01.2007
Türkiye	14.04.1987	03.10.2005	Aday
Hırvatistan	21.02.2003	03.10.2005	Aday
Eski Yugoslav Makedonya Cumhuriyeti	22.03.2004	17.12.2006	Aday

Kaynak: Eurostat (2010)

Çalışmada bağımlı değişkenin belirlenebilmesi için üye ülkelerin AB'ye giriş süreleri (yıl) dikkate alınmıştır. Bir ülkenin giriş süresini belirlemek için Tablo 1'de verilen üyelik tarihi ile tam üyelik başvuru tarihi arasındaki farktan yararlanılmıştır. Bu farkın sıklık dağılımına bağlı olarak 12 ülkenin üyelik süresinin 8 yıl veya daha uzun, 13 ülkenin üyelik süresinin ise 8 yıldan kısa sürdüğüne karar verilmiştir. AB'ye üyelik süresi 8 yıldan kısa ülkeler durum, 8 yıl veya daha uzun ülkeler kontrol olarak alınmış ve i . üye ülke için, ($i = 1, 2, \dots, n$), bağımlı değişkenin aldığı değerler $Y_{i1} = 1$ (üyelik süresi 8 yıldan kısa), $Y_{i2} = 0$ (üyelik süresi 8 yıl veya daha uzun) biçiminde tanımlanmıştır. 8 yıl alınmasının diğer bir nedeni, yapılan bir araştırmaya göre, ülkelerin müzakerelerinin ortalama olarak 8 yıl sürmesidir (Archick and Kim, 2008).

Bağımsız değişkenlerin seçimi yapılırken değişkenlerin Kopenhag kriteri ve Maastricht Anlaşması'nda belirtilen maddelere uygun olmasına dikkat edilmiştir. Doğrusal bağımlılık nedeniyle yüksek ilişkili bağımsız değişkenler çalışmadan çıkarılmış ve 38 bağımsız değişken çalışma kapsamına alınmıştır. Seçilen değişkenler tarım, ekonomi ve finans, eğitim, sağlık, işgücü, yaşam kalitesi, nüfus, kamu harcamalarına verilen öncelik ve ticaret olarak gruplanmıştır. Kullanılan bağımsız değişkenlere ait temel istatistikler Tablo 2'de özetlenmiştir:

Tablo 2. Bağımsız değişken tanımları ve temel istatistikler

Grup	Kod	Tanım	Ortalama	Std.Sapma
Tarım	X ₁	İstihdamda tarımsal nüfusun oranı (%)	10.448	9.545
	X ₂	GSYH'da tarımın payı (%)	2.396	1.377
	X ₃	Ekilebilir alanların toplam alana oranı (%)	42.346	20.645
Ekonomi ve Finans	X ₄	GSYH (trilyon \$)	16.683	10.482
	X ₅	Kişi başına düşen GSYH (\$)	29,900	11,773
	X ₆	Milli gelir (milyar \$)	354,077	272,660
	X ₇	Kişi başına düşen milli gelir (\$)	16,811	11,553
	X ₈	Satınalma gücü paritesi (SAGP) olarak kişi başına düşen GSYH (AB-27 = 100)	89	41
	X ₉	Enflasyon oranı (%)	1.984	5.223
	X ₁₀	Vergi oranı (%)	35.884	8.841
	X ₁₁	Hükümet borcu (GSYH'daki yüzdesi)	50.333	26.824
	X ₁₂	Kamu dengesi (GSYH'daki yüzdesi)	-2.544	3.481
	X ₁₃	Toplam yatırım (GSYH'daki yüzdesi)	21.637	3.343
	X ₁₄	Net yabancı sermaye yatırım geliri (Euro mn)	1137	1689
Eğitim	X ₁₅	İlköğretimde öğrenci/öğretmen oranı (%)	15.090	3.269
	X ₁₆	Ortalama eğitim süresi (yıl)	17	1
	X ₁₇	15 yaş ve üzerindeki nüfusun okuryazarlık oranı (%)	97.525	3.523
	X ₁₈	Kadın okuryazarlık oranı (%)	96.851	4.148
Sağlık	X ₁₉	10000 kişiye düşen doktor sayısı	320	88
	X ₂₀	Kızamık aşısı olan bir yaşındaki çocuk oranı (%)	91.745	7.294
	X ₂₁	Doğumda yaşam beklentisi (yıl)	76	3
	X ₂₂	Beş yaş altı ölüm oranı (her 1000 canlı doğumda)	12.371	19.963
İşgücü Pazarı	X ₂₃	İstihdamda tarımsal nüfusun oranı (%)	10.454	9.545
	X ₂₄	15 yaş ve üzeri kadınların istihdam oranı (%)	55.673	8.788
	X ₂₅	Uzun dönem işsizlik oranı (%)	3.781	2.787
	X ₂₆	İşsizlik oranı (%)	8.270	3.666
Yaşam Kalitesi	X ₂₇	İnsani gelişme indeksi	89.213	4.857
	X ₂₈	En fakir %10 içinde gelir/tüketim oranı (%)	7.833	1.185
Nüfus	X ₂₉	15 yaş ve altı nüfusun toplam içindeki oranı (%)	17.300	1.988
	X ₃₀	65 yaş ve üzeri nüfusun toplam içindeki oranı (%)	15.048	2.018
	X ₃₁	Toplam doğurganlık hızı	1.470	0.255
Kamu Harcamaları	X ₃₂	Kamu eğitim harcamalarının GSYH'daki yüzdesi (%)	5.287	1.200
	X ₃₃	Kamu sağlık harcamalarının GSYH'daki yüzdesi (%)	5.600	1.175
	X ₃₄	İnsan kaynaklarına yapılan toplam harcamanın GSYH'daki yüzdesi (%)	5.350	1.186
Ticaret	X ₃₅	Mal ve hizmet ihracatının GSYH'daki yüzdesi (%)	0.531	0.245
	X ₃₆	Mal ve hizmet ithalatının GSYH'daki yüzdesi (%)	0.525	0.269
	X ₃₇	Cari hesap dengesinin GSYH'daki yüzdesi (%)	-0.848	0.310
	X ₃₈	İhracat (trilyon \$)	11.98	9.98

Kaynak: Eurostat (2009), Worldbank (2009), UNDP (2009).

3. BULGULAR

Bu çalışmada, veri kümesindeki gözlem sayısı az olduğundan eşleştirilmiş durum-kontrol düzenleri için koşullu lojistik regresyon çözümlemesinin kullanılmasına karar verilmiştir. Bu nedenle, durum ve kontrollerin birbirleri ile eşlenmesi için bir eşleme değişkeninin belirlenmesi gerekmektedir. Bebek ölüm oranı, yaşam kalitesi, doğum oranı, kişi başına düşen GSYH, sağlık olanakları ve kültürel özellikler gibi bir ülkenin birçok karakteristiği ile ilgili olduğundan, bu değişken eşleme değişkeni olarak kullanılmıştır. Buna göre elde edilen eşleme düzenleri ve bağımlı değişkenlerin aldığı değerler Tablo 3'te verilmiştir:

Tablo 3. Eşleme düzenleri

(1:1) Eşleme Düzeni			(1:m) Eşleme Düzeni			(n:m) Eşleme Düzeni	
Ülke	Tabaka	Y	Ülke	Tabaka	Y	Ülke	Y
İspanya	1	0	Lüksemburg	1	1	Belçika	1
Lüksemburg		1	İspanya		0	Çek Cum.	0
Slovenya	2	0	Portekiz	2	0	Danimarka	1
Danimarka		1	Hollanda		1	Almanya	1
Portekiz	3	0	Slovenya	3	0	Estonya	0
İsveç		1	Malta		0	Yunanistan	1
Malta	4	0	Belçika	4	1	İspanya	0
İngiltere		1	Kıbrıs		0	Fransa	1
Çek Cum.	5	0	Çek Cum.	5	0	İrlanda	1
Finlandiya		1	Almanya		1	İtalya	1
Macaristan	6	0	Macaristan	6	0	Kıbrıs	0
Avusturya		1	Polonya		0	Letonya	0
Estonya	7	0	Fransa	7	1	Litvanya	0
Hollanda		1	Estonya		0	Lüksemburg	1
Polonya	8	0	Slovakya	8	0	Macaristan	0
Belçika		1	İtalya		1	Malta	0
Slovakya	9	0	Litvanya	9	0	Hollanda	1
Almanya		1	Letonya		0	Avusturya	1
Litvanya	10	0	İrlanda	10	1	Polonya	0
Fransa		1	Bulgaristan		0	Portekiz	0
Letonya	11	0	Romanya	11	0	Slovenya	0
İtalya		1				Slovakya	0
Kıbrıs	12	0		12		Finlandiya	1
Yunanistan		1				İsveç	1
Romanya	13	0		13		İngiltere	1
İrlanda		1				Bulgaristan	0
						Romanya	0

Tablo 3'te görüldüğü gibi, (1:1) eşleme düzeninde eşit sayıda gözlem olması gerektiğinden, bazı gözlemler eşlenememiş ve çalışmadan çıkarılmıştır. Bu durum (1:1) eşleme düzeninin bir dezavantajı olarak söylenebilir (Vierkant vd., 2005). Romanya'nın bebek ölüm oranı diğer üye ülkelerin bebek ölüm oranlarından farklı olduğundan, (1:1)

eşleme düzeni için Romanya çalışmadan çıkarılmış ve 13 eşleştirilmiş çift elde edilmiştir. (1:1) eşleme düzenine benzer olarak, (1:m) eşleme düzeninde Avusturya, Finlandiya, İngiltere, İsveç, Danimarka, Yunanistan çalışmadan çıkarılmış ve 7 tabaka oluşturulmuştur. (n:m) eşleme düzeninde tabaka sayısı belirlemeye gerek olmadığından, tüm ülkeler kullanılmıştır. Çalışmadan gözlem çıkarılmasına gerek kalmadan tüm gözlemler kullanılabilirdiği için (n:m) eşleme düzeninin en esnek eşleme düzeni olduğu söylenebilir (Li et al., 2004).

AB üyeliğine etki eden faktörler ve bu faktörleri içeren modellere ait $-2\log(L)$ ve AIC değerleri ve modellerin “ H_0 : Model anlamsızdır.” biçimindeki yokluk hipotezlerine ait p-değerleri Tablo 4’te verilmiştir:

Tablo 4. Model uyum istatistikleri ve model anlamlılık testi

Model	Eşleme Düzeni	Değişken	-2log(L)	AIC	p-değeri
1	(1:1)	Hükümet borcu	4.343	6.343	<0.001
2	(1:1)	Net yabancı sermaye yatırım geliri	4.749	6.749	<0.001
3	(1:1)	Uzun dönem işsizlik oranı	6.954	8.954	0.001
4	(1:1)	Milli gelir	6.963	8.963	0.001
5	(1:1)	Enflasyon oranı	8.742	10.742	0.027
6	(1:1)	Cari hesap dengesi	12.925	14.925	0.032
7	(1:m)	Hükümet borcu	4.209	6.209	<0.001
8	(1:m)	İhracat	8.430	10.430	0.019
9	(1:m)	Doğumda yaşam beklentisi	8.594	10.594	0.026
10	(1:m)	Cari hesap dengesi	10.158	12.158	0.030
11	(n:m)	Cari hesap dengesi	2.691	4.691	<0.001
12	(n:m)	Enflasyon oranı	3.163	5.163	<0.001
13	(n:m)	SAGP olarak kişi başına düşen GSYH	3.249	5.249	<0.001
14	(n:m)	Kişi başına düşen milli gelir	5.112	7.112	0.001
15	(n:m)	Kişi başına düşen GSYH	5.291	7.291	0.001
16	(n:m)	Milli gelir	5.841	7.841	0.045

Tablo 4’te verilen p-değerleri incelendiğinde, (1:1) eşleme düzeninde altı modelin, (1:m) eşleme düzeninde dört modelin ve (n:m) eşleme düzeninde altı modelin önemli olduğu %95 güven düzeyinde görülmüştür. AIC ve $-2\log(L)$ değerlerine göre ise, (1:1) eşleme düzeni için Model 1’in Model 2-6’dan; (1:n) eşleme düzeni için Model 7’nin Model 8-10’dan; (n:m) eşleme düzeni için Model 11’in Model 12-16’dan daha iyi olduğu belirlenmiştir. Model 1, Model 7 ve Model 11’e ait koşullu en çok olabilirlik tahminleri Tablo 5’te verilmiştir.

Tablo 5. Koşullu lojistik modellere ait koşullu en çok olabilirlik tahminleri

Model	Eşleme Düzeni	Modeldeki Değişken	Parametre Tahmini (Standart Hata)
1	(1:1)	Hükümet borcu (X_{11})	-0.033* (0.020)
7	(1:m)	Hükümet borcu (X_{11})	-0.032** (0.019)
11	(n:m)	Cari hesap dengesi (X_{42})	0.103** (0.062)

Not 1. * ve ** sırasıyla %5 ve %10 yanılma düzeylerini göstermektedir.

2. $\{\alpha_i\}$ ’lere ait parametre kestirimleri koşullu olabilirlik yaklaşımı nedeniyle modellerden elendiği için hesaplanmamaktadır.

Tablo 5’te elde edilen sonuçlara göre, ekonomi ve ticaret ile ilgili değişkenlerin AB üyeliği üzerinde etkili olduğu görülmektedir. Beklenildiği gibi, hükümet borcunun AB üyeliği üzerinde negatif yönde etkili olduğu görülmüştür. Model 1 ve Model 7’ye göre aday ülkelerin hükümet borcunu azaltacak önlemler alması gerektiği söylenebilir. Hükümet borcu, enflasyon oranının artmasından hükümetin diğer birimlerinin finansal performanslarına kadar birçok faktöre etki ettiğinden AB üyeliği üzerinde etkili olduğu söylenebilir. Model 11’e göre cari hesap dengesinin AB’ye üyelik üzerinde pozitif yönde etkisi olduğu ve bir ülkenin cari hesap dengesinin iyi olmasının AB’ye üyelik olasılığını arttırdığı %10 yanılma düzeyinde söylenebilir. Bu durum değişkenin ülkenin refah düzeyinden, piyasa ekonomisine ve rekabet baskısına kadar birçok faktörle ilişkili olmasındandır. Stein ve Ahmed (2007)’in çalışmasına göre, cari hesap dengesinin sağlanması tasarrufların artması ve reel döviz kurunun azalmasına bağlıdır.

Tablo 4’te verilen modeller arasında AIC değeri en küçük model (n:m) eşleme düzenine sahip Model 11’dir. Bu çalışmadaki durum ve kontrol ülke sayıları eşit olmadığından (1:1) eşleme düzenindeki koşullu lojistik modeller aday ülkelerin üyelik olasılıklarına ait tahmin değerlerini elde etmek için kullanılmamıştır. Ayrıca, çalışmadaki gözlem sayısı az olduğundan (1:m) eşleme düzenindeki koşullu lojistik modellerde tercih edilmemiştir. (n:m) eşleme düzenindeki Model 11, çalışmadaki tüm ülkelerin kullanılmasına olanak sağladığından üyelik olasılıklarına ait tahmin değerlerini elde etmek amacıyla kullanılmıştır. Bu modele ait koşullu lojistik model Tablo 5’ten yararlanarak aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\log \text{it}[P(Y_{it} = 1)] = 0.103x_{42it} . \quad (6)$$

Aday ülkelerin AB’ye 8 yıldan kısa sürede üye olma olasılıkları Model 11 ve eşitlik (5) kullanılarak elde edilmiş ve sonuçlar Tablo 6’da özetlenmiştir:

Tablo 6. Aday ülkelerin üyelik olasılıklarına ait tahmin değerleri

Aday ülke	Olasılık
Hırvatistan	0.3115
EYMC	0.4897
Türkiye	0.3049

Not: Makedonya Cumhuriyeti AB tarafından Eski Yugoslav Makedonya Cumhuriyeti (EYMC) olarak tanınmıştır.

Tablo 6’da da görüldüğü gibi, EYMC birinci; Hırvatistan ikinci ve Türkiye üçüncü sırada yer almıştır. Olasılık değerleri 0.5’ten küçük olduğu için her üç aday ülkenin de AB’ye giriş süresinin 8 yıldan fazla olacağı sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuçlar AB aday ülke ilerleme raporlarına da paralellik göstermektedir. Hırvatistan’a ait 2009 yılındaki ilerleme raporunda ülkenin 2018 ve sonrasında üye olabileceği, ülkenin ekonomisini düzelterek tedbirler alması gerektiği belirtilmiştir¹. EYMC’ye ait 2009 yılı ilerleme raporuna göre, 2018 yılından sonra üye olabileceği düşünülen ülkenin öncelikle Yunanistan ile ülkenin ismi (Makedonya) konusunda girdiği tartışmayı sonlandırması istenmektedir². Gerek AB yetkilileri gerek Makedonya yetkililerinin vardığı ortak kanı Makedonya’nın Avrupa Birliği ile bütünleşmesinin uzun bir zaman alacağıdır.

¹Bkz. AB Komisyonu “Hırvatistan 2009 İlerleme Raporu”

²Bkz. AB Komisyonu “EYMC 2009 İlerleme Raporu”

Türkiye 1959 yılında bu topluluğun bir parçası olmak için başvuruda bulunmuştur. 12 Eylül 1963 tarihinde imzalanan Ankara Antlaşması Türkiye ile ilk kurulduğunda adı Avrupa Ekonomik Toplumu (AET) olan AB arasında bir ortaklık çatısı oluşturmuştur. 12 Eylül 1980 Darbesi nedeniyle AB ile Türkiye arasındaki ilişkiler donmuştur. 14 Nisan 1987 tarihinde Türkiye resmen tam üyelik başvurusunda bulunmuştur. AB ile bütünleşmenin ilk aşaması olarak Türkiye 1 Ocak 1996 tarihinde AB ile Gümrük Birliği'ne girmiştir. 2000'li yıllarda Türkiye'nin AB katılma sürecinde bir hızlanma gözlenmiştir. 17 Aralık 2004 tarihinde AB ülkeleri Türkiye'nin katılma müzakerelerinin 3 Ekim 2005 tarihinde başlamasına karar vermiştir³. Şu an 2018 yılı Türkiye'nin AB'ye katılabileceği en erken tarih olarak gözükmektedir. Ancak müzakerelerin 2020 yılına kadar sürmesi ihtimali de mevcuttur.

4. TARTIŞMA VE SONUÇ

İlk kurulduğunda hedefi bir ekonomik ortak pazar yaratmak olan AB, yeni üye kabul ederken aday ülkenin AB standartlarına belirli seviyede sahip olmasına ve belirtilen siyasi ve ekonomik kriterleri sağlamasına önem göstermektedir.

Bu çalışmada ekonomi ve finans, ticaret, sağlık, eğitim, tarım, kamu harcamalarına öncelik ve yaşam kalitesi gibi kriterler dikkate alınarak AB'ye üyelik üzerinde etkisi olduğu düşünülen faktörler tespit edilmiştir. Bu amaçla az sayıda gözlem olması durumunda tercih edilen koşullu lojistik regresyon çözümlemesi kullanılarak eşleştirilmiş durum-kontrol çalışmaları için modeller elde edilmiştir. Bu modeller arasından seçilen en iyi model, tüm ülkelerin çalışmaya katılmasına olanak sağlayan (n:m) eşleme düzeni ile oluşturulan ve cari hesap dengesinin AB'ye üyelik üzerinde pozitif etkisi olduğunu gösteren modeldir. Bu model dikkate alınarak ülkemizin de aralarında olduğu aday ülkeler için üyelik süresi olasılıkları elde edilmiştir. Tüm aday ülkeler için üyelik süresinin sekiz yıldan daha uzun bir zaman alacağı sonucuna ulaşılmıştır. Bu çalışma aday ülkeler için AB'ye üyelik kriterleri açısından yol gösterici bir nitelik taşıyabilir.

³Bkz. AB Komisyonu “Türkiye 2009 İlerleme Raporu”

5. KAYNAKLAR

- Archick, K., Kim, J., 2008. European Union Enlargement. CRS Report for Congress, 1-6.
- Chau, N., Mur, J. M., Benamghar, L., Dangelzer, J. L., Français, M., Jacquin, R., Sourdot, A., 2004. Relationships between certain individual characteristics and occupational injuries for various jobs in the construction industry: A case control study, *American Journal of Industrial Medicine*, 45, 84 - 92.
- Cox, D. R., 1970. *Analysis of Binary Data*, Chapman and Hall, London.
- European Commission, Croatia 2009. Progress Report, Enlargement Strategy and Main Challenges 2009-2010, 1-69.
- European Commission. The Former Yugoslav Republic of Macedonia 2009 Progress Report, Enlargement Strategy and Main Challenges 2009-2010, 1-69.
- European Commission, Turkey 2009. Progress Report, Enlargement Strategy and Main Challenges 2009-2010, 1-82.
- Eurostat, 2009. Statistical Data, <http://epp.eurostat.ec.eu.int>.
- Hirji, K., 2006. *Exact Analysis of Discrete Data*. Chapman & Hall/CRC, Boca Raton.
- Hughes, T. L., Howard, M. J., Henry, D., 2002. Nurses' use of alcohol and other drugs: Findings from a national probability sample, *Substance Use and Misuse*, 37, 11, 423 - 1440.
- Li, X., Xiaoyan S, Gray, R., 2004. Comparison of the Missing-Indicator Method and Conditional Logistic Regression in 1:m Matched Case-Control Studies with Missing Exposure Values. *American Journal of Epidemiology*, no. 159, 6: 603-610.
- Mandrekar, J., Mandrekar, S. J., 2003. An introduction to matching and its applications using SAS, SUGI report, Mayo Clinic, Rochester, MN, 208 - 229.
- McFadden, D., 1968. Technical Change, Substitutionability, and Returns to Scale in Electricity Generation, Part I: A Theoretical Model, Working Paper.
- Pfeiffer, R. M., Gail, M. H., 2001. Inference for covariates that accounts for ascertainment and random genetic effects in family studies, *Biometrika*, 88, 933-948.
- Stein, J., Ahmed, A. 2007. The European Union as a model of international cooperation in science, technology and sustainable development, *The British Journal of Politics & International Relations*, no. 9, 4: 654-669.
- Taşpınar, D., Tatlıdil, H., 2003. Türkiye'nin AT ve diğer Avrupa ülkeleri ile beşeri kalkınma yönünden karşılaştırılması, Türkiye Kalkınma Bankası A.Ş., Sanayi Yıllığı, Ankara.

Tester, J. M., Rutherford, G. W., Wald, Z., Rutherford, M. W., 2004. A matched case control study evaluating the effectiveness of speed humps in reducing child pedestrian injuries, Am. J. Public Health, 94, 646-650.

UNDP, 2009. Human Development Report 2009.

Xiang, A.H., Langholz B., 2003, Robust variance estimation for rate ratio parameter estimates from individually matched case-control data, Biometrika, 90, 741-746.

Vierkant, R. A., Therneau, T. M., Kosanke J. L., Naessens, J. M., 2005, A SAS macro to analyze data from a matched or finely stratified case-control design, SUGI report, paper 285, Mayo Clinic, Rochester, MN.

WorldBank. 2009. World Development Indicators. Washington, D.C.: World Bank. <http://www.worldbank.org/data/wdi2009/index.htm>.

COMPARISON OF DIFFERENT MATCHED CASE-CONTROL DESIGNS WITH CONDITIONAL LOGISTIC REGRESSION MODELS: EUROPEAN UNION EXAMPLE

ABSTRACT

In this study, investigation of the factors effecting EU membership by using conditional logistic regression analysis with different matched case-control designs and comparison of these models are aimed. For this reason, (1:1), (1:m) and (n:m) matching designs are constructed by using data in year 2009 in the EU database and the conditional logistic models are compared. Based on the best model, the probabilities of being membership are predicted. According to findings, it is seen that the balance of current account is effective on the EU membership and the membership periods of Turkey, Croatia and Macedonia will be more than eight years.

Keywords: Matched case-control designs, Conditional logistic regression analysis, European Union.

TÜRKİYE İKLİM BÖLGELERİNİN HİYERARŞİK KÜMELEME YÖNTEMİ İLE BELİRLENMESİ

Elçin KARTAL*
Fidan M. FAHMI****
Vilda PURUTÇUOĞLU*****
Gülser KÖKSAL*****

Cem İYİGÜN**
Ceylan YOZGATLIGİL****
İnci BATMAZ*****
Murat TÜRKEŞ*****

ÖZET

Hükümetlerarası İklim Değişikliği Paneli (IPCC)'ne göre yerküre ısınmaktadır. Bunun nedeni atmosferdeki CO₂ ve diğer sera gazı birikimindeki artıştır. Küresel ısınmaya bağlı iklim değişikliğinin etkisi deniz seviyesinin yükselmesi, buzulların erimesi, iklim bölgelerinin sınırlarının değişmesi, meteorolojik olaylar ve buna bağlı doğal afetlerin artması gibi bölgesel ve zamansal olarak değişik biçimlerde ortaya çıkmaktadır (Türkeş vd., 1999a; Türkeş, 2008). İklim değişikliğini klimatolojik ve meteorolojik verinin analizi ile incelemek mümkün olabilmektedir. Bu çalışmada tüm dünyada görülen iklim değişikliğinin, Türkiye'nin daha önce belirlenen iklim bölgelerinin sınırlarına olan etkisini incelemek amaçlanmıştır. Türkiye Devlet Meteoroloji İşleri Genel Müdürlüğü'nün farklı istasyonlarda 1950-2006 yılları arasında kaydettiği yağış ve çeşitli sıcaklık (ortalama, minimum, maksimum vb.) verilerine bir dizi ön işlem yapıldıktan sonra 'hiyerarşik kümeleme analizi' uygulanmıştır. Sıcaklık ve yağış değişkenlerinin farklı niteliklere sahip olması nedeniyle veriler standartlaştırılarak çok değişkenli kümeleme analizi ele alınmıştır. Çalışmada uygulanan hiyerarşik kümeleme yöntemleri, dört farklı uzaklık tanımını içeren tek bağlantı, ortalama bağlantı, tam bağlantı ve Ward yöntemleridir. Bu yöntemlerin kullanılmasıyla elde edilen kümelerin kararlılıklarının test edilebilmesi için yöntemler 1950-2006 ve 1970-2006 yılları arasında olmak üzere iki farklı zaman dilimi için uygulanmıştır. Yöntemlerden Ward yönteminin daha kararlı ve anlamlı kümeler oluşturduğu gözlemlenmiştir. Ward yöntemi sonucuna göre sıcaklık ve yağış özellikleri bakımından Türkiye'de yedi iklim bölgesi bulunduğu söylenebilir. Ancak bu iklim bölgeleri önceden bilinen bölgelerden farklıdır.

Anahtar Kelimeler: Hiyerarşik kümeleme yöntemi, Öznel değerlendirme, Türkiye iklim bölgeleri.

*Ar. Gör., Orta Doğu Teknik Üniversitesi, İstatistik Bölümü, e-posta: ekartal@metu.edu.tr

**Yrd. Doç. Dr., Orta Doğu Teknik Üniversitesi, Endüstri Mühendisliği Bölümü, e-posta: iyigun@ie.metu.edu.tr

***Doktora Öğrencisi, Orta Doğu Teknik Üniversitesi, İstatistik Bölümü, e-posta: fidantelaferli@yahoo.com

****Yrd. Doç. Dr., Orta Doğu Teknik Üniversitesi, İstatistik Bölümü, e-posta: ceylan@metu.edu.tr

*****Yrd. Doç. Dr., Orta Doğu Teknik Üniversitesi, İstatistik Bölümü, e-posta: vpurutcu@metu.edu.tr

*****Doç. Dr., Orta Doğu Teknik Üniversitesi, İstatistik Bölümü, e-posta: ibatmaz@metu.edu.tr

*****Prof. Dr., Orta Doğu Teknik Üniversitesi, Endüstri Mühendisliği Bölümü, e-posta: koksai@ie.metu.edu.tr

*****Prof. Dr., Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi, Coğrafya Bölümü, e-posta: murat.turkes@comu.edu.tr

Bu çalışma, Orta Doğu Teknik Üniversitesi tarafından BAP-2008-01-09-02 nolu bilimsel araştırma projesi olarak desteklenmektedir.

Makale, 28-30 Haziran 2010 tarihlerinde ODTÜ tarafından düzenlenen olan 7. İstatistik Günleri Sempozyumu'nda sunulmuş olup, herhangi bir yerde yayımlanmamıştır.

1. GİRİŞ

İklim değişiminin etkisi gün geçtikçe artmaktadır. Bu etki bölgesel ve zamansal olarak farklı biçimlerde ortaya çıkmaktadır (Türkeş vd., 1999a; Türkeş, 2008). İklim bölgelerindeki olası değişimleri klimatolojik ve meteorolojik verinin analizi ile incelemek mümkündür. Bu amaçla kullanılan en yaygın ampirik yöntemler hava durumu etkilerini göz önüne alan Koeppen ve Thorntwaite sınıflandırmasıdır (Türkeş, 2010). Bu nicel yöntemde kullanılan kurallar özeldir ve iklim kuşakları geçişler yerine kesin sınırlarla çizilmektedir. Diğer yandan öznel sınıflandırmaların yerine, nesnel bir yöntem olan tanımlayıcı veri madenciliği gibi istatistiksel kuralların gelişmesiyle birlikte, benzer iklim özelliklerine sahip bölgeleri gruplamak da mümkün olabilmektedir. Bu amaçla kullanılan en önemli yöntemlerden biri **kümeleme** analizidir. Örneğin Mexico City'nin iklim kuşaklarının belirlenmesine ait bir çalışmada çok değişkenli analizlerden biri olarak hiyerarşik kümeleme yöntemi kullanılmıştır (Estrada, 2009). Benzer şekilde Amerika Birleşik Devletlerinin iklim bölgeleri, sıcaklık ve yağış verilerine uygulanan hiyerarşik kümeleme yöntemi ile belirlenmeye çalışılmıştır (Fovell ve Fovell, 1993). Türkiye'ye ait bir çalışmada ise iklim kuşakları, 1951-1998 yılları arasındaki minimum, maksimum, ortalama sıcaklık ve toplam yağış değişkenlerine hiyerarşik kümeleme yöntemi uygulanarak incelenmiş ve analiz sonucunda yedi farklı iklim kuşağı elde edilmiştir (Ünal vd., 2003). Bu çalışmada elde edilen bölgeler daha önceden bilinen yedi iklim bölgesi (Erinç, 1984) ile karşılaştırılmış ve sınırlarda farklılaşmalar olduğu ortaya konmuştur. Türkiye'ye ait bir diğer çalışmada da iklim bölgeleri, merkeze dayalı kümeleme yöntemleri ile analiz edilmiş ve sonuçlar karşılaştırılmıştır (Fahmi vd., 2010).

Bu çalışmada da Türkiye'nin iklim bölgeleri 1950-2006 yılları arasındaki yedi sıcaklık ve bir yağış değişkenlerine uygulanan hiyerarşik kümeleme yaklaşımıyla incelenmiştir. Hiyerarşik kümeleme yöntemi olarak tek bağlantı (single linkage), ortalama bağlantı (average linkage), tam bağlantı (complete linkage) ve Ward yöntemi olmak üzere dört yöntem kullanılmıştır. Yöntemler, oluşturdukları kümelerin kararlılık ve anlamlılıklarına göre karşılaştırılmıştır. Karşılaştırma sonucunda en kararlı ve anlamlı kümelemenin Ward yöntemiyle elde edildiği gözlenmiş ve analizlerin devamında bu yöntem esas alınarak Türkiye'deki iklim bölgeleri incelenmiştir. Analizler sonucunda Türkiye'de yedi iklim bölgesi olduğu ortaya konmuş ve bu bölgeler önceki çalışma sonuçlarıyla karşılaştırılmıştır. Makalenin içeriği ise şu şekilde sunulmuştur: Veriler hakkında ayrıntılı bilgi makalenin 2. Bölümü'nde yer almaktadır. Bölüm 3'de hiyerarşik kümeleme yönteminin esasları ve farklı uzaklık tanımlarına sahip dört hiyerarşik kümeleme yöntemlerinden söz edilmektedir. Bölüm 4, yöntemlerin uygulandığı ve bulguların grafikler yardımıyla sunulduğu bölümdür. En son olarak da Bölüm 5'te sonuç ve gelecekteki çalışmalara yer verilmektedir.

2. VERİLER

Türkiye'deki iklim bölgelerinin kümeleme yöntemi ile incelenmesi için gerekli olan klimatolojik ve meteorolojik veri Devlet Meteoroloji İşleri Genel Müdürlüğü (DMİGM)'nden alınmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenler, iklim üzerinde etkileri bilinen sıcaklık ve yağış değişkenleridir. Sıcaklık verisi, ortalama, minimum, maksimum, minimum sıcaklıkların ortalaması, maksimum sıcaklıkların ortalaması, ortalama sıcaklıkların maksimumu ve ortalama sıcaklıkların minimumu olmak üzere yedi sıcaklık değişkenini içermektedir. Yağış verisi olarak da ortalama yağış değişkeni

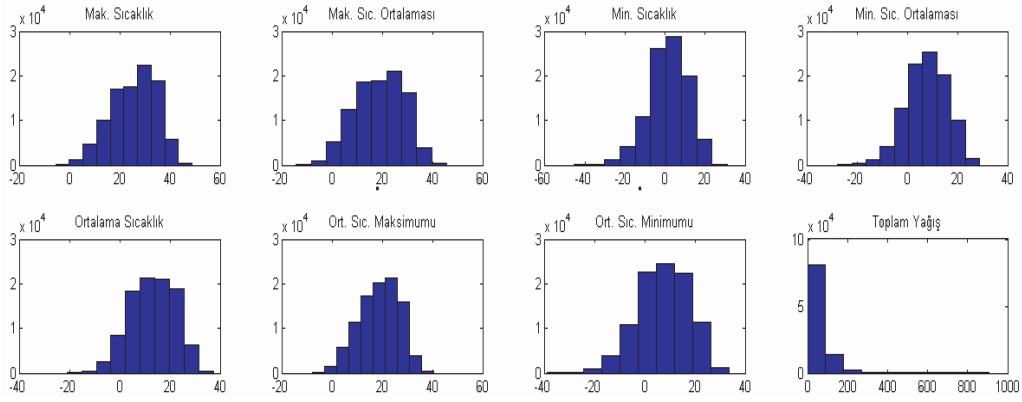
ele alınmıştır. Veriler, 277 istasyonda, 1950-2006 yılları arasında aylık olarak kaydedilmiş gözlemlerden oluşmaktadır. Ancak birçok istasyonda kayıp gözlemler olması nedeniyle veriler önışlemlerden geçirilmiştir. Bu amaçla en az iki yıl üst üste kayıp gözlem içeren istasyonlar çalışmada gözardı edilirken, yıl içindeki eksik gözlemler ortalama eksik doldurma yöntemi ile tamamlanmıştır. Aslan vd. (2010a, 2010b) çalışmalarında aynı klimatolojik ve meteorolojik veri üzerinde Beklenti En Büyükleme (EM) Markov Zinciri Monte Carlo (MCMC) yönteminin, kayıp verileri doldurmada en iyi yöntem olduğunu göstermişlerdir. Nitekim kayıp verilerin önerilen bu yöntemle doldurulması, halen devam eden bir çalışmadır. Bu sebeple bu çalışmada, Türkiye'deki iklim bilimcilerin kullandığı ortalama alma yöntemi kullanılmıştır. Ayrıca sonuçlarda oluşabilecek yanlılığı azaltmak amacıyla, en az iki yıl üst üste kayıp gözlem içeren istasyonlar çalışmada kullanılmamıştır. Sonuç olarak 1950-2006 yıllarında bu koşulu sağlayan 62 istasyon bulunmuş ve bunların tamamı da analizlerde kullanılmıştır. En çok istasyon bilgisinin yer aldığı zaman aralığı ise 1970-2006 yılları olarak gözlemlenmiştir.

1970-2006 zaman aralığı sıcaklık ve yağış değişkenlerine ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 1'de verilmiştir. Değişkenlerin basıklık ve çarpıklık istatistikleri ve histogramları incelendiğinde (Şekil 1), sıcaklık değişkenlerinin az da olsa sola çarpık bir dağılıma sahip olduğu söylenebilir. Yağış değişkeninin dağılımı ise sağa çarpık bir dağılımdır. Ayrıca sıcaklık değişkenlerine ait basıklık katsayıları üç değerine yakın olduğu için dağılımların normal dağılımdan çok uzaklaşmadığı söylenebilir. Oysa ki 14.26 basıklık değeriyle yağış değişkeni normal dağılımdan farklılaşarak sağa çarpık bir dağılım sergilemektedir. Nitekim Dünya Meteoroloji Örgütü'nün raporunda yıllık yağış verilerinin gamma dağılıma sahip olabileceği vurgulanmıştır (WMO, 1983).

Tablo 1. Sıcaklık ve yağış değişkenlerine ilişkin tanımlayıcı istatistikler

İstatistikler	Mak.	Mak.Sic. Ort.	Min.	Min. Sic. Ort.	Ort.	Ort. Sic. Mak.	Ort. Sic. Min.	Toplam Yağış
Ortalama	25,50	18,76	1,56	7,64	13,00	18,72	7,10	52,22
Standard Sapma	8,96	9,57	9,75	8,00	8,82	7,93	10,18	57,33
Minimum	-5,8	-14,5	-45,6	-27,9	-21,2	-8,2	-39,3	0,0
Maksimum	48,8	45,6	31,1	28,7	37,3	40,5	33,5	907,2
Basıklık (Kurtosis)	2,42	2,29	3,26	2,88	2,46	2,46	2,79	14,26
Çarpıklık (Skewness)	-0,33	-0,18	-0,48	-0,26	-0,22	-0,29	-0,31	2,52

(Verilerde Mak., Min., Sic. ve Ort. kısaltmaları, sırasıyla, maksimum, minimum, sıcaklık ve ortalamayı ifade etmektedir.)



Şekil 1. Sıcaklık ve yağış değişkenlerine ilişkin histogramlar
(Grafiklerdeki Mak., Min. ve Sic. kısaltmaları, sırasıyla, maksimum, minimum ve sıcaklığı ifade etmektedir.)

3. YÖNTEM

Atmosferik araştırmalarda yaygın olarak kullanılan yöntemlerden birisi kümeleme analizidir (Kalkstein vd., 1987). Kümeleme analizi, aynı grup içerisindeki nesnelerin birbirine benzer veya ilişkili olması; farklı gruptakilerin ise birbirinden farklı olması ya da ilişkilerinin bulunmamasını göz önüne alarak nesnelere gruplandırır. Kümeleme işleminde nesnelere arasındaki uzaklığı (benzerliği) belirlemek için Öklit uzaklığı, Manhattan, Mahalanobis gibi değişik uzaklık ölçüleri kullanılmaktadır (Tan vd., 2006). Öklit uzaklığı birçok çalışmada olduğu gibi atmosferik çalışmalarda da en sık kullanılan uzaklık ölçüsüdür.

Kümeleme analizinde birçok çok değişkenli istatistik analizinde önemli olan, verilerin normalliği varsayımı, doğrusallık, ortak varyansa sahip olma gibi varsayımlar önem taşımamaktadır. Fakat bu varsayımlar yerine, örneklemin kitleyi temsil etme gücü dikkate alınır (Grimm ve Yarnold, 2000). Çünkü bu analizde kümeler, kitlenin yapısını göstermek için türetilirler. Çalışmada, Türkiye'nin çeşitli şehir ve ilçelerine yerleştirilmiş olan istasyonlardan elde edilen klimatolojik ve meteorolojik veri kullanıldığı için örneklemin kitleyi temsil gücünün yüksek olduğu düşünülmektedir.

Ayrıca iklim kuşaklarının belirlenmesine dair çoğu çalışmada hiyerarşik kümeleme analizi kullanılmıştır (Fovell ve Fovell, 1993; Ünal vd., 2003; Estrada vd., 2009). Hiyerarşik kümeleme yönteminde, verideki her bir gözlemin bir küme olduğu kabul edilerek analize başlanır ve her aşamada aralarında en yüksek benzerlik (en yakın) ölçümüne sahip olan kümeler birleştirilir. Kümelendirme işlemi tüm elemanların bir kümede birleşmesiyle son bulur. Kümeleme sırasındaki birleştirmeler uzaklık veya benzerlik matrisi sonuçlarını taşıyan hiyerarşik ağaç veya dal grafiği (dendogram) ile gösterilebilir (Tan vd., 2006) ve bu dendogramlar yardımıyla uygun **küme sayısı** belirlenebilir.

Hiyerarşik yöntemler, nesnelere arasındaki uzaklıkları hesaplama yöntemlerine göre farklılıklar göstermektedirler. Tek bağlantı, tam bağlantı, ortalama bağlantı ve Ward yöntemi bunlardan bazılarıdır. Tek bağlantı yöntemi, her küme için o kümede yer alan gözlemlerin birbirlerine olan Öklit uzaklıklarını karşılaştırır. Kümelemeler yerel olarak

yapılır. İki kümenin birbirine en yakın olduğu alan dikkate alınarak kümenin uzak bölümleri ve kümelerin genel yapısı gözardı edilir. Bu nedenle tek bağlantı yönteminde gözlemlerin kümelerine sıralı biçimde bağlanabilmesinden kaynaklanan “zincirleme” problemi sıkça ortaya çıkmaktadır. Tam bağlantı yöntemi, zincirleme problemini ortadan kaldırmaya yönelik olarak geliştirilen bir yöntemdir. Bu yöntem, tek bağlantı yöntemine göre veriyi daha anlamlı kümelerle ayırmasına rağmen, aykırı gözlemlerden çok fazla etkilenmektedir. Ward yöntemi ise iklim çalışmasında sıkça kullanılan ve iyi sonuçlar verdiği ortaya konan bir yöntemdir (Ünal vd., 2003; Kalkstein vd., 1987). Bu yöntemde küme-içi hata kareler toplamındaki artış küçültülmeye çalışılmaktadır. Bu nedenle, Ward yöntemindeki yaklaşım, olabildiğince küçük ve eşit sayıda gözlem içeren kümelerin oluşmasını sağlamaktadır. İklim çalışmalarında eşit sayıda gözlem içeren kümelerin elde edilmesi gibi bir kısıt olmadığından dolayı Ward yöntemi ile elde edilen sonuçların anlamlılığı dikkatle incelenmelidir. Ortalama bağlantı, diğer yöntemlerin eksikliklerini ortadan kaldıran bir yöntemdir. Buna bağlı olarak tek bağlantı yönteminde gözlenen zincirleme problemi, bu yöntemde çok nadir olarak gözlemlenmektedir. Ward yönteminden farklı olarak ise küme-içi varyansın küçülmesi ile birlikte kümeler arası varyansın büyümesi de dikkate alınır. Bu nedenle, iklim çalışmalarında diğer yöntemlere göre daha anlamlı sonuçlar verebildiği söylenebilir (Kalkstein vd., 1987).

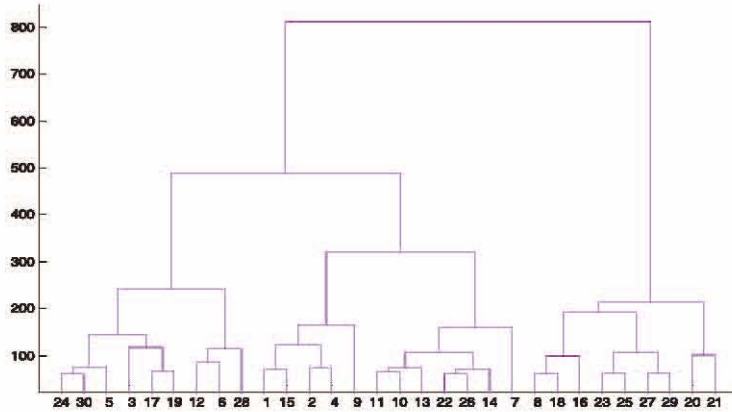
4. YÖNTEMLERİN UYGULANMASI VE BULGULAR

Türkiye’deki iklim bölgelerini yeniden incelemek amacıyla Türkiye DMİGM’ye ait 277 istasyonda kaydedilen yedi sıcaklık değişkeni (minimum, maksimum, ortalama, vb.) ile toplam yağış değişkeni ele alınmıştır. Hiyerarşik kümeleme yöntemi olarak farklı uzaklık hesaplama teknikleri içeren tek bağlantı, ortalama bağlantı, tam bağlantı ve Ward yöntemleri kullanılmıştır. Bu yöntemlerde Öklid uzaklık ölçüsü kullanıldığından dolayı değişkenlerin aynı ölçekte olmaları önem kazanmaktadır. Bu nedenle kümeleme analizinde eşit olarak ağırlıklandırılabilmesi için farklı ölçeklerde olan sıcaklık ve yağış değişkenleri ortalamaları sıfır ve varyansları bir olacak şekilde standartlaştırılmıştır. Ayrıca Bölüm 2’de vurgulandığı gibi en az iki yıl üst üste kayıp gözlem içeren istasyonlar çalışmada gözardı edilmiştir. Bu nedenle 1950-2006 yıllarında analizlerde kullanılabilen istasyon sayısı sadece 62’dir.

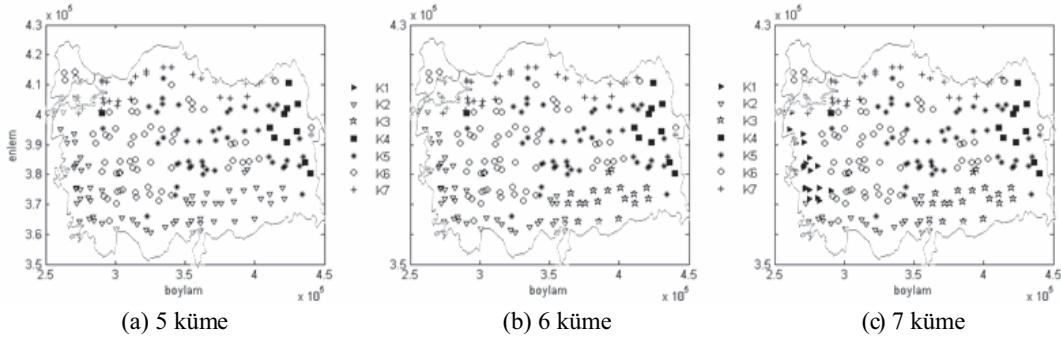
Buna ek olarak analizlerde, kümeleme analizinin daha güvenilir sonuçlar üretebilmesini sağlamak amacıyla daha fazla (220) istasyona ait klimatolojik ve meteorolojik verinin yer aldığı 1970-2006 zaman aralığında kullanılmıştır. Bu analizler sonucunda farklı yöntemlerle elde edilen kümelerin kararlılıklarını test edebilmek için 1950-2006 zaman aralığında klimatolojik/meteorolojik verisine sahip olan 62 istasyon için kümeleme analizi yeniden uygulanmıştır. Her iki veri kümesi için benzer gruplamalar oluşturularak kararlı küme yapıları sunan yöntemler, oluşturdukları kümelerin anlamlılıklarına göre de değerlendirilmişlerdir.

Bilindiği gibi birçok kümeleme yöntemindeki en önemli problem küme sayısının bilinmemesidir. Diğer yöntemlerden farklı olarak hiyerarşik kümelemede, oluşturulan kümeleri dendogram aracılığıyla geometriksel veya şekilsel olarak tanımlamak mümkündür. Dendogramda birbirine benzer istasyonlar, dallarla birbirine bağlanır (Şekil 2) ve bu dallar kümeler arası uzaklıkları ifade etmektedir. Dalların uzunluğu arttıkça kümeler arası uzaklık da artmaktadır. Bu özellikten faydalanarak anlamlı kümeler oluşturulabilir. Bu çalışmada, yöntemlerden elde edilen dendogramlar incelenmiş ve en uygun küme sayısının, tek bağlantı yöntemi için dört ve ortalama, tam

bağlantı ve Ward yöntemi içinse yedi olduğu sonucuna varılmıştır. Bu sonucun gerçekten anlamlı kümeler oluşturup oluşturulmadığını görebilmek amacıyla da yöntemler, değişik küme sayıları için uygulanmış ve sonuçların geçerliliği doğrulanmıştır. Bahsedilen analizlere ilişkin bir örnek Şekil 3’de verilmiştir. Bu şekilde, Ward yönteminin beş, altı ve yedi küme sayısı için oluşturduğu kümeler yer almaktadır. Bu kümeler Karadeniz, Marmara, Ege, Akdeniz, İç Anadolu, Doğu Anadolu ve Güneydoğu Anadolu olarak bilinen yedi bölgenin (Erinç, 1984) ismi kullanılarak değerlendirilmişlerdir. Şekil 3(a)’da K2, K4, K5, K6 ve K7 olmak üzere beş küme yer almaktadır. K2 ile ifade edilen küme Ege, Akdeniz ve Güneydoğu Anadolu bölgesindeki istasyonları kapsamaktadır. Bu küme, Şekil 3(b)’de bölünerek K2 ve K3 kümelerini oluşturmuştur. Burada K2 kümesi, Ege ve Akdeniz bölgesindeki istasyonları kapsarken, K3 ile ifade edilen küme, Güneydoğu Anadolu bölgesindeki istasyonları içermektedir. Şekil 3(c)’de ise Şekil 3(a)’da yer alan K2 kümesi K1, K2 ve K3 olmak üzere üç kümeye ayrılmıştır ve sırasıyla Ege, Akdeniz ve Güneydoğu Anadolu bölgelerindeki istasyonları gruplamaktadır. Dolayısıyla Şekil 3(c)’deki kümelendirmelerin Türkiye iklim özellikleri açısından anlamlı kümeleri oluşturduğu düşünülerek, Ward yöntemi sonucu bulunan anlamlı küme sayısı, yedi olarak belirlenmiştir. Benzer analizin tek bağlantı yöntemi ile tekrarlanması sonucunda ise uygun küme sayısının dört, ortalama bağlantı ve tam bağlantı yöntemleri ile belirlenmesiyle de yedi olduğu gözlenmiştir. Tek bağlantı yönteminin diğer yöntemlerden farklı sonuçlar koyma sebebinin, yöntemde sıkça görülen zincirleme probleminden kaynaklandığı belirlenmiştir.



Şekil 2. 1970-2006 zaman aralığındaki değişkenler için Ward yöntemine ait dendrogram
(İstasyon sayısı 30’dan fazla olduğu için alt dallar birleştirilmiştir. Bu nedenle en alttaki dallar birden fazla istasyonu içerebilmektedir.)



Şekil 3. Ward yönteminin 1970-2006 verilerine uygulanmasıyla elde edilen kümeler

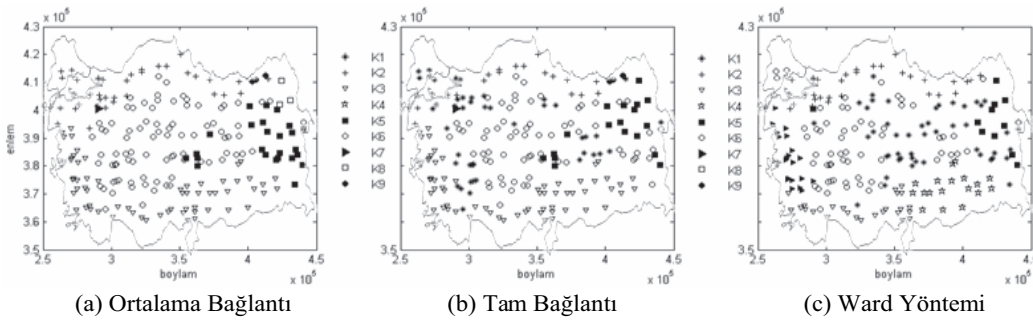
Diğer yandan, yöntemlerin uygulanmasıyla elde edilen kümelerin veriye uygunluğunu test edebilmek amacıyla Cophenetic İlişki Katsayısı (CPCC) kullanılmıştır (Sokal ve Rohlf, 1962). Değerlendirmede, bu katsayı bir'e yaklaştıkça elde edilen kümelemenin veriye uygunluğu artmaktadır. Dört farklı yöntemle oluşturulan kümelerin klimatolojik ve meteorolojik veriye uygunluğunu ölçen CPCC katsayıları Tablo 2'de verilmiştir.

Tablo 2. Cophenetic İlişki Katsayıları

Veri	Tek Bağlantı	Ortalama Bağlantı	Tam Bağlantı	Ward Yöntemi
1950-2006	0.601	0.782	0.659	0.635
1970-2006	0.508	0.722	0.701	0.634

Tablo 2'deki sonuçlar incelendiğinde, klimatolojik ve meteorolojik veriye en uygun kümelemenin ortalama bağlantı yöntemi ile oluşturulduğu söylenebilir. Ayrıca tek bağlantı tekniği ile elde edilen kümelerin veriye uygunluğunun, tam bağlantı, ortalama bağlantı ve Ward yöntemi ile elde edilen kümelerin veriye uygunluğundan daha kötü olduğu görülmektedir. Bu nedenle analize sadece ortalama bağlantı, tam bağlantı ve Ward yöntemleri ile devam edilmiştir. Şekil 4'de üç yöntemin yedi küme sayısı için edilen kümelendirme sonuçları gösterilmektedir.

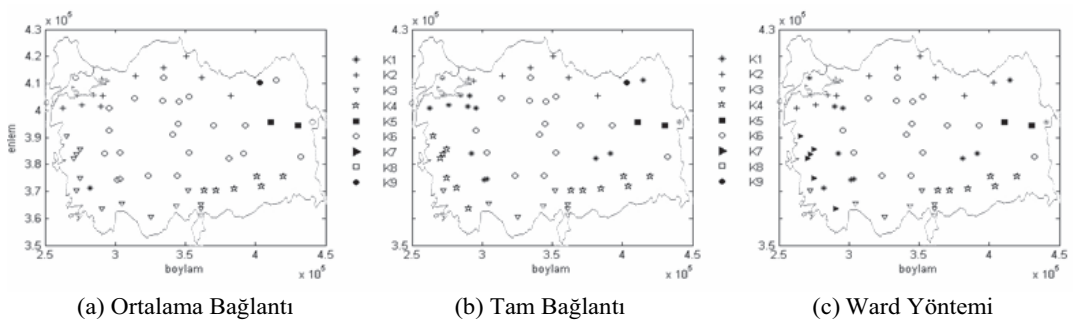
Şekil 4(a)'da ortalama bağlantı yöntemi ile elde edilen yedi kümede K7 kümesinin sadece Uludağ (Bursa) istasyonundan oluştuğu görülmektedir. K8 ve K9 kümeleri ise kuzeydoğu Karadeniz bölgesindeki ve kuzeydoğu Anadolu bölgesindeki üç istasyonu içermektedir. Bunlarla birlikte Ege, Akdeniz ve Güneydoğu Anadolu bölgelerindeki istasyonlar tek bir kümede yer almaktadır. Diğer üç kümeyi ise Karadeniz bölgesi, İç Anadolu Bölgesi ve Doğu Anadolu bölgesindeki istasyonlar oluşturmaktadır. Diğer yandan Şekil 4(b)'de yer alan tam bağlantı yönteminin sonuçları incelendiğinde Uludağ (Bursa) istasyonunun yine tek başına bir küme oluşturduğu ve Şekil 4(a)'daki gibi Doğu Karadeniz bölgesindeki üç istasyonun tek bir kümede yer aldığı bulunmuştur. Fakat Şekil 4(a)'dan farklı olarak, iç kısımlardaki istasyonlar K1 ve K6 olmak üzere iki farklı kümede yer almaktadır. Ayrıca Şekil 4(a)'da Karadeniz bölgesindeki istasyonlarla aynı kümede (K2) yer alan Marmara bölgesindeki istasyonlar, tam bağlantı yönteminde, İç Anadolu bölgesindeki istasyonlarla aynı kümeyi (K1) oluşturmaktadırlar.



Şekil 4. 1970-2006 zaman aralığındaki veriler için elde edilen kümeleme sonuçları

Son olarak Şekil 4(c)'de sunulan kümelere, Ward yönteminin diğer iki yöntemden biraz daha farklı sonuçlar ortaya koyduğu bulunmuştur. Örneğin, K3 ile ifade edilen Ege, Akdeniz ve Güneydoğu Anadolu bölgesindeki istasyonları kapsayan küme, Ege bölgesindeki istasyonların yer aldığı K7, Akdeniz ve Güneydoğu Anadolu'daki istasyonların yer aldığı K3 ve K4 kümelerine ayrılmıştır. Ayrıca Marmara bölgesindeki istasyonlardan sadece kuzeybatı Marmara (Trakya)'da yer alan istasyonlar İç Anadolu bölgesindeki istasyonlarla benzer özellik göstererek aynı kümede yer almaktadırlar. İç bölgelerdeki kümelendirme ise ortalama bağlantı yöntemindeki gibi bütünsel değildir. Yani buradaki istasyonları, sınırları belirgin iki kümede toplamak mümkün olmamaktadır. Bunun dışında diğer iki yöntemden farklı olarak, Bursa istasyonunun Doğu Anadolu bölgesindeki istasyonlarla aynı kümede yer aldığı-görülmektedir. Sonuç olarak, Türkiye'nin iklim özelliği göz önüne alındığında Ward yöntemi ile elde edilen kümelendirmenin diğer iki yöntemle elde edilen kümelendirmelerden daha gerçekçi olduğu söylenebilir.

Son olarak, ortalama, tam bağlantı ve Ward yöntemleri ile elde edilen kümelerin kararlılıklarını incelemek amacıyla, sadece 62 istasyon bilgisinin yer aldığı 1950-2006 zaman dilimindeki klimatolojik ve meteorolojik veri ele alınmıştır. Bu verilere uygulanan hiyerarşik kümeleme yöntemlerinin sonuçları Şekil 5'de yer almaktadır.



Şekil 5. 1950-2006 zaman aralığındaki veriler için elde edilen kümeleme sonuçları

Kümelendirmede, Şekil 5(a) ve (b)'de ortalama ve tam bağlantı yöntemleri ile elde edilen kümelerin, 1970-2006 yılları için elde edilen kümelere daha farklı olduğu görülmektedir. Nitekim Şekil 4(a) ve (b)'de tek bir kümede (K3) yer alan Ege, Akdeniz ve Güneydoğu Anadolu istasyonları, Şekil 5(a)'da yer alan ortalama bağlantı yöntemi ile iki bölgeye ayrılmıştır. Bu bölgeler, Ege ve Akdeniz bölgesindeki istasyonları içeren K3 kümesi ile Güneydoğu Anadolu bölgesindeki istasyonları içeren K4 kümesidir.

Benzer şekilde Şekil 4(a) ve (b)'de tek bir kümede (K3) yer alan Ege, Akdeniz ve Güneydoğu Anadolu istasyonları, Şekil 5(b)'de yer alan tam bağlantı yöntemi ile Ege ve Güneydoğu Anadolu bölgesindeki istasyonları içeren K4 kümesi ile Akdeniz bölgesindeki istasyonları içeren K3 kümesine bölünmektedir. Buna karşın Ward yöntemi sonuçlarına göre Şekil 4(c) ile Şekil 5(c) de yer alan kümelendirmeler birbirine benzemektedir. Zira her iki veri için Ege, Akdeniz ve Güneydoğu bölgelerindeki istasyonlar K7, K3 ve K4 kümelerinde yer almaktadır. Ayrıca Kuzeybatı Marmara (Trakya) bölgesindeki istasyonların, İç Anadolu bölgesindeki istasyonlarla aynı kümede yer aldığı bilgisi de geçerliliğini korumaktadır. Dolayısıyla tüm bu sonuçlar dikkate alındığında, Ward yönteminin diğer iki yöntemle göre daha kararlı bir yapı sergilediği söylenebilir. Bu nedenle çalışmada Ward yöntem ile elde edilen kümelendirmeler ele alınmış ve analiz sonuçları, bu yöntemle göre değerlendirilmiştir. Belirlenen yeni bölgeler ve bu bölgelerdeki istasyonlar EK'de sunulmuştur.

5. TARTIŞMA VE SONUÇ

Bu çalışmada Türkiye'deki iklim bölgeleri sıcaklık ve yağış özelliklerine göre hiyerarşik kümeleme yöntemi ile incelenmiştir. Dört farklı hiyerarşik kümeleme yönteminin uygulanması ile elde edilen kümeler Türkiye iklim özellikleri açısından anlamlılıklarına ve kararlı yapıda olup olmamalarına göre karşılaştırılmışlardır. Analiz sonucunda Ward yöntemi ile elde edilen sonuçlar daha anlamlı bulunmuştur.

Bu yöntemle elde edilen sonuçlara göre Türkiye'de yedi iklim bölgesi olduğu söylenebilir. Fakat bulunan bu yedi bölge, önceden bilinen yedi iklim bölgesinden (Erinç, 1984) farklıdır. Örneğin, Kuzey Marmara (Trakya) bölgesi, İç Anadolu bölgesi ile benzer özellik göstermektedir. Ege Bölgesindeki istasyonlara bakıldığında ise orta ve doğu Ege'deki istasyonlarla İç Anadolu bölgesindeki istasyonlar aynı grupta yer almaktadır. Bunun dışında Güney Ege ile Akdeniz bölgesindeki istasyonlar birleşerek tek bir grup oluşturmuşlardır. Marmara bölgesi ile Karadeniz bölgesi birleşmiştir. Doğu Anadolu'nun Batı bölgesindeki istasyonların İç Anadolu iklim özelliği göstermesinden dolayı Doğu Anadolu bölgesinin sınırları daralarak, sadece en Doğu kesimlerdeki istasyonlar tek bir grupta toplanmışlardır. Bununla birlikte Doğu Beyazıt (Ağrı) ve Iğdır istasyonları da İç Anadolu özelliği taşımaktadır (Bkz., EK). Sonuç olarak İç Anadolu iklim yapısı Türkiye genelinde yayılırken kıyı bölgelerindeki iklim kümeleri daralmaktadır. Bu da kuraklığın yaygınlaşması olarak değerlendirilebilir.

Türkiye'nin iklim bölgelerinin incelendiği en son çalışmalardan Fahmi vd. (2010) tarafından elde edilen sonuçlar incelendiğinde bu çalışmada bulunan sonuçların desteklendiği söylenebilir. Fahmi vd. (2010) da sadece sıcaklık değişkenleri ele alınmış ve çalışma sonucunda beş bölge elde edilmiş olmasına rağmen Ege bölgesindeki istasyonların sıcaklık özelliği bakımından Akdeniz bölgesinde yer alan istasyonlarla benzer özellikler göstermesi ve Trakya'daki istasyonlar haricindeki Marmara bölgesi istasyonlarının Karadeniz bölgesindeki istasyonlarla aynı grupta yer alması iki çalışmanın ortak sonucudur.

Ünal vd. (2003)'nin çalışmasında da Ward yöntemi ile yedi iklim bölgesi elde edilmiştir. Çalışmada Ege ve Batı Akdeniz bölgeleri birleşmiş ve Doğu Akdeniz olarak başka bir bölge tanımlanmıştır. Bu çalışmada ise Güney Ege ile Akdeniz bölgesindeki istasyonlar birleşerek tek bir grup oluşturmuşlardır. Yani, Akdeniz bölgesinin sınırları batıya doğru biraz daha genişlemiştir. Ancak Ünal vd. (2003) bütün sıcaklık

değişkenlerini kullanmak yerine sadece üç sıcaklık verisi kullandığı için değişkenlerin bütün niteliklerini tam kapsayamamaktadır. Ayrıca küresel ısınma etkilerinin açık bir şekilde gözlemlendiği 1998 sonrası verileri içermemektedir. Bu nedenle sunduğumuz çalışma daha geniş kapsamlı olup bilinmekte olan eski iklim bölgelerinin (Erinç, 1984) halen var olduğunu, ancak sınırlarda değişmeler olduğu, Orta Anadolu bölgesi kurak ikliminin daha yaygınlaşıp kıyı şeridi ikliminde daralma olduğunu göstermektedir. Bunun iklim değişikliğinin ve Türkiye’de olası kuraklığın göstergelerinden biri olarak değerlendirilebileceği düşünülmektedir.

6. KAYNAKLAR

Aslan, S., Yozgatlıgil, C., İyigün, C., Batmaz, İ., Türkeş, M., Tatlı, H., 2010a. Comparison of missing value imputation methods for Turkish monthly total precipitation data. 9th International Conference of the Computer Data Analysis and Modeling: Complex Stochastic Data and Systems, Tam Metin Kitabı, Minsk, Belarus State University, 2, 137-140.

Aslan, S., Yozgatlıgil, C., İyigün, C., Batmaz, İ., Tatlı, H., 2010b. Meteorolojik zaman serilerinde kayıp veri tahmin yöntemlerinin başarımının korelasyon boyutu analiziyle karşılaştırılması. 7. İstatistik Günleri Sempozyumu, Özetler Kitabı ODTÜ, Ankara, Türkiye. 100-102.

Erinç, S. 1984. Climatology and its methods., 3rd edition. İstanbul, Gür-ay Press Inc. Estrada, F., Martinez-Arroyo A., Fernandez-Equiarte A., Luyando E., Gay C., 2009. Defining climate zones in Mexico City using multivariate analysis. Atmosfera, 22, 175-193.

Fahmi, F. Kartal, E., İyigün, C., Türkeş, M., Yozgatlıgil, C., Purutçuoğlu, V., Batmaz, İ., Köksal, G., 2010. Determining the climate zones of Turkey by center-based clustering methods. Nonlinear Dynamics of Complex Systems: Applications in Physical, Biological and Financial Systems, (Eds.) J.A. Tenreiro Machado, Dumitru Baleanu ve Albert Luo. Berlin: Springer (Basımda).

Fovell, G. R., Fovell, M., 1993. Climate zones of conterminous United States defined using cluster analysis. Journal of Climate, 6, 2103-2120.

Grimm, L. G., Yarnold, P. R., 2000. Reading and understanding more multivariate statistics. American Psychological Association, Washington, DC.

Kalkstein, L. S., Tan, G., Skindlov, J. A., 1987. An evaluation of three clustering procedures for use in synoptic climatological classification. Journal of Climate and Applied Meteorology, 26, 717-730.

Sokal, R. R., Rohlf F. J., 1962. The comparison of dendograms by objective methods. Taxon, 11, 33-40.

Tan, P. N., Steinbach, M., Kumar, V., 2006. Introduction to Data Mining. Pearson Addison Wesley, Inc., Boston.

Türkeş, M., 2008. Küresel iklim değişikliği nedir? Temel kavramlar, nedenleri, gözlenen ve öngörülen değişiklikler. İklim Değişikliği ve Çevre, 1, 45-64.

Türkeş, M., Sümer, U. M., Çetiner, G., 1999a. Küresel iklim değişikliği ve olası etkileri, Çevre Bakanlığı, Birleşmiş Milletler İklim Değişikliği Çerçeve Sözleşmesi Seminer Notları (13 Nisan 2000, İstanbul Sanayi Odası), 7-24, ÇKÖK Gn. Md., Ankara.

Türkeş, M., 2010. Klimatoloji ve Meteoroloji, Kriter Yayınevi, İstanbul.

Ünal, Y., Kindap, T., Karaca, M., 2003. Redefining the climate zones of Turkey using cluster analysis. International Journal of Climatology, 23, 1045-1055.

WMO (World Meteorological Organization), 1983. Guide to Climatological Practices, 2nd Ed., Secretariat of World Meteorological Organization, Geneva, Switzerland, No: 100.

IDENTIFYING CLIMATE ZONES OF TURKEY BY HIERARCHICAL CLUSTERING METHOD

ABSTRACT

According to the Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC), the globe has been warming due to the increase in the amount of CO₂ and other greenhouse gases accumulated in the atmosphere. The effect of climate change result from global warming has been observed in different spatio-temporal forms such as rise in the sea level, melting glaciers, the change in the climate regions' boundaries, meteorological events and increase in disasters (Türkeş et al., 1999a; Türkeş, 2008). It is possible to examine the change in climate by analyzing atmospheric data. In this study, it is aimed to investigate the effect of climate change observed globally, on the boundaries of climate regions of Turkey. To accomplish this aim, after preprocessing, hierarchical cluster analysis is employed on the temperature (e.g. mean, minimum, maximum) and precipitation variables recorded in different stations of Turkey State Meteorology Service General Directorate in the period of 1950-2006. Since precipitation and temperature variables have different characteristics, multivariate cluster analysis is applied after all variables are standardized. In the study, four different hierarchical clustering methods with different distance measures are used. These are single linkage, average linkage, complete linkage and Ward method. To be able to test the stabilities of the clusters obtained using these methods, they are applied to the same variables obtained in two different time span: 1950-2006 and 1970-2006. It has been observed that Ward method creates more stable and meaningful clusters. Depending on the results of Ward method, it can be concluded that Turkey has seven climate regions with respect to temperature and precipitation characteristics. However, these regions are different than the ones known previously.

Keywords: Hierarchical clustering method, Subjective evaluation, Climate zones of Turkey.

EK: Ward Yöntemi ile Elde Edilen Yedi Bölgedeki İstasyonların Listesi

Ege	Akdeniz	Güneydoğu Anadolu	Doğu Anadolu	Doğu-İç Anadolu	Batı-İç Anadolu	Karadeniz
Göçeada	Bodrum	Siirt	Ardahan	Kastamonu	Artvin	Bartın
Bozcaada	Dalaman	K.Maraş	Erzurum	Çankırı	Edirne	Zonguldak
Çanakale	Fethiye	G.Antep	Kars	Çorum	Kırklareli	İnebolu
Edremit	Datca	Kilis	Ağrı	Gümüşhane	Bolu	Sinop
Ayvalık	Marmaris	Adıyaman	Uludağ	Bayburt	Merzifon	Samsun
Dikili	Antalya	Urfa	Horasan	Sivas	Amasya	Ordu
Akhisar	Alanya	Mardin	Sarıkamış	Erzincan	Tokat	Giresun
Manisa	Anamur	Diyarbakır	Hınıs	Esenboğa	Iğdır	Trabzon
İzmir	Silifke	Batman	Malazgirt	Yozgat	Bilecik	Rize
Çeşme	Mersin	Ergeril	Özalp	Gemerek	Ankara	Hopa
Kuşadası	Adana	Cermik	Başkale	Van	Kırıkkale	Çorlu
Aydın	İskenderun	Siverek		Nevşehir	Kütahya	Tekirdağ
Denizli	Antakya	Nusaybin		Kayseri	Kırşehir	Kumköy
Muğla	Finike	Cizre		Muş	Tunceli	Sarıyer
Bergama	Kozan	Islahiye		Tatvan	Uşak	Göztepe
Bornova	Köyceğiz	Birecik		Niğde	Afyon	Kocaeli
Salihli	Karaisalı	Ceylanpınar		Hakkari	Cihanbeyli	Sakarya
Seferihisar	Manavgat	Akçakale		Ilgaz	Aksaray	Düzce
Ödemiş	Erdemli			Kızılcahamam	Malatya	Bandırma
Selçuk	Ceyhan			İspir	Elazığ	Osmangazi
Nazilli	Dört Yol			Oltu	Bingöl	Yalova
Milas	Gazipaşa			Ş.Karahisar	Burdur	Amastra
Yatağan	Yumurtalık			Suşehri	Akşehir	Bozkurt
	Karataş			Tortum	Isparta	Şile
	Samandağ			Keleş	Konya	Akçakoca
				Zara	Karaman	Bahçeköy
				Tercan	Ereğli	Bafra
				D.Beyazıt	Uzunköprü	Ünye
				Divriği	Lüleburgaz	Akçaabat
				Kulu	İpsala	Pazar
				Kaman	Tosya	Florya
				Boğazlıyan	Nallıhan	Geyve
				Kangal	Beypazarı	Gönen
				Solhan	Zile	
				Erciş	Dursunbeyli	
				Muradiye	Bozüyük	
				Pınarbaşı	Tavşanlı	
				Ahlat	Sivrihisar	
				Ürgüp	Polatlı	
				Develi	Çiçekdağı	
				Tomarza	Simav	
				Sarız	Emirdağ	

EK: Ward Yöntemi ile Elde Edilen Yedi Bölgedeki İstasyonların Listesi (Devam)

Ege	Akdeniz	Güneydoğu Anadolu	Doğu Anadolu	Doğu-İç Anadolu	Batı-İç Anadolu	Karadeniz
				Bitlis	Arapkir	
				Göksun	Çemişkezek	
				Afşin	Bolvadin	
				Elbistan	Yunak	
				Ulukışla	Keban	
				Hadım	Palu	
					Güney	
					Senirkent	
					Ilgın	
					Dinar	
					Uluborlu	
					Eğirdir	
					Acıpayam	
					Tefenni	
					Beyşehir	
					Seydişehir	
					Çumra	
					Karapınar	
					Korkuteli	
					Elmalı	

UYARLANABİLİR KÜME ÖRNEKLEMESİNDE ÖN ÖRNEKLEM HACMİNE GÖRE ETKİNLİK

Olca BOZKURT*

Şanslı ŞENOL**

ÖZET

Bu çalışmada uyarlanabilir küme örneklemesinin (UKÖ) ön örneklem hacmine bağlı olarak rasgele örnekleme (RÖ) göre etkinliği araştırılmıştır. Bu amaçla farklı boyutlardaki çalışma alanlarında, farklı ön örneklem hacimleri ile benzetim çalışmaları hazırlanmış ve sonuçlar sunulmuştur.

Anahtar Kelimeler: Rasgele örnekleme, Göreceli etkinlik, Uyarlanabilir küme örnekleme.

1. GİRİŞ

Uyarlanabilir Küme Örnekleme (UKÖ) ilk kez 1990 yılında Steven K. Thompson (1990, 1992) tarafından tanıtılmıştır. Bu yöntem özellikle birimlerin bir arada olma yani kümelenme eğilimine sahip olduğu kitlelerde, kitle karakteristiği ve kitlenin büyüklüğü hakkında önemli bilgileri tahmin etmek için kullanılan alternatif bir örnekleme yöntemidir. Bu tipteki kitleler hakkında tahminde bulunurken UKÖ'nin kullanılması geleneksel örnekleme yöntemlerine nazaran göreceli etkinlik sağlamaktadır (Connors, 2002).

Yöntemin işleyişi özetlenecek olursa; ön örneklem hacmine (n_0) göre birimler Rasgele Örnekleme (RÖ) (iadedeli veya iadesiz seçim) ile seçilir ve çalışmada ilgilenilen birimler için kritik bir eşik değeri olarak ön görülen koşulu sağlayıp sağlamadığının kontrol edilmesi ile süreç başlar. Seçilen birimlerin verilen koşulu sağlayıp sağlamadığı kontrol edilir ve koşulu sağlayan birimlerin komşuluğundaki birimlerde örnekleme alınır ve koşulu sağlamayan birim seçilinceye kadar süreç devam eder (Thompson ve Collins, 2002).

Örnekleme yöntemlerinde, örneklem hacminin önemli bir rolü vardır. Uygun bir örneklem hacmi kitle hakkında son derece değerli bilgiler verir (Baskan, 1998). Temel örnekleme yöntemlerinde örneklem hacminin belirlenmesine ilişkin kriterler olmasına rağmen UKÖ çalışmalarında araştırmacılar ön örneklem hacmini keyfi olarak seçerek çalışmalarını sürdürmektedirler (Consigilo,2000 ve Khan, 2002). Bu nedenle UKÖ'nde ön örneklem hacminin belirlenmesi yapılan çalışma için son derece önemlidir. Zaman ve para kaybını önlemek amacıyla araştırmacı, ne büyüklükte bir ön örneklem hacmi ile başlayacağına karar vermeli ve yöntemi uygulamalıdır.

Hazırlanan bu çalışmada UKÖ'nin RÖ'ye göre daha düşük varyansa sahip olmasını ve kitledeki toplam birim sayısını gerçeğe yakın tahmin edebilmesini sağlamak amacıyla seçilebilecek ön örneklem hacmi hakkında öngörüle bulunabilmek amaçlanmıştır.

* Dr., Ege Üniversitesi, Fen Fakültesi, İstatistik Bölümü, e-posta: olcaybozkurt@gmail.com

** Prof. Dr., Ege Üniversitesi, Fen Fakültesi, İstatistik Bölümü, e-posta: sansli.senol@ege.edu.tr

2. YÖNTEM

Uyarlanmamış yöntemler için klasik tahmin ediciler örneğin; örneklem ortalaması, kitle ortalamasının yansız tahmin edicisidir. Fakat uyarlanabilir yöntemler kullanıldığında bu tahmin ediciler yansız değildirlir. Bu nedenle UKÖ için geliştirilmiş başka tahmin ediciler vardır. Bunlardan en önemlileri ise değiştirilmiş Hansen-Hurwitz (HH) ve değiştirilmiş Horvitz-Thompson (HT) ile geliştirilmiş tahmin edicilerdir. Bazı durumlarda HT tahmin edicisi varyansı negatif hesaplamaktadır bu nedenle, Thompson 1990'da da belirttiği gibi hangi koşullar altında varyans tahmin edicilerinin negatif değer aldıklarına dair araştırma yapılması gerekmektedir. Çalışmanın uygulama aşamasında HT tahmin edicisi varyansı negatif hesapladığı için sadece değiştirilmiş HH tahmin edicisi kullanılmıştır.

n adet birimin iadeli çekildiği ve i .nci birimin çekim olasılığı olan p_i 'nin, her çekim sırasında ve tüm birimler için bilindiği planlarda, her bir y -değerinin ilgili seçim olasılığına bölüdüğü ve birimin seçilme sırasıyla çarpılarak hesaplandığı HH tahmin edicisi, kitle toplamı için yansız bir tahmin edicidir.

ψ_k , k birimini içeren ağı, m_k bu ağıdaki birimlerin sayısını, \bar{y}_k^* ise, ön örneklemin k .nci birimini içeren ağıdaki gözlemlerin ortalamalarını ifade etmek üzere;

$$\bar{y}_k^* = \frac{1}{m_k} \sum_{j \in \psi_k} y_j \quad (1)$$

kitle ortalaması için yansız tahmin edici ise

$$t_{HH}^* = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{n_1} \bar{y}_k^* \quad (2)$$

olur.

t_{HH}^* 'in varyansı eğer ön örneklemin iadesiz seçilmişse:

$$\text{var}(t_{HH}^*) = \left(\frac{N-n}{Nn} \right) \sum_{i=1}^N \frac{(\bar{y}_i^* - \mu)^2}{(N-1)} \quad (3)$$

olur. Tahmin edicisi ise;

$$\hat{\text{var}}(t_{HH}^*) = \left(\frac{N-n}{Nn} \right) \sum_{k=1}^{n_1} \frac{(\bar{y}_k^* - t_{HH}^*)^2}{(n-1)} \quad (4)$$

olacaktır. Eğer iadeli seçilmişse varyansı;

$$\text{var}(t_{HH}^*) = \left(\frac{1}{n} \right) \sum_{i=1}^N \frac{(\bar{y}_i^* - \mu)^2}{N} \quad (5)$$

tahmin edicisi ise;

$$\hat{\text{var}}(t_{HH}^*) = \left(\frac{1}{n} \right) \sum_{k=1}^{n_1} \frac{(\bar{y}_k^* - t_{HH}^*)^2}{(n-1)} \quad (6)$$

olur (Thompson, 1990).

3. UYGULAMA

Uygulama için C++ programlama dilinde bir benzetim yazılım programı hazırlandı. Bu program RÖ ve UKÖ (HH tahmin edicisi) için varyans tahminini ve toplam birim sayısını hesaplamıştır. Türetilerek elde edilen ve kitleyi oluşturulan birimler (10×10), (20×20), (30×30), (40×40) ve (50×50) birimlik karesel çalışma alanlarına Diggle'in Poisson Kümeleme Süreci (Diggle, 2003) kullanılarak ana küme ve alt kümeler oluşturacak şekilde Poisson dağılımı ile dağıtıldı.

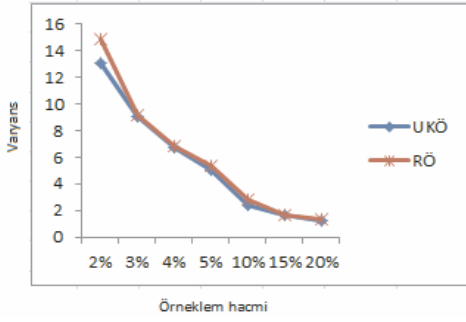
Diğer taraftan tahmin edicileri hesaplamak için ön örneklem hacimleri alanların yüzde 2, 3, 4, 5, 10, 15 ve 20'si olarak seçildi ve program iadeli ve iadesiz seçim yöntemi kullanılarak her bir n_0 değeri için 500 kez tekrarlandı. Her bir alanda ön örneklem hacimlerine bağlı olarak hesaplanan göreceli etkinlik-GE (7) değerleri Tablo 1'de ve varyans değişimleri ise Şekil 1-5'te gösterilmiştir.

$$\hat{GE} = \frac{\hat{\text{var}}(\text{UKÖ})}{\hat{\text{var}}(\text{RÖ})} \quad (7)$$

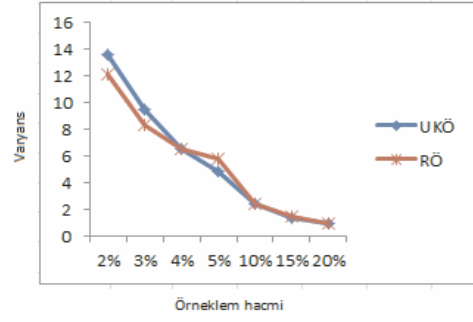
Tablo 1. Varyansların göreceli etkinlikleri

	Yöntem	Örneklem Hacmi						
		%2	%3	%4	%5	%10	%15	%20
10×10	İadeli	0,88	0,99	0,98	0,93	0,86	1,03	0,93
	İadesiz	1,12	1,15	1,00	0,84	1,00	0,89	0,96
20×20	İadeli	1,00	0,98	1,01	0,94	0,99	0,98	0,99
	İadesiz	0,91	0,90	0,86	0,84	0,90	0,80	0,72
30×30	İadeli	0,99	1,02	0,99	0,98	0,98	1,02	1,00
	İadesiz	0,96	0,93	0,91	0,85	0,73	0,64	0,57
40×40	İadeli	0,99	1,01	0,99	0,98	1,00	0,99	1,00
	İadesiz	0,91	0,91	0,85	0,80	0,68	0,56	0,48
50×50	İadeli	1,00	0,98	0,97	1,00	0,99	1,00	1,00
	İadesiz	0,91	0,88	0,82	0,79	0,65	0,54	0,46

Tablo 1 incelendiğinde, çalışma alanlarının çoğunluğunda UKÖ, RÖ'den daha düşük varyans değerlerine sahiptir. Böylece UKÖ'nin daha etkin bir tahmin edici olduğu görülmektedir. İadeli seçim yapılması durumunda UKÖ ve RÖ varyans tahmin edicileri neredeyse birbirine eşittir. Ancak iadesiz seçim yapıldığına kitledeki birim sayısı ve çalışma alanı büyüdükçe UKÖ'nin etkinliği RÖ'den daha iyi olmakta ve RÖ'ye göre tercih edilebilir konuma gelmektedir.

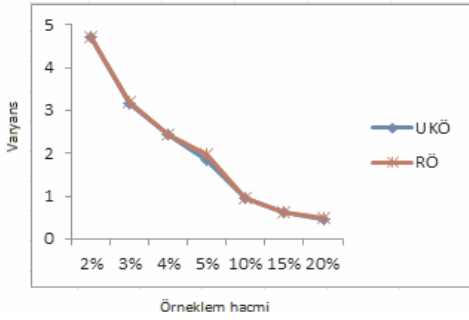


(1)

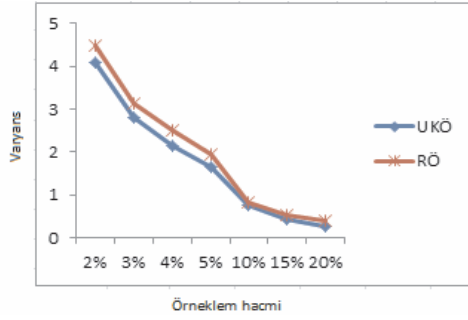


(2)

Şekil 1. 10×10 Alandaki varyans değişimleri

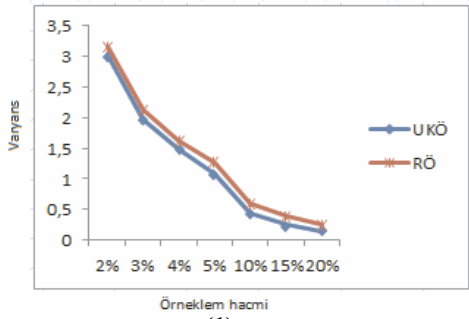


(1)

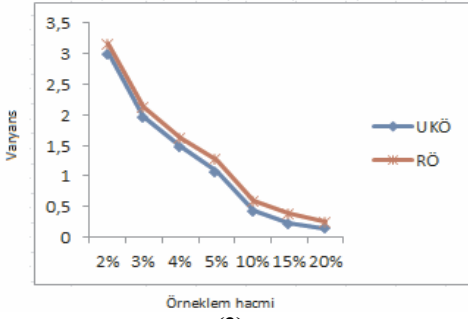


(2)

Şekil 2. 20×20 Alandaki varyans değişimleri

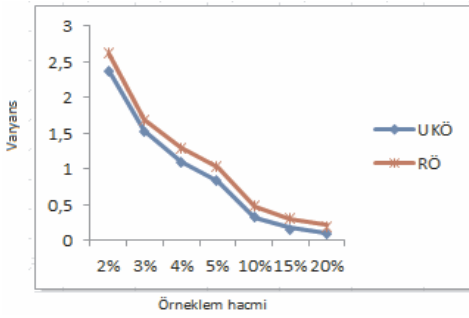


(1)

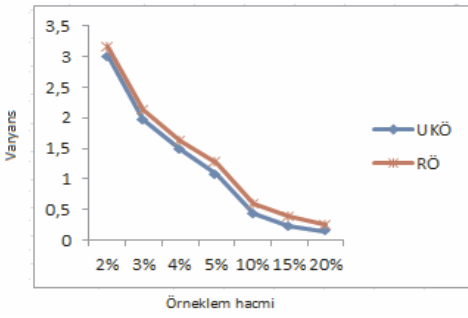


(2)

Şekil 3. 30×30 Alandaki varyans değişimleri

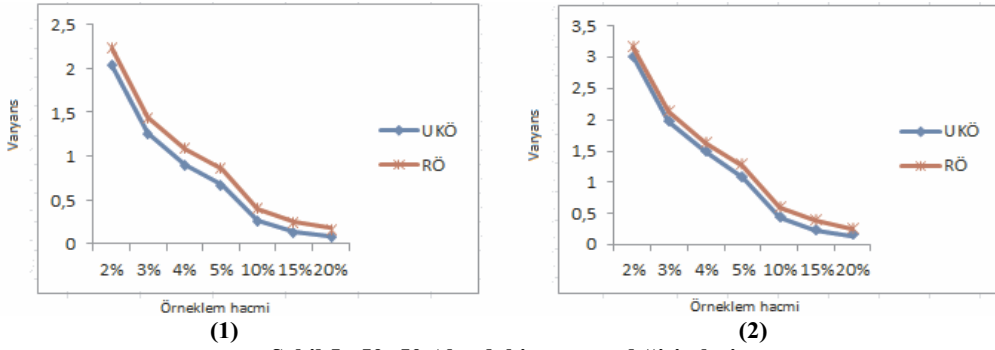


(1)



(2)

Şekil 4. 40×40 Alandaki varyans değişimleri



Şekil 5. 50×50 Alandaki varyans değişimleri
(1) iadelı seçım (2) iadesız seçım

Şekillerden de görüldüğü üzere kitle büyüklüğünün artmasıyla varyans değeri azalmaktadır. %10'luk ön örneklem hacmi değerinde varyans değişimi için bir kırılma söz konusu olup bu noktadan sonra varyansta önemli bir değişim görülmemektedir. Benzetim çalışmasının sonucunda 10×10'luk alanda iadesız seçım dışında UKÖ tüm alanlarda RÖ'den daha küçük varyans değerleri vermiştir. Tablo 2'de ise hesaplanan tahmini toplam birim sayıları verilmektedir.

Tablo 2. Alanlardaki tahmin edilen toplam birim sayıları

	Yöntem	Örneklem Hacmi						
		%2	%3	%4	%5	%10	%15	%20
10×10 (166*)	UKÖ (1)	148	176	179	155	154	163	163
	RÖ (1)	182	172	172	168	177	154	170
	UKÖ (2)	165	184	170	162	165	146	147
	RÖ (2)	160	160	172	192	168	168	155
20×20 (806*)	UKÖ (1)	804	812	836	782	813	807	806
	RÖ (1)	787	797	837	823	817	814	812
	UKÖ (2)	681	737	755	718	696	634	577
	RÖ (2)	789	816	874	865	777	795	804
30×30 (2273*)	UKÖ (1)	2289	2308	2291	2193	2248	2314	2272
	RÖ (1)	2326	2254	2278	2227	2294	2244	2266
	UKÖ (2)	2107	2073	2116	1927	1652	1448	1260
	RÖ (2)	2202	2266	2318	2300	2301	2311	2273
40×40 (4819*)	UKÖ (1)	4837	4913	4824	4756	4785	4833	4819
	RÖ (1)	4848	4811	4814	4816	4726	4849	4819
	UKÖ (2)	4339	4237	4098	3892	3206	2645	2206
	RÖ (2)	4805	4706	4844	4888	4807	4868	4784
50×50 (8688*)	UKÖ (1)	8775	8458	8630	8780	8591	8730	8706
	RÖ (1)	8675	8633	8920	8720	8664	8672	8710
	UKÖ (2)	8046	7516	7158	6857	5557	4610	3947
	RÖ (2)	8875	8587	8804	8780	8697	8660	8702

* Alanlardaki gerçek toplam birim sayıları

(1) iadelı seçım (2) iadesız seçım

Tablo 2'deki değerler incelendiğinde tüm çalışma alanları için UKÖ (iadelı seçım) ve RÖ'nin birbirine ve gerçek değere çok yakın tahmin değerleri elde ettikleri görülmektedir. UKÖ'nde iadesız seçım ile elde edilen toplam birim sayılarına bakıldığında ise 10×10'luk alanda %10'dan sonra, 20×20'lik alanda %4, 30×30'luk alanda %4, 40×40'lık alanda %2 ve 50×50'lik alanda %2'den sonra HH tahmin edicisi gerçek toplam birim sayılarından oldukça uzak değerler tahmin etmektedir. Bu nedenle

UKÖ’nde iadesiz seçim yapılacak ise çalışma alanı büyüdükçe bu alanın çok küçük oranında bir ön örneklem hacmi ile çalışmaya başlandığı takdirde hem RÖ’ye göre tahmin edici etkinliği hem de tahmin edilen toplam birim sayısı gerçeğe yakın tahmin edilebilir.

4. TARTIŞMA VE SONUÇ

Sonuç olarak, bu çalışmada elde edilen sonuçlar nadir ve bir arada görülme eğilimindeki kitleler için elde edilen sonuçlardır. Burada 5 farklı alandan 7 farklı ön örneklem hacmine bağlı olarak UKÖ ve RÖ örneklemede iadeli ve iadesiz seçim yöntemleri ile varyans değerleri ve kitledeki toplam birim sayıları tahmin edilmiştir. Araştırmacının UKÖ’nde iadesiz seçim yöntemini kullanarak alandan birim seçecek olması durumunda, ön örneklem hacmini çalışma alanının çok küçük bir oranında seçerek çalışması hem küçük bir varyansa hem de gerçek toplam birim sayısını elde etmesine olanak sağlayabilecektir. Gerek tablolardan gerek ise şekillerden de görüldüğü üzere UKÖ’nde iadeli seçim RÖ’de iadeli seçim ile birbirine oldukça yakın sonuçlar vermektedir. Bu nedenle eğer araştırmacı iadeli bir seçim yöntemi kullanmayı tercih ediyor ise maliyet, zaman ve kolaylık açısından uygun olan yöntemi tercih edebilir.

5. KAYNAKLAR

- Baskan, S., 1998. Araştırma Yöntemleri ve Örnekleme Giriş, İzmir.
- Connors, M.E. ve Schwager, S.J., 2002. The Use of Adaptive Cluster Sampling for Hydroacoustic Surveys, ICES Journal of Marine Science, 59, 1314-1325.
- Consigilo, L.D. ve Scanu, M., 2000. Some Results on Asymptotic in Adaptive Cluster Sampling, Statistics and Probability Letters, 52, 189-197.
- Diggle, P. J., 2003. Statistical Analysis of Spatial Point Patterns, Arnold.
- Khan, A. ve Muttlak, H. A., 2002. Adjusted Two-Stage Cluster Sampling, Applied Mathematics and Computation, 126, 83-95.
- Thompson, S. K., 1990. Adaptive Cluster Sampling, Journal of the American Statistical Association, 85, 1050-1059.
- Thompson, S. K., 1992. Sampling, John Wiley & Sons, Inc.
- Thompson, S. K., Collins, L. M., 2002. Adaptive Sampling in Research on Risk-Related Behaviors, Drug and Alcohol Dependence, 68, 57-67.

EFFICIENCY IN ADAPTIVE CLUSTER SAMPLING ACCORDING TO INITIAL SAMPLE VOLUME

ABSTRACT

In this study, the efficiency of adaptive cluster sampling (ACS) with respect to random sampling (RS) is investigated in terms of the initial sample volume. For this purpose, simulation studies are conducted under different sizes and different initial sample volumes and results are presented.

Keywords: Simple random sampling, Relative efficiency, Adaptive cluster sampling.

TÜRKİYE VE HONG KONG-ÇİN'DEKİ ÖĞRENCİLERİN MATEMATİK ÖĞRENME STRATEJİLERİ MODELİNİN KARŞILAŞTIRILMASI: ÇOKLU GRUP YAPISAL EŞİTLİK MODELLERİ YAKLAŞIMI

Fatma NOYAN*

Gülhayat GÖLBAŞI ŞİMŞEK**

ÖZET

Yapısal eşitlik modelleri (YEM), doğrudan ölçülemeyen veya gözlenemeyen ancak gösterge değişkenleri aracılığıyla ölçülebilen gizil değişkenler veya kavramlar arasındaki ilişkileri inceleyen ve yol analizi, faktör analizi ve çoklu regresyon modellerinin bir modelde birleştirilip sentezlenmesinden doğmuş bir istatistiksel yöntemdir. Çoklu grup uygulamaları YEM çalışmalarında oldukça sık kullanılan bir analiz çeşididir. Bu tip uygulamalar, bir modelin ister ölçme modeli ister gizil değişkenlerle yol analizi olsun birden fazla grupta test edilmesine olanak sağlar. Gruplar arası karşılaştırma çalışmalarında, bir grupta geliştirilmiş olan bir ölçeğin faktör yapısının bir başka grup ya da gruplarda aynı olup olmadığı çoklu grup doğrulayıcı faktör analizinden yararlanılarak araştırılabilir. Uluslararası öğrenci değerlendirme programı 15 yaşındaki öğrencilerin (Programme for International Student Assessment, PISA), matematik, fen bilimleri ve okuma becerilerini değerlendirebilmek için üçer yıllık dönemler halinde gerçekleştirilen bir projedir. PISA 2003'e katılan 41 ülke arasında matematik alanında en yüksek başarı puanı Hong Kong-Çin'indir. Türkiye ise genel matematik başarısında yaklaşık 34. sırada gelmektedir. PISA 2003 projesinde, öğrencilerin matematikte öğrenme stratejileri modelinin (a) Ezberleme, tekrar stratejileri, (b) Bilgilerini geliştirme, zenginleştirme stratejileri ve (c) Denetim- kontrol stratejilerinden meydana gelen üç faktörlü bir ölçme modeli olduğu varsayılmaktadır. Bu çalışmada, PISA 2003 projesinden elde edilen veriler kullanılarak çoklu grup doğrulayıcı faktör analiziyle Türkiye ve Hong Kong-Çin'deki öğrencilerin matematik öğrenme stratejileri için ölçme modellerinin karşılaştırılması amaçlanmaktadır.

Anahtar kelimeler: Çoklu grup yapısal eşitlik modelleri, Ölçme değişmezliği, PISA.

1. GİRİŞ

Ölçme bir kavramın bir veya daha çok gizil (latent) değişkene, gizil değişkenlerin de gözlenen değişkenlere bağlandığı bir süreçtir (Carmines and Zeller, 1979). Bir kavram zeka, ekonomik gelişmişlik veya beklenti gibi oldukça soyut olabileceği gibi yaş, cinsiyet veya ırk gibi daha somut da olabilmektedir. Bir kavramın temsil edilmesi için bir veya daha çok gizil değişkene ihtiyaç duyulabilmektedir. Eğitim, sosyoloji, istatistik tıp, siyaset bilimleri ve ekonomi olmak üzere hemen her bilim alanında bu kavramların, tutum ve davranışların ölçülmesi için, genellikle sosyal bilimlerde ölçek olarak

*Yrd. Doç. Dr., Yıldız Teknik Üniversitesi, Fen-Edebiyat Fakültesi, İstatistik Bölümü, Davutpaşa-İstanbul, e-posta: noyanf@gmail.com

**Doç. Dr., Yıldız Teknik Üniversitesi, Fen-Edebiyat Fakültesi, İstatistik Bölümü, Davutpaşa-İstanbul, e-posta: gulhayatgolbasi@gmail.com

Makale, 28-30 Haziran 2010 tarihlerinde ODTÜ tarafından düzenlenmiş olan 7. İstatistik Günleri Sempozyumu'nda sunulmuş olup, herhangi bir yerde yayımlanmamıştır.

adlandırılan tutum anketleri hazırlanmaktadır. Bu anketlerden elde edilen veriler ise istatistik analizlere girdi oluşturmaktadır. Analizlerin veya tahminlerinin doğruluğu, oluşturulan ölçeklerin geçerli ve güvenilir olmasına bağlı olmaktadır (Vandenberg ve Lance, 2000). Geçerlilik en genel tanımıyla, ölçeğin istenilen kavramı diğerleriyle karıştırmadan ölçebilmesi, güvenilirlik ise ölçümlerin tutarlı olmasıdır.

Seçilen veya tasarlanan bir kavram için ölçme süreci dört adımdan oluşmaktadır (Bagozzi,1994):

- 1) Kavrama anlam verilmesi,
- 2) Kavramı temsil edecek boyutların ve gizil değişkenlerin tanımlanması,
- 3) Ölçülerin oluşturulması,
- 4) Ölçüler ve gizil değişkenler arasındaki ilişkinin belirlenmesi

Kuramsal tanım bir terime veya bu terimle beraber bir kavrama da anlam vermektedir. Bu tanımdan hareketle bir kavramın boyutları da bulunmuş olmaktadır. Her boyut sadece bir gizil değişken ile temsil edilmektedir. Kuramsal tanımın rehberliğinde gizil değişken başına iki veya daha fazla ölçü oluşturulmaktadır. Son olarak ölçme modellerinde gizil değişkenler ve göstergeler arasındaki yapısal ilişki formül ile ifade edilmektedir.

Güvenilirlik temellerini Psikoloji'deki klasik ölçme teorisinden almıştır. Ölçme teorisindeki klasik ölçe modeli (Lord ve Novick, 1968),

$$X_i = T_i + E_i \quad (i = 1, 2, \dots, k) \quad (1)$$

şeklinindedir. Burada gözlenen değişken X_i , ölçülmesi gereken doğru değere T_i (true) ve doğru skordan bağımsız olduğu ($Cov(T_i, E_i) = 0$) kabul edilen hata terimine (E_i) ayrıştırılmaktadır. Jöreskog (1971) tarafından, gözlenen skor X_i 'nin gizil faktör ξ ve hata terimi ε_i 'ye

$$X_i = \lambda_i \xi + \varepsilon_i \quad (2)$$

genel faktör modeli ile ayrıştırılabileceği ifade edilmiştir. Burada X_i ($i = 1, 2, \dots, k$)'nin tek ve aynı ξ özelliğini ölçen gözlenen değişkenler olduğu, ξ ile hata terimlerinin ve gözlenen değişkenlerin hata terimlerinin korelasyonsuz olduğu varsayılmaktadır.

$$Cov(\xi, \varepsilon_i) = 0 \text{ ve } Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 \quad (3)$$

Eğitim Bilimleri, Psikoloji, Sosyoloji ve Yönetim ve Organizasyon gibi çeşitli alanlarda yapılan araştırmaların birçoğunda, belirli bir psikolojik yapının kültür, cinsiyet, sınıf düzeyi ve sosyoekonomik düzey v.b gruplara göre farklılıklar gösterip göstermediği incelenmektedir. Bu araştırmalarda ilgilenilen psikolojik yapılar açısından, söz konusu gruplar arasında farklılıkların gözlenip gözlenmediğinin incelenmesi ve gözleniyorsa bu farklılıkların nitelik ile niceliğine yönelik anlamlı çıkarımlarda bulunulması amaçlanmaktadır. Grup karşılaştırmaları çoğunlukla, ilgili psikolojik yapıya ilişkin ölçümlere (gözlenen puanlara) dayalı olarak yapılmaktadır. Bu tür araştırmalarda karşılaştırma grupları için psikolojik ölçme aracının benzer şekilde çalışacağı ve söz konusu ölçümlerin eşit/denk psikometrik niteliklere sahip olacağı varsayılmaktadır. Gruplar arasında farklılıklar bulunduğu araştırmacılar tarafından bu farklılığın kaynağı, ölçme aracının farklılaşan performansından çok, ilgili psikolojik yapı açısından gruplar arası gerçek değişim olarak kabul edilmektedir (Mark ve Wan, 2005).

Gruplar arası karşılaştırmaların yapılabilmesi için, ölçme değişmezliğinin incelenmesinin mantıksal bir ön koşul olduğunu belirtmektedir. Herdman (1998), ölçme değişmezliğini “bir psikolojik ölçme aracının psikometrik niteliklerinin, farklı gruplar için eşitliğinin formel olarak değerlendirilmesi” olarak tanımlamaktadır (Moraes ve Reichenheim, 2002). Gözlenen puanlar ve gizil yapılar arasındaki ilişkiler bağlamında ele alındığında ise ölçme değişmezliği, “farklı grupların üyeleri olan ancak belirli bir gizil yapıya ilişkin aynı puanlara sahip bireylerin madde ve alt ölçekler düzeyinde aynı gözlenen puanlara sahip olmaları durumu” şeklinde tanımlanmaktadır. Bu doğrultuda ölçme değişmezliğinin temelinde, “ölçülen psikolojik yapı açısından belirli bir düzeyde bulunan bireylerin söz konusu araçtan alması beklenen puanların, grup üyeliğinden bağımsız olması” düşüncesinin yattığı belirtilmektedir (Wicherts, 2007). Ölçme değişmezliğinin sağlanması aynı zamanda ölçülen psikolojik değişkenin çeşitli gruplara genellenebilirliği açısından da önemlidir (Raykov ve Marcoulides, 2006). Örneğin bir psikiyatrik rahatsızlığın altında yatan psikolojik yapının farklı cinsiyetler, farklı ülkeler arasında aynı şekilde işlev gördüğünün kabul edilebilip edilemeyeceğine karar verirken ölçme değişmezliğinin sağlanmış olmasına dikkat edilir.

Uluslararası öğrenci değerlendirme programı (Programme for International Student Assessment, PISA), matematik, fen bilimleri ve okuma becerileri için üçer yıllık dönemler halinde planlan bir projedir. PISA 2003 ikinci dönem projesinde (2000-2003 yıllarını kapsayan) ağırlıklı olarak matematik becerisi üzerinde durulmuş ve bunun yanında öğrencilerin okuma, fen bilimleri ve problem çözme becerileri de ölçülmeye çalışılmıştır. Projeye, Türkiye dahil 41 ülke katılmıştır. Bu ülkelerden otuzu OECD üyesi, onbiri ise OECD üyesi olmayan ülkeleri kapsamaktadır. PISA 2003'e katılan ülkeler arasında matematik alanında en yüksek başarı puanı Hong Kong-Çin'indir. Başarı sıralamasında bu ülkeyi Finlandiya, Kore, Hollanda, Japonya, Kanada takip etmektedir. Brezilya ise en alt sırada bulunmaktadır. Türkiye ise genel matematik başarısında yaklaşık 34. sırada gelmektedir. PISA 2003 projesinde, öğrencilerin matematikte öğrenme stratejileri modelinin (a) Ezberleme, tekrar stratejileri, (b) Bilgilerini geliştirme, zenginleştirme stratejileri ve (c) Denetim-kontrol stratejilerinden meydana gelen üç faktörlü bir ölçme modeli olduğu varsayılmaktadır. Bu çalışmada, PISA 2003 projesinden elde edilen veriler kullanılarak çoklu grup doğrulayıcı faktör analiziyle Türkiye ve Hong Kong-Çin'deki öğrencilerin matematik öğrenme stratejileri için ölçme modellerinin karşılaştırılması amaçlanmaktadır. Böyle bir karşılaştırmanın yapılabilmesi için, öncelikle öğrenme stratejileri modelinin ölçme değişmezliğinin incelenmesi gerekmektedir. Ölçme değişmezliğinin incelenmesi için, bu çalışmada çoklu grup doğrulayıcı faktör analizinden yararlanılacaktır.

2. ÇOKLU GRUP DOĞRULAYICI FAKTÖR ANALİZİ

Çoklu grup yapısal eşitlik modelleri ölçek değişmezlik çalışmalarında oldukça sık kullanılan bir analiz çeşididir. Bu tip uygulamalar, bir modelin ister ölçme modeli ister gizil değişkenlerle yol analizi olsun birden fazla grupta test edilmesine olanak sağlar. Gruplar arası karşılaştırma çalışmalarında, bir grupta geliştirilmiş olan bir ölçeğin faktör yapısının bir başka grup ya da gruplarda aynı olup olmadığı, çoklu grup doğrulayıcı faktör analizinden yararlanılarak araştırılabilir (Tabacknick ve Fidell, 2001; French ve Finch, 2008). Çoklu grup doğrulayıcı faktör analizinde ölçme modeli g indisi grupları göstermek üzere;

$$X_i^g = \tau_i^g + \Lambda_i^g \zeta_j^g + \delta_i^g \quad (4)$$

denklemleri ile ifade edilmektedir. Ölçme modelinde \mathbf{X}_i^g ($p \times 1$) gözlenen değişken vektörü, ξ_j^g ($m \times 1$) gizil değişken vektörü, $\boldsymbol{\tau}_i^g$ ($p \times 1$) sabitler vektörü, $\boldsymbol{\Lambda}_i^g$ ($p \times m$) \mathbf{x} 'in ξ üstündeki etkilerini gösteren katsayı matrisi ve $\boldsymbol{\delta}_i^g$ ($p \times 1$) \mathbf{X} için ölçme hatasını temsil etmektedir. Gözlenen değişkenlere ait ortalama vektörü ve kovaryans matrisi sırasıyla

$$\boldsymbol{\mu}^g = \boldsymbol{\tau}^g + \boldsymbol{\Lambda}^g \boldsymbol{\kappa}^g \quad (5)$$

$$\boldsymbol{\Sigma}^g = \boldsymbol{\Lambda}^g \boldsymbol{\Phi}^g \boldsymbol{\Lambda}^{g'} + \boldsymbol{\Theta}^g \quad (6)$$

denklemleri ile ifade edilmektedir. Denklemlerde $\boldsymbol{\mu}^g$ ($p \times 1$) gözlenen değişkenlere ait ortalama vektörü, $\boldsymbol{\Sigma}^g$ ($p \times p$) gözlenen değişkenlere ait kovaryans matrisi, $\boldsymbol{\kappa}^g$ ($m \times 1$) faktörlere ait ortalama vektörü, $\boldsymbol{\Phi}^g$ ($m \times m$) gizil değişkenlere ait varyans-kovaryans matrisi ve $\boldsymbol{\Theta}^g$ ($p \times p$) ise ölçme hatalarına ait kovaryans matrisidir (Meade ve Bauer, 2008). Çoklu grup doğrulayıcı faktör analizi ölçme değişmezlik (Measurement Invariance) özellikle de faktör değişmezliğini araştırmanın en popüler yöntemlerinden biridir (French ve Finch, 2007).

Vanderberg ve Lance (2000) ölçme değişmezliğinin araştırılması için beş aşamalı mantıksal bir süreç ve hipotez test etme yöntemlerinin izlenmesini önermektedirler. Bu aşamalardan her birinde, o düzeyde ölçme değişmezliği için oluşturulan bir hipotez sırayla test edilmektedir. Bu süreçte her aşamadaki model, bir önceki aşamadaki modele dayalı olarak oluşturulmaktadır. Dolayısıyla belirli bir aşamadaki ölçme değişmezliği, o aşamadaki model ile bir önceki aşamadaki modelin veriye uyum düzeylerinin karşılaştırılması yoluyla incelenmektedir. Her bir aşamadaki model bir önceki aşamadaki model içerisinde yuvalanmış yapıdadır. Kısıtlı ve kısıtsız ölçme modelleri serbestlik derecesi kısıtlanmış parametre sayısı olan olabilirlik oran testiyle karşılaştırılır. Araştırmacıların önerdiği bu aşamalar, aynı zamanda, ölçme değişmezliğinin türlerine de işaret etmektedir.

1) *Şekilsel değişmezlik (Configural invariance)*: Bu aşamada bir psikolojik ölçme aracının faktör yapısının gruplar arası eşit/değişmez olduğu şeklindeki bir hipotez test edilmektedir. Şekilsel değişmezliğe ilişkin kanıt elde edilmesi, ölçme aracının maddelerinin -gruplar arası- aynı psikolojik yapıyı temsil ettiği anlamına gelmektedir (Vanderberg ve Lance, 2000). Şekilsel değişmezlik sağlanıyorsa, grup ortalamaları yada yapısal ilişkiler için karşılaştırma yapmak uygun değildir (Steinmetz vd., 2009). Şekilsel değişmezlik, ölçme değişmezliği için gerekli fakat yeterli değildir.

2) *Metrik değişmezlik (Metric invariance)*: Bu aşamada, bir psikolojik ölçme aracını oluşturan maddelere ilişkin regresyon eğimlerinin yani faktör yüklerinin ($\boldsymbol{\Lambda}^A = \boldsymbol{\Lambda}^B = \dots = \boldsymbol{\Lambda}^G$) gruplar arası eşit/değişmez olduğu şeklindeki bir hipotez test edilmektedir. Karşılaştırma grupları için maddelere ilişkin faktör yükleri arasında istatistiksel olarak anlamlı bir farklılık gözlenmemesi, maddelerin bu gruplar için anlamlarının benzer/aynı olabileceğine işaret ederken, anlamlı düzeyde bir farklılığın ise madde yanlılığına işaret etmektedir (Salzberger, Sinkovics ve Schlegelmich, 1999; Bryne ve Watkins, 2003).

3) *Ölçek değişmezliği (Scalar invariance)*: Bu aşamada, psikolojik ölçme aracını oluşturan maddeler için oluşturulan regresyon denklemlerindeki sabit sayının ($\tau^A = \tau^B \dots = \tau^G$), gruplar arası eşit/değişmez olduğu şeklindeki bir hipotez test edilmektedir. Ölçek değişmezliği hem metrik değişmezliği hem de ölçme işleminde eşit orijinleri gerektirmektedir (Vandenberg ve Lance, 2000).

4) *Hata varyanslarının değişmezliği (Invariant error variances)*: Bu aşamada, ölçme aracını oluşturan maddelere ilişkin özgül varyansların karşılaştırma grupları arasında eşit/değişmez olduğu şeklindeki bir hipotez test edilmektedir ($\Theta^A = \Theta^B \dots = \Theta^G$). Ayrıca eğer faktör varyanslarının değişmezliğine ilişkin kanıtlar elde edilirse bu testin, göstergelerin güvenilirliğinin değişmezliği testi olarak da ele alındığı belirtilmektedir (Vandenberg ve Lance, 2000).

5) *Faktör varyanslarının değişmezliği (Invariant factor variances)*: Bu aşamada ise faktör varyanslarının karşılaştırma grupları arasında eşit/değişmez olduğu şeklindeki bir hipotez test edilmektedir ($\Phi^A = \Phi^B \dots = \Phi^G$) (Mark ve Wan, 2005).

3. BULGULAR

Bu çalışmada çoklu grup doğrulayıcı faktör analizi için LISREL 8.54 programı kullanılmıştır. Türkiye ve HongKong-Çin karşılaştırılması amaçlanan iki grubu oluşturmaktadır. Gizil değişkenler ve bu değişkenleri temsil ettiği varsayılan gösterge (gözlenen) değişkenler olan tutum soruları analizlerde kullanılan etiketleri ile beraber Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1. Gizil kavramlar ve gösterge değişkenleri

Gizil Kavramlar	Gösterge Değişken Etiketi	Gösterge değişken
Denetim - kontrol stratejileri DKS	S1	Matematik sınavına hazırlanırken bilinmesi gereken en can alıcı noktaların neler olduğunu öğrenmeye çalışırım
	S3	Matematik çalışırken daha önce öğrendiklerimi hatırlayıp hatırlamadığımı kontrol ederim
	S4	Matematik çalışırken tam olarak anlayamadığım kavramları belirlemeye çalışırım.
	S10	Matematikte bir şeyi anlamadığım zaman problemi belirginleştirmek için her zaman daha fazla bilgi bulmaya çalışırım.
	S12	Matematik çalışırken, önce öğrenmem gerekenleri belirlerim
Bilgilerini geliştirme, zenginleştirme stratejileri BZS	S2	Matematik problemlerini çözerken, yanıt bulmak için genellikle yeni yollar düşünürüm
	S5	Matematikte öğrendiklerimi günlük hayatta nasıl kullanabileceğimi düşünürüm.
	S8	Matematikle ilgili yeni kavramları, önceden öğrendiğim şeylerle ilişkilendirerek anlamaya çalışırım.
	S11	Bir matematik sorusunu çözerken çoğu kez bulunan sonucun diğer ilginç sorulara nasıl uygulanacağını düşünürüm.
	S14	Matematikte öğrenirken her öğrendiğimi daha önce öğrendiklerimle ilişkilendirmeye çalışırım
Ezberleme, tekrar stratejileri ETS	S6	Bir matematik problemini o kadar çok tekrarlarım ki, kendimi sanki onu gözüm kapalı çözeceğim gibi hissederim.
	S9	Bir matematik sorusunun çözümü için gerekli yöntemleri anımsamak amacıyla örnekleri tekrar tekrar gözden geçiririm
	S13	Matematik öğrenmek için bir yöntemin tüm aşamalarını aklımda tutmaya çalışırım.

Tutum sorularının ölçülmesinde öğrencilerden 1 “Hiç katılmıyorum”dan 4 “Tümüyle katılıyorum”a kadar 4’lü Likert ölçek üzerinde bir sayı işaretlemeleri istenmiştir. Bu çalışmada, PISA 2003 projesinden elde edilen veriler kullanılarak çoklu grup yapısal eşitlik modelleri yaklaşımıyla Türkiye ve Hong Kong-Çin’deki öğrencilerin matematik öğrenme stratejileri için ölçme modellerinin karşılaştırılması amaçlanmıştır. Türkiye’de 4244 öğrenci ve Hong Kong-Çin’de 4386 öğrenci olmak üzere toplamda bu iki ülke için 8630 birimlik bir örnekle çalışılmış ve 13 tutum sorusu için çoklu grup doğrulayıcı faktör analizi kurulmuştur. Öğrenme stratejileri için önerilen ölçme modelinin (a) Ezberleme, tekrar stratejileri, (b) Bilgilerini geliştirme, zenginleştirme stratejileri ve (c) Denetim- kontrol stratejilerinden meydana gelen üç faktörlü bir ölçme modeli olduğu varsayılmaktadır (OECD, 2005). Gizil değişkenlere ait ortalamaları tahmin etmek istediğimiz için ölçme modeline regresyon sabiti de dahil edilmiştir. Gizil değişkenleri ölçeklendirmek için her bir gizil değişkene ait ilk gösterge değişkenin faktör yükü 1’e sabitlenmiştir. Çoklu grup doğrulayıcı faktör analizinde ölçme değişmezliği için ilk adım şekilsel değişmezliktir. Bu model için (*faktör yapılarının değişmez olduğu model*) kabul edilebilir uyum elde edilmiştir. ($\chi^2_{(124)}=503.41$, RMSEA=0.067, CFI=0.96, GFI=0.96) İkinci adım ise tam metrik değişmezliğin araştırılmasıdır.

Tam metrik değişmezliğe bakıldığında ise kısıtsız ve kısıtlı modelin χ^2 farkının 10 serbestlik derecesi ile 111.86 olduğu ve tablo χ^2 ($\chi^2_{(10;0.05)}=18.3$) değerinden büyük olduğu görülmüştür. Bu değerlere göre öğrenme stratejileri modeli için metrik değişmezlik sağlanamamıştır. Bu durumda ölçme modeli için ölçme değişmezliği adımları sona ermektedir. Ölçeğin Türkiye ve HongKong-Çin için ölçme değişmezliği sağlanamamıştır ve bu iki ülkenin matematik öğrenme stratejilerine göre karşılaştırılmaları uygun değildir. Oysaki PISA 2003 raporunda bu iki ülke için çoklu grup karşılaştırmaları yapılmıştır. Fakat raporda tüm ülkeler için karşılaştırmalar yapıldıktan sonra, bazı ülkeler için öğrenme stratejileri modelinin geçerli olmadığı küçük bir not olarak yazılmıştır (OECD, 2005). Bu durumda öğrenme stratejileri modellerinin her iki ülke için ayrı ayrı geliştirilmesine ve gerçekten modellerin farklı olup olmadığının araştırılmasına karar verilmiştir.

İlk önce Türkiye için ölçme modeli kurulmuş ve üç faktörlü öğrenme stratejileri modelinin model uyum ölçütlerine göre veri tarafından doğrulanan kabul edilebilir bir model olduğu görülmüştür ($\chi^2_{(62)}=982.5$; RMSEA= 0.05; CFI=0.98, GFI=0.97). Hong Kong-Çin için ise üç faktörlü öğrenme stratejileri modelinin model uyum ölçütlerine göre kabul edilemez bir model olduğu görülmüştür ($\chi^2_{(62)}=1520.90$; RMSEA= 0.083; CFI=0.96, GFI=0.95). Tek değişkenin anlamlılığı için yapılan Wald testleri (t testleri) bütün gösterge katsayılarının 0.001 anlam seviyesinde istatistiki olarak anlamlı olduğunu göstermesine rağmen, ETS gizil değişkeninden S6, S9 ve S13'e giden yol (path) katsayılarının ve ilgili t değerlerinin diğer yol katsayılarına göre oldukça düşük olduğu dikkat çekmektedir. DKS ve ETS gizil değişkenlerinin arasındaki korelasyonun da bir olduğu görülmektedir. Bu durumda sözkonusu iki kavram gösterge değişkenleri ile ölçülebilmekte fakat bu iki kavram için ayrımsama (diskriminant) geçerliliği sağlanamamaktadır. Bu nedenle bu iki gizil kavramın göstergeleri olan değişkenlerin tümünün tek faktörde toplanmasına karar verilerek, bu faktör "Denetim- kontrol ve Ezberleme, tekrar stratejisi -DKETS" olarak adlandırılmıştır.

Sonuç olarak, Yol katsayıları, Modifikasyon indeksleri ve gizil değişkenler arasındaki korelasyon katsayıları dikkate alınarak DKS ve ETS gizil değişkenlerinin tek bir faktör altında toplandığı ve Hong Kong-Çin için matematik öğrenme stratejileri modelinin "Denetim ezberleme tekrar stratejileri" ve "bilgiyi geliştirme ve zenginleştirme stratejilerinden" meydana gelen iki faktörlü model olduğu görülmüştür. İlgili model veriye iyi uyum sağlamıştır. Hong Kong-Çin için iki faktörlü öğrenme stratejileri modelinin model uyum ölçütlerine göre kabul edilebilir bir model olduğu görülmüştür. ($\chi^2_{(62)}=1167.73$; RMSEA= 0.053; CFI=0.97, GFI=0.96)

4. SONUÇ

PISA 2003 projesi kapsamında önerilen 3 faktörlü ölçme modelinin Türkiye ve Hong Kong-Çin için ölçme değişmezliğine sahip olup olmadığı çoklu-grup doğrulayıcı faktör analizinden yararlanılarak araştırılmıştır. Önerilen beş adım doğrultusunda, ilk adımda şekilsel değişmezlik sağlanmıştır. Bu durumda ikinci adıma geçilmiş fakat metrik değişmezlik elde edilemeyince algoritmaya devam edilememiştir. Ölçme değişmezliğinin sağlanamamasının nedenleri araştırılmış ve ülkeler için ayrı ayrı ölçme modelleri kurulmuştur. Türkiye için üç faktörlü öğrenme stratejileri modeli doğrulanırken Hong Kong-Çin için doğrulanamamıştır. Yapılan analiz sonucunda, Hong Kong-Çin için iki faktörlü modelin doğrulandığı görülmüştür. Bu durumda

aslında şekilsel değişmezliğin de olmadığına göstergesidir. Bu durum, ölçme değişmezliği araştırılmadan önce gruplar için ayrı ayrı ölçme modellerinin incelenmesi gerekliliğini ortaya koymaktadır.

Matematik başarısında 34. sırada yer alan Türkiye’de Ezberleme, tekrar stratejileri kullanırken, birinci sırada yer alan Hong Kong-Çin de böyle bir matematik öğrenme stratejisi kullanılmamaktadır. Hong Kong-Çin’in denetim-kontrol ve bilgilerini geliştirme, zenginleştirme tabanlı bir öğretim stratejisi ile matematikte en yüksek başarı puanını elde ettiği görülmektedir. Tabii ki bu çalışma sadece öğrenme stratejilerini ele aldığı için kısıtlı bir çalışmadır, çünkü başarıyı etkileyen faktörler ve eğitim sistemi sadece öğrenme stratejileri ile sınırlandırılmaz. Diğer taraftan da öğrenme stratejilerinin matematik başarısı üzerindeki etkisi düşünüldüğünde çalışma sonuçlarının, Türk eğitim sisteminin gelişiminde önemli bir yer tutacağı düşünülmektedir.

5. KAYNAKLAR

Bagozzi, R. P. 1994. Structural Equation Models in Marketing Research: Basic Principles, in: Principles of Marketing Research, R. P. Bagozzi (ed.). Oxford: Blackwell, pp. 317--385.

Byrne, B., Watkins, D. 2003. The issue of measurement invariance revisited, Journal of Cross-cultural Psychology, 34, 155-175.

Carmines, E. G., Zeller, R. A. 1979. Reliability and validity assessment, Sage, Beverly Hills, California.

French, B. F., Finch, W. H. 2008. Multigroup confirmatory factor analysis: Locating the invariant referent sets, Structural Equation Modeling , 15,1, 96- 113.

Herdman, M., Fox-rushby, J., Badia, X. 1998. A model of equivalence in the cultural adaptation of HRQOL instruments: The universalist approach, Quality of Life Research, 7,4,323–335.

OECD, 2004. Learning for Tomorrow’s World – First Results from PISA 2003, OECD, Paris.

OECD, 2005, PISA 2003 Technical Report, Paris.

Lord F. M., Novick, R. 1968. Statistical theories of mental test scores. Reading MA: Addison-Wesley.

Mark, B. A., Wan, T. T. H. 2005. Testing measurement equivalence in a patient satisfaction instrument. Western Journal of Nursing Research, 27 (6), 772-787.

Meade, A. W., Bauer, D. J. 2007. Power and precision in confirmatory factor analytic tests of measurement invariance. Structural Equation Modeling, 14, 611-635.

Moraes, C. L., Reichenheim, M. E. 2002. Cross-cultural measurement equivalence of the revised conflict tactics scales (cts2) portuguese version used to identify violence within couples. *Cad. Saúde Pública*, 18 (3).

Raykov, T., Marcoulides, G. A. 2006. On Multilevel Model Reliability Estimation From the Perspective of Structural Equation Modeling. *Structural Equation Modeling*, 13, 130-141.

Salzberger, T., Sinkovics, R. R., Schlgelmich, B. B. 1999. Data equivalence in crosscultural research: A comparison of classical test theory and gizil trait theory based approaches. *Australasian Marketing Journal*, 7 (2), 23-38.

Steinmetz, H., Schmid, P., Tina-Booh, A., Wiczorek, S., Schwartz, S. H. 2009. Testing measurement invariance using multigroup CFA: Differences between educational groups in human values, *Quality & Quantity*, 43(4), 599-616.

Tabachnick, B. G., Fidell, L. S. 2001. *Using Multivariate Statistics* (4th ed.). Needham Heights, MA: Allyn and Bacon.

Vandenberg, R. J., Lance, C. E. 2000. A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3, 4-69.

Wicherts, J. M., 2007. Group differences in intelligence test performance. Unpublished dissertation, University of Amsterdam.

COMPARISON OF MATHEMATICS LEARNING STRATEGIES MODELS ACROSS TURKEY AND HONG KONG-CHINA: MULTI-GROUP STRUCTURAL EQUATION MODELING APPROACH

ABSTRACT

Structural Equation Modeling (SEM) is a hybrid statistical technique that investigates the relationship between the immeasurable or unobservable variables that can only be measured through latent variables or concepts and it encompasses the aspects of confirmatory factor analysis, path analysis and regression. Multi-group applications are popular analysis in SEM studies. These type of applications provide multi-group comparisons for both of the measurement models and structural equation models with latent variables. In multi-group comparison studies, it can be investigated whether or not the factorial structure of a scale developed in one group is same as the other group/groups. The Program for International Student Assessment (PISA) is a system of international assessments that measures 15-year-olds' capabilities in mathematics, science and reading literacy every three years. HongKong-China has the best achievement while Turkey ranks 34th in mathematics among the 41 countries participating in PISA 2003. In PISA, three different factors are used to measure the learning strategies a)Memorization review strategies b)Elaboration and c)Control strategies. The purpose of this study is to investigate the measurement invariance of the mathematics learning strategies scale across the Hong Kong-China and Turkey using multi-group structural equation modeling.

Keywords: Multi-group structural equation modeling, Measurement invariance, PISA.

COX ORANSAL HAZARD REGRESYON MODELİ VE TRAFİK VERİLERİNE UYGULANMASI

Filiz KARDİYEN*

Gökhan KAYGISIZ**

ÖZET

Yaşam sürdürme analizi, tanımlanan bir olayın belirli bir başlangıç noktasından meydana gelmesine kadar geçen sürelerden oluşan verilerin analizinde kullanılır. Cox Oransal Hazard Regresyon Modeli, yaşam sürdürme analizinde yaşam süresi üzerinde etkili faktörleri belirlemek amacıyla sık kullanılan bir modeldir. Model, açıklayıcı değişkenlerin etki düzeylerini matematiksel olarak modelleyerek, risk düzeylerini belirlemeyi sağlar. Bu çalışmada, Cox Oransal Hazard Regresyon Modeli yapısı, parametre tahminleri, hazard oranları ve oransallık varsayımının test edilmesi incelenmiştir. Uygulamada, kırmızı ışık kural hatası nedeni ile meydana gelen trafik kazalarının tekrarlanmasında etkili olduğu düşünülen değişkenler risklilik düzeyleri bakımından incelenmiş ve Cox Oransal Hazard Regresyon Modeli kullanılarak veri modellenmiştir.

Anahtar Kelimeler: Yaşam sürdürme analizi, Cox oransal hazard regresyon modeli, Trafik kazaları.

1. GİRİŞ

Günümüzde teknolojik ve bilimsel gelişmelere paralel olarak trafik kazalarının önlenmesine veya kazaların etki düzeylerinin azaltılmasına yönelik çalışmalar yapılmıştır. Bu çalışmalarda özellikle kazalara sebep olan faktörlerin tespit edilmesi ve kazaların azaltılmasını sağlamak için bu faktörlerin birbirleriyle olan ilişkilerini belirlemek amacıyla birçok istatistiki çalışma yapılmıştır.

Trafik; yayaların, hayvanların ve araçların karayolu üzerindeki hal ve hareketleri olarak tanımlanmaktadır. Türkiye'nin 1950 sonrası ulaşım tercihi olarak kara yolunu ön plana çıkarmasıyla birlikte trafiğe çıkan araç sayısında ve yapılan yollarda artış olmuş ve buna paralel olarak da trafik kazaları artmıştır. Trafik kazaları sonucunda ortaya çıkan maddi ve manevi kayıplar, ülke ekonomisinin kaybı olarak düşünülmelidir. Bu çalışmada yaşam sürdürme analizini (survival analysis) kullanarak trafikte kırmızı ışık kural ihlalinden kaynaklanan trafik kazalarının meydana gelmesinde önemli etkenleri tespit etmek amaçlanmıştır.

2. YAŞAM SÜRDÜRME ANALİZİ

Günümüzde sağlık alanında alınacak kararların ve yapılan çalışmaların istatistik yöntemlerine dayandırılması büyük önem taşımaktadır. Hastaların, hastalıklarından kurtulmaları ve daha uzun bir yaşam sürdürmeleri için yapılan çalışmalarda, hastaların yaş, cinsiyet, sosyal sınıf ve ekonomik durumlarına göre hastalıkların görülme sıklığının belirlenmesi, değişik yer ve zamanlarda gözlenen hastalıkların salgın özelliği olup olmadığının saptanması gibi sorunlara ilişkin kararlar alınırken istatistiki yöntemlere başvurulmaktadır.

*Yrd. Doç. Dr., Gazi Üniversitesi, İstatistik Bölümü, e-posta: fyuva@gazi.edu.tr

**EGM Trafik Araştırma Merkezi Müdürü, e-posta: gkaygisiz@egm.gov.tr

Yaşam sürdürme analizi (survival analysis), yaşamlarının herhangi bir zamanında belirli bir ameliyat ya da tedaviye başlayan hastaların ölüm riskleri var ise, bu hastaların yaşam uzunluğunun incelenmesinde yararlanılan bir yöntem olarak kullanılmıştır. Yaşam sürdürme analizi, başarısızlık analizi (failure time analysis) yada olay zaman analizi (event time analysis) olarak da ifade edilir ve belirli bir başlangıç noktası tanımlandıktan sonra, tanımlanmış bir olayın meydana gelmesine kadar geçen sürelerden oluşan verilerin analizinde kullanılır. Yaşam sürdürme analizi, sadece ölüm veya hayatta kalma süreleri ile sınırlandırılmaz. Örneğin; bir tıbbi görüşle tedaviye alınan bireyin incelenilen özel bir konuma erişmesi (ya da erişmeden eski özelliklerini sürdürmesi), tedaviye yanıt vermesi, yapılan tedavilerde hastanın bir sonraki evreye geçmesi gibi durumlar yaşam analizinin konusu olmaktadır. Yaşam sürdürme analizi, sağlık alanı dışında da uygulanabilmektedir. Örneğin; evli olan çiftlerin evli kalma süreleri, ekonomik alanda şirketlerin aldıkları iş makinelerinin bozulma süreleri veya işlevini göremez duruma gelme süreleri, makinelerin ardışık iki kez bozulma süreleri arasında geçen süre, elektronik parçaların veya aletlerin yaşam sürelerinin analiz edilmesi gibi birçok alanda kullanılabilir.

Yaşam sürdürme süresi iyi belirlenmiş bir başlangıç zamanı ile tanımlanan durumun ortaya çıktığı zaman arasında geçen süre olarak tanımlanır ve rastgele değişken T ile gösterilir (Cox ve Oakes, 1984). Yaşam sürdürme verisi de bu sürelerden oluşur. Araştırmaya katılan her bir birey ya da birim için yaşam sürdürme süresinin ölçümü aynı ölçek ile yapılmalıdır (gün, ay, yıl gibi).

Yaşam sürdürme daima sıfırdan büyük bir değere sahiptir ve pozitif değerlidir. T rassal değişkeni belirlemek için her bir bireye ilişkin kesin olarak bilinen başlangıç noktasının, ilgilenilen olayın sona erme noktasının bilinmesi ve geçen sürenin de aynı ölçekli olması gerekmektedir.

2.1 Hazard fonksiyonu

Hazard fonksiyonu $h(t)$, bireyin t anına kadar yaşadığı biliniyorken ölüm ya da ilgilenilen olayın meydana gelmesi için birim zamandaki anlık potansiyeli verir. Burada $h(t)$ başarısızlık hızı, ani ölüm hızı ya da ölümlülük gücü olarak ifade edilir.

Hazard fonksiyonu $h(t)$, bireyin t zamanına kadar yaşadığı biliniyorken (t) zamanına kadar yaşamının sona erme riskidir.

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t / T \geq t)}{\Delta t}$$

şeklinde ifade edilir. Sürekli dağılımlar için,

- $h(t) \geq 0$ negatif olmayan bir fonksiyondur,
- $\int_t^{\infty} h(t) dt = \infty$ üst sınırı yoktur.

Hazard fonksiyonu bir zaman aralığında var olan başarısızlık riskidir ve “*koşullu başarısızlık oranı*” olarak tanımlanır. Hazard fonksiyonu (0,1) aralığında bir olasılık fonksiyonunu değil, (0,∞) aralığında pozitif değer alan bir oranı ifade etmektedir. Yaşam sürdürme fonksiyonunun dağılımına göre hazard fonksiyonunun dağılımı farklı yapıdadır.

2.2 Durdurma

Yaşam sürdürme analizinde, veriler diğer istatistiksel analiz yöntemlerinde ele alınan veriler gibi tamamlanmış (complete) değildir. Belirli bir T zamanında hastalanan ve tedaviye alınan kişilerin bazıları ölmüş iken diğerleri ölmemiş olurlar veya tedavilerine başka bir yerde devam edebilirler ve gözlem dışına çıkabilir ya da tedaviden vazgeçebilirler. Yaşam analizinde, bireyin yaşam süresi hakkında biraz bilgi olsa da kesin bir bilgi olmadığı zaman bireyin ölüm zamanına ilişkin veriler tamamlanmamış veri (kısıtlı, eksik, censored, incomplete) olarak nitelendirilir. Böyle gözlemler “durdurulmuş” gözlem adını alır.

- Gözlem altındaki birey ya da birim için çalışma dönemi içerisinde tanımladığımız olay meydana gelmemişse,
- Gözlem altındaki birey ya da birim herhangi bir sebepten dolayı kayıp olmuşsa ya da çalışmadan ayrılmışsa,
- Gözlem altındaki birey ya da birim tanımladığımız olayın dışında başka bir olaydan etkilenmişse ve bu durum tanımladığımız olayın meydana gelmesini engellemişse gözlem altındaki bireyler durdurulmuş olur.

Herhangi bir araştırmada tanımlanan olay dışında farklı bir sebepten dolayı da yaşam sürdürme süresi sona erebilir. Örneğin, herhangi bir hastalıktan dolayı tedavi altına alınmış hastalar için çalışma dönemi içerisinde tanımlanan olay ölüm olayı olduğunda, ölümün hastaya uygulanan tedaviden bağımsız olup olmadığını tespit etmek zor olabilir. Kanser tedavisinin kullanıldığı yöntemlerin araştırıldığı bir araştırmaya katılan bir hastanın trafik kazası sonucu hayatını kaybetmesi durumunda, hastanın ölümünü sadece trafik kazasına bağlamak ve yapılan tedavilerin bu kazaya hiçbir etkisinin olmadığını söylemek çok zordur. Çünkü yapılan tedavi neticesinde doğan yan etkilere bağlı olarak baş dönmesi ve bilinç kaybı gibi durumlar kazanın oluş sebebi olabilir. Bu gibi durumlarda herhangi bir sebepten kaynaklanan ölüme kadar ki yaşam sürdürme süresi de yaşam sürdürme analizi süresine dahil edilebilir.

Yaşam sürdürme analizinde n tane birey ya da birimin yer aldığı bir araştırmada i. birey ya da birim için yaşam sürdürme zamanı, “ t_i ” rastgele değişkenin aldığı değeri ve tanımlanan olay ortaya çıkmış ise durdurma zamanı “ c_i ” olsun, o zaman yaşam sürdürme süresi rassal değişkeni $T_i = \min(t_i, c_i)$ 'dir. Burada,

- $t_i \leq c_i$ ise, olay durdurma zamanından önce ortaya çıkmıştır ve T_i değişkeni durdurulmamıştır.
- $t_i > c_i$ ise, durdurma zamanı olayın ortaya çıkma zamanından daha önce gerçekleşmiştir ve T_i değişkeni durdurulmuştur (Cox ve Oakes, 1984).

3. COX ORANSAL HAZARD REGRESYON MODELİ

Yaşam sürdürme analizinde amaç gözlem altındaki birey ya da birimlerin tanımlanan olay meydana gelene kadar geçen zaman aralığını etkileyen değişkenlerin etki düzeylerini belirlemektir. Açıklayıcı değişkenlerin etki düzeylerini matematiksel olarak modelleyerek bireyin yaşam süresinin tahmin edilmesinde Cox oransal hazard regresyon modeli kullanılmaktadır.

Çok değişkenli regresyon yöntemi, sonuç değişkeni ve bu değişkenin değişimi üzerinde etkili olan bağımsız değişkenlerin etki düzeylerini ortaya koymayı amaçlar ve veri yapısının uyması gereken bazı varsayımları vardır. Bu varsayımlardan en önemlileri bağımlı ve bağımsız değişkenlerin normal dağılması ve bağımsız değişkenlerin de birbiriyle orantısal bir bağımlılık göstermemesidir. Fakat Cox regresyonunda açıklayıcı değişkenler normal dağılım göstermemekte ve açıklayıcı değişkenler aralarında orantısal (proportional) ilişkiler bulunmaktadır. Bu nedenle yaşam sürdürme analizinde neden-sonuç ilişkisi çok değişkenli regresyon yöntemi yerine Cox regresyon yöntemi ile açıklanmaktadır (Özdamar, 2003).

Cox regresyon modelinin belirli bir olasılık dağılımı yoktur bu nedenle yarı parametrik bir modeldir. Durdurulmuş verilerin yaşam sürdürme zamanlarını analize dahil etmesiyle lojistik regresyon modellerine karşı tercih edilir ayrıca lojistik regresyon modelleri yaşam sürdürme zamanlarını modele dahil etmezler.

3.1 Cox Oransal Hazard Regresyon Modelinin Yapısı

Bu modelde, yaşam süresi ve bu süre üzerinde etkili olarak görülen bağımsız değişkenler yer almaktadır. Bağımsız değişkenler modeli toplamsal değil, çarpımsal olarak etkilerler.

Cox regresyon modeli;

$$h(t, X) = h_0(t) e^{\beta'X} = h_0(t) e^{\sum_{j=1}^p \beta_j x_{jt}}$$

x : Sabit zamanlı değişkenlerden meydana gelen açıklayıcı değişken

β : Bilinmeyen parametreler vektörü

$h_0(t)$: Temel hazard fonksiyonu (baseline hazard) olarak adlandırılır.

$\sum_{j=1}^p \beta_j x_{jt}$: Açıklayıcı değişkenlerin doğrusal bileşeni ve i . birey için "risk skoru" olarak adlandırılır [Cox D. R., 1984].

Cox Regresyon modelini $h_0(t)$ fonksiyonu parametrik olmayan model haline getirmektedir. Ayrıca $h_0(t)$ 'nin dağılım şekli üzerine herhangi bir varsayım bulunmadığı için hesaplanmasına da gerek yoktur. Önemli olan katsayıların yani β 'lerin hesaplanmasıdır (Kleinbaum, 1996).

Orantılı hazard modelinin doğrusal bileşenleri sabit terim içermemektedir. Eğer model β_0 gibi sabit bir terim içerirse, $h_0(t)$ temel hazard fonksiyonu $\exp(\beta_0)$ 'a bölünerek yeniden ölçeklendirilebilir. Ölçeklendirildikten sonra sabit terim modelde yer almayabilir (Collet, 2003).

$$h(t, X) = h_0(t) e^{\beta'x} = h_0(t) e^{(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p)}$$

$$h(t, X) = h_0(t) \exp[(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p)]$$

ya da bir başka şekilde;

$$\log \left\{ \frac{h(t, X)}{h_0(t)} \right\} = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p$$

şeklinde de ifade edilebilir. Böylece orantılı hazard modeli, hazard oranının logaritması için doğrusal bir model haline gelmiştir.

Yaşam sürdürme analizinde iki farklı grubu karşılaştırmak için hazard oranları kullanılabilir. İki grubun karşılaştırılmasında birinci grup X_1, X_2, \dots, X_p açıklayıcı değişkenleri ve ikinci grup $X_1^*, X_2^*, \dots, X_p^*$ açıklayıcı değişkenleri için;

$$HR = \frac{h(t, X^*)}{h(t, X)} = \frac{h_0(t) \exp(\sum_{i=1}^p [\beta_i X_i^*])}{h_0(t) \exp(\sum_{i=1}^p [\beta_i X_i])} = \frac{\exp(\sum_{i=1}^p [\beta_i X_i^*])}{\exp(\sum_{i=1}^p [\beta_i X_i])} = \varphi$$

$t > 0$: φ sabittir ve hazard oranı veya göreceli hazard oranıdır.

$\varphi > 1$: Herhangi bir t zamanında birinci gruptaki bireye ilişkin hazard fonksiyonu ikinci gruptaki bireyin hazard fonksiyonundan daha büyüktür ve ikinci grup daha üstündür.

$\varphi < 1$: Herhangi bir t zamanında birinci gruptaki bireye ilişkin hazard fonksiyonu ikinci gruptaki bireyin hazard fonksiyonundan daha küçüktür ve birinci grup daha üstündür.

3.2 Cox Oransal Hazard Regresyon Modelinde Katsayı Tahmini

Cox regresyon modelinde açıklayıcı değişken katsayıları en çok olabilirlik yöntemi ile tahmin edilmektedir. Açıklayıcı değişkenlerin bilinmeyen katsayılarının tahmini $\hat{\beta}_i$ ile gösterilir ve olabilirlik fonksiyonunun maksimize edilmesi ile elde edilir.

Cox oransal hazard için olabilirlik fonksiyonu;

$$L(\beta) = \prod_{j=1}^n (\exp(\beta' X(j))) / (\sum_{l \in R(t(j))} \exp(\beta' X_l))$$

olarak ifade edilir.

4. MODELİN ORANSALLIK VARSAYIMININ TEST EDİLMESİ

Cox regresyon modelinde açıklayıcı değişkenlere ilişkin en önemli varsayımlardan biri, hazardların oransal olduğu varsayımdır. Açıklayıcı değişkenler için farklı zaman aralıklarında hazardlar oransal değilse yani oransallık varsayımı sağlanmıyorsa zaman içinde değişen hazardların modellenmesi “genişletilmiş Cox modeli” ile mümkündür.

Oransallığın test edilmesi için kullanılan metotlar;

1. Grafikselle yaklaşım,
2. Uyum iyiliği yaklaşımı,
3. Zamana bağlı yaklaşımlar.

4.1 Grafikselle Yaklaşım

Grafikselle yaklaşım, modelin oransal hazard regresyon modeline uygun olup olmadığını belirlemek için kullanılan bir yöntemdir. Grafikselle yaklaşımda grafiği kullanılarak modelin uygun olup olmadığı, yaşam sürdürme eğrilerinin birbirine paralel olup olmamasına göre test edilir. Literatürde log-log grafiği olarak bilinir.

$$h(t, x) = h_0(t) \exp \left[\sum_{j=1}^p \beta_j x_j \right]$$

$$s(t, x) = s_0 \exp \left[\sum_{j=1}^p [\beta_j x_j] \right]$$

Yaşama sürdürme fonksiyonunun iki kez logaritması alınarak;

$$\ln s(t, x) = \exp \left[\sum_{j=1}^p \beta_j x_j \right] \ln s_0(t)$$

$$\ln[-\ln s(t, x)] = \ln \left[-\exp \left[\sum_{j=1}^p \beta_j x_j \right] \ln s_0(t) \right]$$

$$\ln[-\ln s(t, x)] = \ln \left[-\exp \left[\sum_{j=1}^p \beta_j x_j \right] + \ln[-\ln s_0(t)] \right]$$

şeklinde ifade edilir (David G. Kleinbaum, 1996).

4.2 Uyum İyiliği Yaklaşımı

Orantılı hazard varsayımının test edilmesinde kullanılan uyum iyiliği yaklaşımı modeldeki her açıklayıcı değişken için hesaplanan ki-kare istatistikleri yardımıyla orantılı hazard varsayımını test eder. Uyum iyiliği testi diğer yöntemlerden grafiksel yaklaşıma göre daha güvenilir sonuçlar almamızı sağlar fakat modelin bütünü test etmesi en büyük dezavantajıdır (Andersen, P. K., 1982).

4.3 Zamana Bağlı Değişkenlerin Kullanılması

Orantılı hazard varsayımını değerlendirirken, açıklayıcı değişkenlerin zaman içinde değişmediğini varsayarak modelleme yapılmakta fakat bazı açıklayıcı değişkenler zaman içerisinde değişim gösterdiğinden açıklayıcı değişkenin hazard fonksiyonunun başlangıç zamanındaki değeri yerine açıklayıcı değişkenin zamanla değişen değeri tercih edilebilir (Hosmer ve Lemeshow, 1999).

Cox oransal hazard modeli zamana bağlı değişkenler içerecek şekilde genişletilirse;

$$h(t, X(t)) = h_0(t) \exp \left[\sum_{i=1}^p \beta_i X_i + \sum_{i=1}^p \delta_i X_i g_i(t) \right]$$

X_i açıklayıcı değişkenlerin oransallığının test edilmesinde δ_i katsayısının anlamlı olup olmadığına bakılır.

$$H_0: \delta_i = 0$$

$$H_1: \delta_i \neq 0$$

Burada H_0 hipotezi red edildiği zaman $\delta_i < 0$ için hazard oranı zamana bağlı olarak azalır ve $\delta_i > 0$ ise hazard oranı zamana bağlı olarak artar.

Burada $g(t)$, zamanın bir fonksiyonudur.

$$g(t) = t, \quad (1)$$

$$g(t) = \log t \quad (2)$$

ya da

$$g(t) = \begin{cases} 1 & t \geq t_0 \\ 0 & t < t_0 \end{cases} \quad (3)$$

(1), (2) ve (3)'deki gibi farklı fonksiyonlar kullanılabilir. Fakat Cox orantılı hazard regresyon yönteminde, zamana bağlı değişkenlerin kullanılmasında bireyler için tanımlanan olay zamanlarında dışsal açıklayıcı değişkenlerdeki değişim sorun teşkil etmezken, bireylerden bağımsız olarak ortaya çıkan içsel açıklayıcı değişkenler sorun olabilmektedir (Collet, 2003).

5. UYGULAMA

Türkiye 1950 sonrası benimsediği siyasal anlayış gereği, kuruluş yıllarındaki ulaşım ile ilgili tercihini değiştirmiş, kara yolunu öne çıkarmıştır. Bu tarihten günümüze kadar kara yoluna önem verildiği için kazalar, yaralanma ve ölümler sonucunda ortaya çıkan maddi ve manevi kayıplar şeklindeki bütün sorunlar, kara yolu ulaşımı merkezinde ortaya çıkmaya başlamıştır (Basın Toplantıları, 2003, 225). Türk toplumunda karayolu ulaşımı önemli bir boyuta ulaştığı için trafik kazalarına çözüm getirilebilmesi bakımından, karayolu trafiği geniş bir perspektifle, uygarlık düzeyi göstergelerine göre değerlendirilmesi gerekir.

Trafik kazaları, sağlık ve kalkınma açısından büyük bir sorun oluşturmaktadır. Bu yüzden yılda hemen hemen 1.2 milyon kişi ölmekte, 20 ile 50 milyon arasında insan da yaralanmakta veya sakat kalmaktadır. Gerek Dünya Sağlık Örgütü (DSÖ), gerekse Dünya Bankası'nın elindeki veriler, gerekli müdahalelerde bulunulmaması durumunda bu sonuçların 2020 yılına kadar daha da ağırlaşacağı ve bunun hızla motorize olan ülkelerde daha belirgin biçimde görüleceğine işaret etmektedir. Bugünkü sorun yükünün yüzde 90'ının düşük ve orta gelir düzeyindeki ülkelerin üzerine binmesi bir yana, kayıp oranları da bu ülkelerde daha hızlı artmaktadır. Trafik kazaları sonucunda ortaya çıkan maliyetle ilgili veriler sınırlı olmakla birlikte, durumun kişiler, aileler, topluluklar ve ülkelere getirdiği ekonomik maliyetin çok büyük olduğu açıktır. O kadar ki, trafik kazaları sonucunda ortaya çıkan kayıplar, ülkelerin gayri safi ulusal hasıllarının yüzde 2'sine kadar ulaşabilmektedir. Bütün bunların üstüne, kazalardan doğrudan etkilenen kişilerin, ailelerinin ve dostlarının psikolojik olarak ağır ve trajik bir yük altına girmesi de söz konusudur. Sağlık hizmetleri açısından da bakıldığında kazalar, sağ kurtulanların tedavi masrafları açısından da genellikle kazazedeler büyük sıkıntılar yaşatmaktadır.

Görüldüğü üzere trafik kazaları, tüm insanlık yaşamını ve sağlığını doğrudan veya dolaylı olarak etkileyen; insanların ve ülkelerin yeri doldurulması çok güç olan, çoğu zamanda mümkün olmayan maddi ve manevi kayıplara uğratan ve çözüm bekleyen önemli bir tehlikedir (Jacobs ve ark., 2000; Baguley ve ark, 2003; Wegman ve ark., 2004 (ETSC,2001); Peden ve ark., 2004 DSÖ Türkiye İrtibat Ofisi WHO 2004 Tercümesi).

5.1 Veri Tanımlaması

2003 yılında kırmızı ışık ihlali kusurundan meydana gelen 10.366 tane kaza olmuştur. Bu trafik kazalarından 8.595 tanesi maddi hasarlı kazalar ve 1.771 tanesi ölümlü-yaralanmalı kazalardır. Bu çalışmada 2003 yılında kırmızı ışık ihlali nedeni ile ölümlü-yaralanmalı kazaya karışan 1.771 sürücüyü izlemeye alarak 2009 yılı sonuna kadar bu sürücülere ait ceza makbuzları incelenerek ikinci kez kırmızı ışık ihlali yapıp yapmadıkları incelenmiştir. 18 sürücü bu kırmızı ışık kazasında hayatını kaybetmiş olduğu için çalışmaya alınmamıştır. 2003-2009 yılları arasında kırmızı ışık kural hatası yapmayan sürücüler durdurulmuş gözlem ve kırmızı ışık kural hatası yapan sürücüler olay gözlem olarak değerlendirilmiştir. 19 açıklayıcı değişken tek tek incelenerek yaşam sürdürme ve hazard grafiklerine göre değişkenlerin kategorileri arasındaki risk puanları (hazard oranları) belirlenmiştir.

Tablo 5.1. Açıklayıcı değişkenlerin olay (1) ve durdurma (0) frekansları

Değişken Düzeyleri		N	Olay (1)	Durdurma (0)	Değişken Düzeyleri		N	Olay (1)	Durdurma (0)
Cinsiyet					Oluşum Türü				
Erkek	(1)	1662	223	1439	Karşılıklı Çarpışma	(1)	82	9	73
Kız	(2)	91	5	86	Arkadan Çarpma	(2)	37	5	32
Yaş					Yandan Çarpma	(3)	1443	191	1252
0-14	(1)	30	2	28	Duran araca Çarpma	(4)	12	0	12
15-17	(2)	39	0	39	Sabit Cisme Çarpma	(5)	9	0	9
18-20	(3)	82	7	75	Yaya Çarpma	(6)	134	19	115
21-24	(4)	222	35	187	Devrilme	(7)	8	0	8
25-35	(5)	606	102	504	Yoldan Çıkma	(8)	28	4	24
36-64	(6)	736	80	656	Araç Sayısı				
65+	(7)	38	2	36	Tek Araçlı	(1)	179	23	156
Öğrenim					İki araçlı Aynı Yönlü	(2)	32	3	29
Belirsiz	(1)	44	3	41	İki Araçlı Zıt Yönlü	(3)	76	8	68
İlk Okul	(2)	860	126	734	İki araçlı Komşu Yönlü	(4)	1329	168	1161
Orta Okul	(3)	245	20	225	Çok Araçlı	(5)	137	26	111
Lise	(4)	377	54	323	Hava Durumu				
Yüksek Okul	(5)	227	25	202	Açık	(1)	1370	167	1203
Araçın Cinsi					Bulutlu	(2)	241	42	199
Motosiklet	(1)	246	19	227	Sisli	(3)	5	1	4
Otomobil	(2)	983	102	881	Yağmurlu	(4)	128	17	111
Minibüs	(3)	81	15	66	Karlı	(5)	9	1	8
Kamyon	(4)	152	42	110	Gün Durumu				
Kamyonet	(5)	173	29	144	Gündüz	(1)	1172	140	1032
Otobüs	(6)	82	20	62	Gece	(2)	521	76	445
Diğer	(7)	36	1	35	Alaca Karanlık	(3)	60	12	48
Kullanım Amacı					Yolun Şekli				
Özel	(1)	1418	156	1262	Eğimsiz	(1)	1504	193	1311
Ticari	(2)	263	66	197	Hafif Eğimli	(2)	230	33	197
Diğer	(3)	72	6	66	Dik Eğimli	(3)	19	2	17
Belge Sınıfı					Kavşak				
A2	(1)	26	7	19	Üç Yönlü (T)	(1)	199	31	168
B	(2)	837	99	738	Üç Yönlü (Y)	(2)	68	11	57
C	(3)	117	24	93	Dört Yönlü	(3)	891	110	781
E	(4)	492	96	396	5+ Yönlü	(4)	115	15	100
Diğer	(5)	61	0	61	Dönel	(5)	186	20	166
Belgesiz	(6)	220	2	218	Diğer Kavşaklar	(6)	142	21	121
Tecrübe Yılı					Kavşak Yok	(7)	152	20	132
0-5 Yıl	(1)	407	67	340	Mevsim				
5-10 Yıl	(2)	424	69	355	Kış	(1)	366	61	305
10-15 Yıl	(3)	298	38	260	İlkbahar	(2)	369	41	328
15-20 Yıl	(4)	198	30	168	Yaz	(3)	525	60	465
20+ Yıl	(5)	426	24	402	Sonbahar	(4)	493	66	427
Kaza Yeri					Kaza Sonucu				
Cadde	(1)	1304	165	1139	Yaralı	(1)	718	66	652
Devlet Yolu	(2)	425	62	363	Sağ	(2)	1035	162	873
Diğer	(3)	24	1	23					
Kaza Yerleşim Yeri									
Yerleşim Yeri	(1)	1642	213	1426					
Yerleşim Yeri Dışı	(2)	111	15	96					

Tablo 5.2. Bütün açıklayıcı değişkenler için hazard oranları (HO)

	β	Sh	P değeri	HO Exp (B)		β	Sh	P değeri	HO Exp (B)
Cinsiyet (Erkek)	,943	,452	0,037	2,567	Yas(0-14)	,224	1,000	0,017	1,251
Öğrenim(Belirsiz)	-,489	,611	0,423	,613	Yas(15-17)	-10,139	108,542	0,926	,000
Öğrenim(İlkokul)	,305	,219	0,164	1,356	Yas(18-20)	,465	,802	0,028	1,592
Öğrenim(Ortaokul)	-,310	,300	0,001	,733	Yas(21-24)	1,099	,727	0,019	3,000
Öğrenim(Lise)	,300	,242	0,044	1,350	Yas(25-35)	1,195	,714	0,038	3,302
(Tek Araçlı)	-,381	,286	0,184	,683	Yas(36-64)	,720	,716	0,315	2,054
(İki araçlı aynı yönlü)	-,761	,610	0,012	,467	Belge_sınıfı(A2)	3,512	,802	0,000	33,508
(iki araçlı zıt yönlü)	-,579	,404	0,053	,561	Belge_sınıfı(B)	2,609	,714	0,000	13,582
(İki araçlı komşu yönlü)	-,426	,211	0,043	,653	Belge_sınıfı(C)	3,230	,736	0,000	25,271
(Diğer araç türleri)	-,846	1,026	0,410	,429	Belge_sınıfı(E)	3,161	,714	0,000	23,605
Otomobil	,299	,250	0,025	1,349	Belge_sınıfı(Diğer)	-9,446	151,906	0,950	,000
Minibüs	,893	,345	0,042	2,443	Kaza_yeri(Cadde)	-,147	,149	0,025	,864
Kamyonet	,835	,295	0,058	2,304	Kaza_yeri(Diğer)	-1,287	1,008	0,092	,276
Kamyon	1,377	,277	0,028	3,964	Yer_yeri (içi)	-,049	,267	0,952	,952
Otobüs	1,259	,320	0,040	3,521	Tecrübe_Yıl (0-5)	1,117	,238	0,000	3,055
Kul_Amacı(Özel)	,274	,416	0,510	1,316	Tecrübe_Yıl (5-10)	1,121	,237	0,000	3,068
Kul_Amacı(Ticari)	1,195	,426	0,049	3,303	Tecrübe_Yıl (10-15)	,850	,261	0,001	2,339
Eğimsiz	,179	,711	0,810	1,196	Tecrübe_Yıl (15-20)	1,055	,274	0,000	2,872
Hafif eğimli	,283	,728	0,860	1,327	kaza_sonucu (Yaralı)	-,567	,146	0,000	,567
Gün_Durumu(Gündüz)	-,514	,301	0,046	,598	Hava_Açık	-,018	1,003	0,985	,982
Gün_Durumu(Gece)	-,313	,311	0,038	,731	Hava_Bulutlu	,388	1,012	0,702	1,474
Karşılıklı çarpışma	-,275	,601	0,253	,760	Hava_Sisli	,478	1,415	0,736	1,612
Arkadan çarpma	-,106	,671	0,000	,899	Hava_Yağmurlu	,071	1,029	0,945	1,073
Yandan çarpma	-,115	,505	0,002	,892	Kavsak(Üç yönlü (T))	,213	,287	0,042	1,237
Duran araca çarpma	-11,142	185,853	0,898	,000	Kavsak(Üç yönlü (Y))	,218	,375	0,031	1,244
Sabit Cisme çarpma	-11,142	219,000	0,896	,000	Kavsak(Dört yönlü)	-,081	,243	0,049	,922
Yayaya çarpma	-,007	,550	0,023	,993	Kavsak(5+ yönlü)	-,037	,342	0,987	,963
Devrilme	-11,142	230,102	0,896	,000	Kavsak(Dönel)	-,218	,316	0,491	,804
mevsim(Kış)	,289	,181	0,022	1,335	Diğer kavşak	,119	,312	0,703	1,127
mevsim(İlkbahar)	-,042	,202	0,956	,959					
mevsim(Yaz)	-,064	,181	0,958	,938					

İstatistiksel olarak anlamlı bulunan açıklayıcı değişkenlerin hazard oranlarına göre, değişkenlerin kategorileri arasındaki kırmızı ışık ihlali yapma risk puanları belirlenebilir. Cinsiyet değişkeninin bütün düzeyleri dikkate alındığında %95 güvenilirlik düzeyinde; erkek sürücülerin, kadın sürücülere göre 2,567 kat daha fazla risk altında olduğu söylenebilir. Öğrenim değişkeni için; lise mezunu sürücülerin, ortaokul mezunu sürücülere göre kırmızı ışık ihlali yapma riskinin 1,84 kat daha fazla olduğu tespit edilmiştir. Yüksek okul mezunu sürücülere göre, lise mezunu sürücülerin kırmızı ışık ihlali yapma riski 1,350 kat daha fazla oldu söylenebilir. Ticari amaçlı olarak araç kullanan sürücülerin, özel amaçlı araç kullanan sürücülere göre kırmızı ışık ihlali yapma riski 2,51 kat daha fazla olduğu bulunmuştur. Trafik kazasından yaralı olarak kurtulan sürücülerin, kazada hiç yara almadan kurtulan sürücülere göre ikinci kez kırmızı ışık ihlali yapma riski 0,567 kat daha az olduğu tespit edilmiştir. Sürücülerin kullandıkları araçlara göre; kamyon ve otobüs kullanan sürücülerin kırmızı ışık ihlali yapma riskinin daha fazla olduğu gözlemlenmiştir. Otomobil kullanan sürücülerin kırmızı ışık ihlali yapma riskinin, kamyon kullanan sürücülerden 2,95 kat, otobüs kullanan sürücülerden 2,62 kat ve minibüs kullanan sürücülerden 1,82 kat daha az olduğu sonucuna varılmıştır. Sürücü belgesi sınıfına göre, A2 ehliyeti olan sürücülerin kırmızı ışık ihlali yapma riskinin, B sınıfı ehliyeti olan sürücülerden 2,47 kat, C sınıfı ehliyeti olan sürücülerden 1,33 kat ve E sınıfı ehliyeti olan sürücülerden 1,42 kat daha fazla olduğu tespit edilmiştir. C ehliyeti olan sürücülerin kırmızı ışık ihlali yapma riskinin, B sınıfı ehliyeti olan sürücülerden 1,86 kat daha fazla olduğu söylenebilir. E ehliyeti olan sürücülerin kırmızı ışık ihlali yapma riskinin, B sınıfı ehliyeti olan sürücülerden 1,74 kat daha fazla olduğu söylenebilir. 0-5 ve 5-10 yıllık tecrübeye sahip sürücülerin kırmızı

ışık ihlali yapma riskinin diğer tecrübe yıllarına göre daha fazla olduğu söylenebilir. Devlet yolunda kaza yapan sürücülerin kırmızı ışık ihlali yapma riskinin, caddede kaza yapan sürücülerden 1,58 kat daha fazla olduğu gözlemlenmiştir. Kazanın oluşum şekline göre yoldan çıkma ve yayaya çarpma şeklinde kaza yapan sürücülerin kırmızı ışık ihlali yapma risk durumlarının diğer kaza oluşum şekillerine göre daha fazla olduğu tespit edilmiştir. Arkadan çarpma şeklinde kaza yapan sürücülerin kırmızı ışık ihlali yapma riskinin, karşılıklı çarpışma şeklinde kaza yapan sürücülerden 1,18 kat daha fazla olduğu gözlemlenmiştir. Kazaya karışan araç sayısına göre çok araçlı kazalara karışan sürücülerin kırmızı ışık ihlali yapma riskinin, diğer kazaya karışan araç sayılarına göre daha fazla olduğu sonucuna varılmıştır. İki araçlı komşu yönlü kazaya karışan sürücülerin kırmızı ışık ihlali yapma riskinin, iki araçlı aynı yönlü kazaya karışan sürücülerden 1,39 kat daha fazla olduğu tespit edilmiştir. Gün durumuna göre alacakaranlıkta kaza yapan sürücülerin kırmızı ışık ihlali yapma riskinin, diğer gün durumlarına göre daha fazla olduğu görülmüştür. Gece kaza yapan sürücülerin kırmızı ışık ihlali yapma riskinin, gündüz kaza yapan sürücülerden 1,22 kat daha fazla olduğu söylenebilir. Mevsimlere göre kış aylarında kaza yapan sürücülerin kırmızı ışık ihlali yapma riskinin, diğer mevsimlere göre daha fazla olduğu tespit edilmiştir. Üç yönlü (T) ve üç yönlü (Y) şeklindeki kavşaklarda kazaya karışan sürücülerin kırmızı ışık ihlali yapma riskinin, diğer kavşak türlerine göre daha fazla olduğu saptanmıştır. Üç yönlü (T) kavşaklarda kazaya karışan sürücülerin kırmızı ışık ihlali yapma riskinin, dört yönlü kavşaklarda kazaya karışan sürücülerden 1,34 kat daha fazla olduğu söylenebilir. Üç yönlü (Y) kavşaklarda kazaya karışan sürücülerin kırmızı ışık ihlali yapma riskinin, dört yönlü kavşaklarda kazaya karışan sürücülerden 1,35 kat daha fazla olduğu söylenebilir. Kaza saati, kaza günü ve kaza ayı açıklayıcı değişkenleri anlamlı bulunmadığı için Tablo 5.2'ye alınmamıştır.

5.2 Cox Oransal Hazard Regresyon Modeli

Analizde öncelikle, 2003 yılında kırmızı ışık kural hatası nedeniyle ölümlü-yaralanmalı trafik kazası yapan sürücülerin 2009 yılına kadar gözlemlenmesi sonucu tekrar kırmızı ışık kural hatası yapmalarını etkileyebileceği düşünülen açıklayıcı değişkenler belirlenmiştir. Bu değişkenler cinsiyet, yaş, öğrenim durumu, kullanılan aracın cinsi, aracı kullanım amacı, sürücünün belge sınıfı, tecrübe yılı, kaza yeri, kaza yerleşim yeri, kazanın oluş türü, kazaya karışan araç sayısı, kaza saati, kaza günü, kaza ayı, kaza sonucu durum, kaza mevsimidir. Bu değişkenlerin hepsi modele alınarak ileriye doğru adımsal seçim yöntemi kullanılarak modele giren değişkenler belirlenmiştir.

$$\hat{h}(t) = \hat{h}_0(t) \exp[\hat{\beta}_{11} \text{cinsiyet}(1) + \dots + \hat{\beta}_{203} \text{Mevsim}(3) + \hat{\beta}_{204} \text{Mevsim}(4)] \quad (4)$$

Adımsal yöntemde -2LogL değerini en çok arttıran ve en küçük p değerine sahip olan açıklayıcı değişkenler modele eklenerek devam edilmiştir. İleriye doğru adımsal seçim yöntemine göre analize giren değişkenlerden sadece kullanım amacı, yaş ve belge sınıfı değişkenleri %95 güvenle önemli bulunmuştur.

Tablo 5.3. Adımsal regresyon modeli sonuçları

Adım	-2 Log L	Genel (Puan)			Adımdaki Değişim			Bloktaki Değişim		
		Ki-kare	sd	P	Ki-kare	sd	P	Ki-kare	sd	P
1 ^a	3237,601	66,202	5	,000	88,671	5	,000	88,671	5	,000
2 ^b	3212,473	87,986	11	,000	25,128	6	,000	113,799	11	,000
3 ^c	3198,224	108,529	13	,000	14,249	2	,000	128,048	13	,000

1. Adımda modele giren değişken: Belge_sınıfı
2. Adımda modele giren değişken: Yaş
3. Adımda modele giren değişken: Kul_Amacı
- Blok sayısı 0, ilk giriş olabilirlik fonksiyonu: -2Log L: 3326,272
- Blok sayısı 1, Başlangıç Yöntemi = ileri doğru seçim yöntemi (olabilirlik oranı)

Tablo 5.3’de görüldüğü gibi analiz 3 adımda sonuçlanmıştır. Genel (Puan) sonuçları ($p < 0,05$) olduğundan modeldeki en az bir değişken anlamlıdır. Ayrıca bir önceki adıma göre değişimi gösteren p değeri son adımda ($0,000 < 0,05$) olduğundan kurulan modelin son hali genel olarak anlamlıdır.

Tablo 5.4. Modelde yer alan değişkenlerin katsayı tahminleri

		B	Sh	Wald	Sd	P değeri	HO Exp(B)
Adım 1	Belge_sınıfı			36,96	5	0,00	
	Belge_sınıfı(1)	3,51	0,80	19,18	1	0,00	33,51
	Belge_sınıfı(2)	2,61	0,71	13,34	1	0,00	13,58
	Belge_sınıfı(3)	3,23	0,74	19,26	1	0,00	25,27
	Belge_sınıfı(4)	3,16	0,71	19,58	1	0,00	23,61
	Belge_sınıfı(5)	-9,45	151,91	0,00	1	0,95	0,00
Adım 2	Yaş			24,58	6	0,00	
	Yaş(1)	2,47	1,04	5,70	1	0,02	11,82
	Yaş(2)	-8,35	193,87	0,00	1	0,97	0,00
	Yaş(3)	1,03	0,81	1,63	1	0,20	2,80
	Yaş(4)	1,41	0,73	3,71	1	0,05	4,09
	Yaş(5)	1,10	0,72	2,37	1	0,12	3,01
	Yaş(6)	0,58	0,72	0,66	1	0,42	1,79
	Belge_sınıfı			41,64	5	0,00	
	Belge_sınıfı(1)	3,69	0,84	19,24	1	0,00	40,13
	Belge_sınıfı(2)	2,78	0,76	13,46	1	0,00	16,03
	Belge_sınıfı(3)	3,42	0,79	18,95	1	0,00	30,42
	Belge_sınıfı(4)	3,49	0,76	20,91	1	0,00	32,84
Belge_sınıfı(5)	-9,56	147,70	0,00	1	0,95	0,00	
Adım 3	Kul_Amacı			14,15	2	0,00	
	Kul_Amacı(1)	0,54	0,42	1,59	1	0,21	1,71
	Kul_Amacı(2)	1,09	0,43	6,31	1	0,01	2,97
	Yaş			24,17	6	0,00	
	Yaş(1)	2,65	1,05	6,36	1	0,01	14,21
	Yaş(2)	-8,36	201,53	0,00	1	0,97	0,00
	Yaş(3)	1,01	0,81	1,56	1	0,21	2,74
	Yaş(4)	1,37	0,73	3,50	1	0,05	3,93
	Yaş(5)	1,08	0,72	2,28	1	0,13	2,95
	Yaş(6)	0,58	0,72	0,64	1	0,42	1,78
	Belge_sınıfı			28,88	5	0,00	
	Belge_sınıfı(1)	3,78	0,86	19,50	1	0,00	43,68
	Belge_sınıfı(2)	2,84	0,77	13,53	1	0,00	17,08
	Belge_sınıfı(3)	3,30	0,80	16,91	1	0,00	27,11
	Belge_sınıfı(4)	3,36	0,78	18,37	1	0,00	28,79
Belge_sınıfı(5)	-9,59	150,67	0,00	1	0,95	0,00	

Tablo 5.4'den anlaşılacağı gibi incelenilen 20 açıklayıcı değişkenden kullanım amacı, yaş ve belge sınıfı değişkenleri p değeri 0,05'den küçük ($p < 0,05$) olduğu için Cox oransal hazard regresyon modeli için anlamlı olduğu görülmüştür.

Aracı kullanım amacı değişkeninin bütün düzeyleri dikkate alındığında %95 güvenirlilik düzeyinde; diğer araç kullanım amaçları olarak belirlediğimiz “emniyet, askeri ve diğer kamu” araç kullananlara göre ticari amaçlı olarak araç kullanan sürücülerin 2,973 kat daha fazla risk altında olduğu hazard oranlarına bakılarak söylenebilir.

Yaş değişkeninin bütün düzeyleri dikkate alındığında %95 güvenirlilik düzeyinde; 65+ yaş grubuna göre, 0-14 yaş grubunun 14,210 kat daha fazla risk altında, 21-24 yaş grubunun 3,927 kat daha fazla risk altında olduğu hazard oranlarına bakılarak söylenebilir.

Sürücü belgesi sınıfı değişkeninin bütün düzeyleri dikkate alındığında %95 güvenirlilik düzeyinde; A2 sınıfı ehliyeti olan sürücülerin B sınıfı ehliyeti olan sürücülere göre 2,56 (43,68/17,08) kat daha fazla risk altında, C sınıfı ehliyeti olan sürücülerin B sınıfı ehliyeti olan sürücülere göre 1,59 kat daha fazla risk altında, E sınıfı ehliyeti olan sürücülerin C sınıfı ehliyeti olan sürücülere göre 1,06 kat daha fazla risk altında olduğunu hazard oranlarına bakılarak söylenebilir.

Modelleme süreci sonunda elde edilen orantılı hazard regresyon modeli tahmini (5)'deki gibidir;

$$\hat{h}(t) = \hat{h}_0(t) \exp[\beta_{51}KulAmanci(1) + \dots + \beta_{64}BelgeSınıfı(4) + \beta_{65}BelgeSınıfı(5)] \quad (5)$$

Oransallık varsayımının testi, açıklayıcı değişkenlerin zamana bağlı olarak değişen hazard oranını, zamanın bir fonksiyonu yardımı ile açıklayıcı değişkenin zaman içerisindeki değişimini modele katmaktadır. Zamana bağlı açıklayıcı değişkenlerde hazard oranı tüm kategorilerde sabit kalmamakta zaman içerisinde değişim göstermektedir. Bu zaman içerisindeki değişim T_COV_ olarak ifade edilir. Modele giren açıklayıcı değişkenlerin oransallık varsayımının test edilmesinde $T_COV_ = T_*(\text{Modele giren açıklayıcı değişken})$ kullanılır. İleriye doğru adımsal seçim yöntemi kullanılarak oluşturulan T_COV açıklayıcı değişkeninin bulunduğu yeni model genişletilmiş Cox regresyon modeli olmaktadır. Oluşturulan Cox oransal hazard regresyon modeline giren kullanım amacı, yaş ve belge sınıfı açıklayıcı değişkenlerinin, zamana bağlı açıklayıcı değişken olup olmadıklarının test edilmesi ve zamana bağlı açıklayıcı değişkenler ise genişletilmiş Cox oransal hazard regresyon modellerinin belirlenmesine yönelik yapılan analiz sonucunda yalnızca yaş değişkeni zamana bağlı açıklayıcı değişken olarak bulunmuştur.

Yaş değişkeni için;

Cox Regresyon Modeline ait $-2\text{LogL}=3198,224$

Genişletilmiş Cox Regresyon Modeline ait $-2\text{LogL}=3195,017$

$$H_0: \delta_i = 0$$

$$H_1: \delta_i \neq 0$$

$$LR = -2\text{LogL}(\text{Cox Regresyon Modeli}) - (-2\text{LogL}(\text{Genişletilmiş Cox Regresyon modeli})) \\ = 3198,224 - 3195,017 \\ = 3,207$$

Orantılı hazard varsayımı 1 serbestlik dereceli ki-kare (tablo değeri: 3,84) dağılımına göre olabilirlik oran istatistiği yardımı ile test edilmiş ve $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinde H_0 hipotezi red edilmemiştir. Orantılı hazard varsayımının sağlandığı görülmüştür. Bu sonuca göre genişletilmiş Cox oransal hazard modelinin alternatif bir model olmadığı söylenebilir.

6. TARTIŞMA VE SONUÇ

Açıklayıcı değişken için verilen hazard oranları yardımıyla değişkenlerin kategorileri arasındaki risk durumları belirlenmiştir. Buna göre erkek sürücülerin kırmızı ışık ihlali yapma riskinin en fazla olduğu gözlemlenmiştir. Öğrenim değişkenine göre, ilkokul ve lise mezunu sürücülerin kırmızı ışık ihlali yapma riskinin diğer öğrenimlere göre en fazla olduğu tespit edilmiştir. Kamyon ve otobüs gibi büyük araç sürücülerinin ikinci kez kırmızı ışık ihlali yapma riski açısından en riskli grup olduğu söylenebilir. A2 ehliyetli sürücülerin kırmızı ışık ihlali yapma risk puanı en yüksektir. Kaza sonucunda yaralanmadan sağ kurtulan sürücülerin kırmızı ışık ihlali yapma risk puanı, yaralanan ve tedavi gören sürücülerden daha yüksek olduğu sonucuna varılmıştır. Üç yönlü (T) ve üç yönlü (Y) şeklindeki kavşaklarda kazaya karışan sürücülerin kırmızı ışık ihlali yapma riski, diğer kavşak türlerine göre daha fazla olduğu saptanmıştır.

Yapılan adimsal regresyon sonuçlarına göre; aracı kullanım amacı, yaş ve belge sınıfı açıklayıcı değişkenleri oransal hazard regresyon modelinde yer almıştır. Kırmızı ışık kural hatası yapan sürücülerin tekrar aynı kural hatasını yapma risklerini belirlerken sürücünün aracı hangi amaçla kullandığı, belge sınıfı ve yaşının belirleyici olduğu tespit edilmiştir.

Kırmızı ışık ihlali nedeni ile oluşan kazaların, sürücülerin ışıkta geçme kurallarına uyması ile engellenebilecek trafik kazaları olduğu söylenebilir. Kamyon ve otobüs gibi büyük araçları kullanan sürücülerin ve trafik kazasında hiç yaralanmadan kurtulan sürücülerin yeniden kırmızı ışık ihlali yapma riskinin daha fazla olmasının nedeni; yol kullanıcıları tarafından çok basit olarak kabul edilen ve “daha önce de ihlal ettim, bir şey olmadı?” şeklinde inanılan “sözde önemsiz” kuralların, ihmal veya ihlal edilmesine bağlı olduğu söylenebilir. Kırmızı ışık ihlali nedeni ile meydana gelen kazalara karışan sürücülere, kazanın kırmızı ışık kuralları ihlal edildiği için meydana geldiği trafik denetleyicileri tarafından anlatılarak, kazaya karışan sürücülerin tekrar kırmızı ışık ihlali yapmalarını engellenebilir.

Üç yönlü (T) ve üç yönlü (Y) şekilli kavşakların, kazaya sebep olma açısından risk taşıdığı, çalışma sonunda saptanan önemli konulardan biridir. Kamyon ve otobüs gibi büyük araç sürücülerinin kurallara uyma konusunda daha bilinçsiz oldukları gözlemlenmiştir. Modelde yer alan açıklayıcı değişkenlere göre sürücünün ticari araç kullanması, yaşının 21-35 arasında olması ve ehliyetinin A2, C veya E sınıfı olması risk durumunu arttırmakta olduğunu dikkate alınmalıdır. Bu nedenle ticari amaçlı ağır taşıt

kullanan 21-35 yaş aralığındaki sürücülerin, trafik kuralları konusunda sürekli eğitilmeleri ve takip edilmelerinin gerekliliği söylenebilir.

7. KAYNAKLAR

Akkaya, Ş., Altıntaş, H., 2001. Türkiye’de karayolu trafik kazaları istatistik analizi, 1989-1999, Çukurova Üniversitesi 5. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, Adana.

Collett D., 2003. Modelling Survival Data in Medical Research, Chapman Hall London, 1-271.

Cox, D. R., Oakes, D., 1972. Analysis of Survival Data”, Chapman Hall, London.

Cox, D. R., 1984. Regression models and life tables, Journal of Royal Statistical Society, 187-220.

Temel, F., Özcebe, H., 2004. Türkiye’de Karayollarında Trafik Kazaları, Road Traffic Accidents in Turkey.

Dünya Sağlık Örgütü, Jacobs ve ark., 2000; Baguley ve ark.,2003; Wegman ve ark., 2004 (ETSC,2001); Peden ve ark., 2004. DSÖ Türkiye İrtibat Ofisi WHO Tercümesi Ankara.

Kay, R., 1977. Proportional hazard regressional models and the analysis of censored survival data, Journal of Royal Statistical Society, 227-37.

Kleinbaum, D.G., 1982. Survival Analysis: A Self- Learning Text, Springer, 1-350.

Lawless, J.F., 1982. Statistical Models and Methods for Life Time Data ,Wiley, New York, 578.

Lee, E. T., 1992. Statistical Methods for Survival Analysis, Wiley, New York, 340.

Özdamar, K., 2003. Spss ile Biyoistatistik, Kaan Kitabevi, 472-502.

T.C. İçişleri Bakanlığı Emniyet Genel Müdürlüğü, 2003-2007. Trafik Hizmetleri Başkanlığı, Trafik Eğitim ve Araştırma Dairesi Başkanlığı, Trafik İstatistik Yıllığı.

T.C. İçişleri Bakanlığı Emniyet Genel Müdürlüğü, 2006. Eğitim Dairesi Başkanlığı, Polis Dergisi.

Torben M., T. H. Scheike, 2006. Dynamic Regression Models for Survival Data, Springer.

COX PROPORTIONAL HAZARD REGRESSION MODEL AND AN APPLICATION ON TRAFFIC DATA

ABSTRACT

Survival analysis is used to analyze the data consist of the duration of time until a specified event occurs. Cox Proportional Hazard Regression Model is a widely used method in survival analysis to determine the factors that are effective on survival (failure) time. This method models the independent variables mathematically and determines the risk levels of them. In this study, the form of Cox Proportional Hazard Regression Model, parameter estimation techniques, hazard ratios and testing the proportional hazards assumption are discussed. In application study, the independent variables that are taught to be effective on the repetition of the traffic accidents caused by the red light violation are examined in terms of risk structure and the data is modeled with Cox Proportional Hazard Regression Model.

Keywords: Survival analysis, Cox proportional hazard regression model, Traffic accidents.

TANI TESTLERİNİN PERFORMANSLARININ KULLBACK-LEIBLER UZAKLIĞI YAKLAŞIMI İLE DEĞERLENDİRİLMESİ VE PULMONER HİPERTANSİYON VERİLERİ İLE BİR UYGULAMA

Umut ARSLAN* Ergun KARAAĞAOĞLU** Orçun ÇİFTÇİ***
Necla ÖZER**** Barış KAYA*****

ÖZET

Giriş: Klinik tıpta belirli bir hastalığın varlığını ya da yokluğunu göstermek için farklı tanı testleri kullanılabilir. Tanı testlerinin performanslarını değerlendirmek için yeni istatistiksel yöntemler geliştirilmektedir. Kullback-Leibler (K-L) uzaklığı, bilgi kuramı içerisinde yer alan temel kavramlardan biridir. Bu uzaklık, hastalık durumu ikiden fazla sınıfa sahip olduğunda tanı testlerinin performansları ile ilgili daha detaylı bulgular elde etmek için kullanılabilir.

Yöntem: K-L uzaklığı iki olasılık dağılımı arasındaki uzaklığı ölçer. $D(f||g)$ ve $D(g||f)$ K-L uzaklıkları sırasıyla, testlerin hastalığın varlığını gösterme ve hastalığı dışlama potansiyellerini ölçer. İki ya da daha fazla test karşılaştırıldığında en yüksek $D(f||g)$ değerine sahip test hastalığın varlığını göstermede, en yüksek $D(g||f)$ değerine sahip test hastalığı dışlamada en iyi testtir. Bu çalışmada pulmoner hipertansiyonun (PHT) etiyolojisini belirlemek için iki boyutlu ekokardiyografi (İBE) ve doku doppler ekokardiyografi (DDE) görüntüleme yöntemlerinden elde edilen tanı değişkenlerinin performansları değerlendirilmiştir.

Bulgular: PHT hastalığının etiyolojisini belirlenmesi için hastalığın varlığının gösterilmesi ve hastalığın dışlanmasında, Septum İVRT (ms), RV mid SR(1/s), RV apikal SR(1/s), RVFAC (%) en iyi tanı değişkenleridir.

Sonuç: Hastalık çoğu durumda ikiden fazla alt sınıfa sahiptir. Hastalık durumu ikiden fazla sınıfa sahip olduğunda ve tanı değişkeni sıralayıcı ölçeğe sahipse, bu değişkenin hastalığın varlığını göstermede ve hastalığı dışlamadaki performansı K-L uzaklığı ile değerlendirilebilir.

Anahtar Kelimeler: Doppler ekokardiyografi, İki boyutlu ekokardiyografi, Kullback-Leibler uzaklığı, Pulmoner hipertansiyon, Tanı testleri.

1. GİRİŞ

Tanı testleri modern teknolojinin birçok alanında ve tıpta yaygın olarak kullanılmaktadır. Tıpta kullanılan tanı testleri, hastalık ve hastalıklardan ölümleri azaltabildiği için özel bir öneme sahiptir (Somoza vd., 1989). Bir hastalığın varlığının ve yokluğunun gösterilebilmesi için yeni tanı testleri geliştirilmektedir. Yeni geliştirilen bu testlerin performanslarının değerlendirilebilmesi ve aynı hastalık tanısında kullanılan birden fazla testin birbirleri ile karşılaştırılabilmesi için daha önce geliştirilmiş birçok yöntem vardır. Bu yöntemler çoğunlukla duyarlılık, seçicilik, olabilirlik oranları ve ROC (Receiver Operating Characteristic) analizidir (Somoza, E. ve Mossman D., 1991). Bu geleneksel

* Ar. Gör. Dr., Hacettepe Üniversitesi, Biyoistatistik Anabilim Dalı, e-posta: umutarsl@gmail.com

** Prof. Dr., Hacettepe Üniversitesi, Biyoistatistik Anabilim Dalı, e-posta: ekaraaga@hacettepe.edu.tr

*** Uzman Dr., Sorgun Devlet Hastanesi, Yozgat, e-posta: orucun@yahoo.com

**** Prof. Dr., Hacettepe Üniversitesi, Kardiyoloji Anabilim Dalı, e-posta: neozet@hacettepe.edu.tr

***** Doç. Dr., Hacettepe Üniversitesi, Kardiyoloji Anabilim Dalı, e-posta: doctorkaya@yahoo.com

ölçüler hastalık durumu iki sınıflı olduğunda testlerin performanslarını değerlendirmek için kullanılmaktadır. Hastalık durumu her zaman hasta ve sağlıklı biçiminde iki sınıflı olmayabilir. Bir hastalığın ikiden fazla alt grubu olabilir ya da farklı hastalıklar benzer bulgular gösterebilir. Buna göre yukarıda belirtilen önemi nedeniyle tanı testlerinin doğruluğunu ve uygulanabilirliğini daha ayrıntılı değerlendirmemize olanak sağlayan yöntemlere gereksinim duyulmaktadır. Bilgi kuramı yaklaşımı tanı testlerinin performanslarının değerlendirilmesinde kullanılan yöntemlerden biridir. Kullback-Leibler (K-L) uzaklığı bilgi kuramı içerisinde yer alan temel kavramlardan biridir (Benish, W. A. 1999; Lee, W. C. 1999). K-L uzaklığı ve bilgi kuramı yaklaşımı içerisinde yer alan diğer bazı temel kavramlar kullanılarak hastalık durumu ikiden fazla sınıfa sahip olduğunda tanı testlerinin performansları daha ayrıntılı değerlendirilebilir. Bu çalışmada amaç, hastalık durumu üç sınıflı olduğunda, her bir hastalık durumu için, tanı amaçlı kullanılan değişkenlerin K-L uzaklıklarını elde etmek ve bu değişkenlerin hastalığın varlığının ve yokluğunun gösterilmesindeki performanslarını yorumlamaktır. Bu amaçla, pulmoner hipertansiyon (PHT) hastalığının etiyolojisini (sol kalp hastalıklarına bağlı PHT, bağ dokusu hastalıkları ile ilişkili pulmoner arteriyal hipertansiyon, solunum sistemi hastalıkları ve/veya kronik hipoksemi ile ilişkili PHT) belirlemek için iki boyutlu ekokardiyografi (İBE) ve doku doppler ekokardiyografi (DDE) görüntüleme yöntemlerinden elde edilen değişkenlerin tanı performansları değerlendirilecektir.

2. YÖNTEM

2.1 Çalışma Grubu

Çalışmaya, Haziran 2006-Haziran 2007 tarihleri arasında, ekokardiyografik değerlendirme için Hacettepe Üniversitesi Kardiyoloji Anabilim Dalı'na başvuran ve sistolik pulmoner arter basıncı 40mmHg'nin üzerinde tespit edilen hastalar dahil edildi. Çalışma için, Hacettepe Üniversitesi Tıp Fakültesi Tıbbi, Cerrahi ve İlaç Araştırmaları Etik Kurulundan onay alındı (Karar No: LUT 07-55).

Çalışmaya:

- 1) Sol kalp hastalıklarına bağlı PHT
- 2) Bağ dokusu hastalıkları ile ilişkili pulmoner arteriyal hipertansiyon
- 3) Solunum sistemi hastalıkları ve/veya kronik hipoksemi ile ilişkili PHT'li hastalar dahil edildi.

Çalışmada 39 sol kalp hastalıklarına bağlı PHT, 23 bağ dokusu hastalıkları ile ilişkili pulmoner arteriyal hipertansiyon ve 21 solunum sistemi hastalıkları ve/veya kronik hipoksemi ile ilişkili PHT olmak üzere toplam 83 PHT hastası bulunmaktadır.

Çalışmaya dahil edilen bağ dokusu hastalıklarına bağlı PHT hastalarının tümü, Hacettepe Üniversitesi Tıp Fakültesi İç Hastalıkları Anabilim Dalı Romatoloji Bölümü tarafından izlenen ve pulmoner arteriyal hipertansiyonun mevcut olduğu tümünde invaziv kateterizasyon ile belirlenmiş bağ dokusu hastalarından oluşmaktaydı. Benzer şekilde, kronik solunum sistemi hastalığı olan hastalar, bir kısmı invaziv sağ kalp kateterizasyonu ile PHT'si olduğu saptanmış olarak, Hacettepe Üniversitesi Tıp Fakültesi Göğüs Hastalıkları Anabilim Dalı'nda izlenen ve PHT'si olduğu bilinen hastalardan oluşuyordu. Son olarak, sol kalp hastalıklarına sahip hastalar, Hacettepe Üniversitesi Tıp Fakültesi Kardiyoloji Anabilim Dalı'nda izlenen, yarıya yakınında pulmoner venöz

hipertansiyonun mevcut olduğu invaziv kateterizasyon ile belirlenmiş hastalardan oluşmaktaydı (Çiftçi, 2007, 23).

PHT hastalığının etiyolojisinin belirlenmesinde kullanılmak üzere İBE ve DDE görüntüleme yöntemlerinden elde edilen 10 adet değişken Tablo 2.1’de verilmiştir.

Tablo 2.1. İki boyutlu ekokardiyografi ve doku doppler değişkenleri

Değişkenlerin Kısaltması	Değişkenlerin Açıklaması
1) RAEF (%)*	Sağ atriyum ejeksiyon fraksiyonu
2) RVFAC (%)*	Sağ ventrikül fonksiyonel alan değişimi
3) RVMPİ	Sağ ventrikül miyokardiyal performans indeksi
4) İASA (1/s)	İnteratriyel septum geç diyastolik miyokardiyal strain hızı
5) Septum İVRT (ms)	Septum izovolumetrik reaksiyon süresi
6) Triküs pit ET (ms)	Sağ ventrikül lateral triküs pit anülüs ejeksiyon süresi
7) Septum bazal SR (1/s)	İnterventriküler septum bazal starin hızı
8) RV mid STR (%)	Sağ ventrikül lateral duvar mid starin
9) RV mid SR(1/s)	Sağ ventrikül lateral duvar mid starin hızı
10) RV apikal SR(1/s)	Sağ ventrikül lateral duvar apikal starin hızı

* İki boyutlu ekokardiyografi değişkenleri

2.2 Kullback-Leibler Uzaklığı

K-L uzaklığı iki olasılık dağılımı arasındaki uzaklıktır ve göreceli entropi olarak da bilinmektedir. $p(x)$ ve $q(x)$ iki kesikli rasgele değişkenin olasılık dağılımı ise bu iki dağılım arasındaki K-L uzaklığı, Eşitlik (1)’deki gibidir Thomas, J. A. (2001).

$$D(p \parallel q) = \sum_{x \in X} p(x) \log \frac{p(x)}{q(x)} \quad (1)$$

K-L uzaklığı için iki olasılık dağılımı; hasta ve sağlıklıların olasılık dağılımı olabildiği gibi, belirli bir hastalığa sahip olanlar (d+) ve olmayanların (d-) olasılık dağılımları da olabilir. Sıralı (ordinal) test sonuçlarına sahip bir tanı testinin sonuçları “i” ile gösterilsin ($i=1,2,\dots,k$). Belirli bir hastalığa sahip olanların test sonuçlarına göre olasılık dağılımı $p(d+)_i$, hastalığa sahip olmayanların test sonuçlarına göre olasılık dağılımı $p(d-)_i$ ile gösterilsin. Hastalık durumuna göre test sonuçlarının olasılık dağılımı, sıklık değerleri ve olabilirlik oranları Tablo 2.2’de verilmiştir.

Tablo 2.2. Hastalık durumuna göre test sonuçlarının olasılık dağılımı, sıklık değerleri ve olabilirlik oranları

Test Sonucu	Hastalık Durumu				Olabilirlik Oranı
	(d+)		(d-)		
	p(d+) _i	(N+) _i	p(d-) _i	(N-) _i	
t ₁	p(d+) ₁	(N+) ₁	p(d-) ₁	(N-) ₁	p(d+) ₁ / p(d-) ₁
t ₂	p(d+) ₂	(N+) ₂	p(d-) ₂	(N-) ₂	p(d+) ₂ / p(d-) ₂
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
t _k	p(d+) _k	(N+) _k	p(d-) _k	(N-) _i	p(d+) _k / p(d-) _k
Toplam	1.00	N+	1.00	N-	

(N+)_i : Belirlenen hastalığa sahip olanların i. test sonucuna göre sıklığı

(N-)_i : Belirlenen hastalığa sahip olmayanların i. test sonucuna göre sıklığı

Hasta olmayanların dağılımı referans alındığında K-L uzaklığı Eşitlik (2)'de

$$D(d+ || d-) = \sum_{i=1}^k p(d+)_i [\log(p(d+)_i) / p(d-)_i] \quad (2)$$

Hastaların dağılımı referans alındığında K-L uzaklığı Eşitlik (3)'de verilmiştir Lee, W. C. (1999).

$$D(d- || d+) = \sum_{i=1}^k p(d-)_i [\log(p(d-)_i) / p(d+)_i] \quad (3)$$

Eşitlik (3) ve (4)'deki hesaplamalar doğal logaritma tabanına göre yapılmıştır. Olabilirlik oranlarından elde edilen D(d+||d-) ve D(d-||d+) uzaklıkları tanı testlerinin performanslarının değerlendirilmesinde kullanılan ölçülerdir. D(d+||d-) değeri belirli bir hastalığın varlığının gösterilmesinde (rule in potential), D(d-||d+) değeri belirli bir hastalığın yokluğunun gösterilmesinde (rule out potential) kullanılabilen performans ölçüleridir. Birden fazla tanı testinin performansı bu uzaklıklar kullanılarak değerlendirildiğinde, hastalığın varlığının gösterilmesinde D(d+||d-) değeri daha büyük olan tanı testi, hastalığın yokluğunun gösterilmesinde (hastalığın dışlanmasında) ise D(d-||d+) değeri daha büyük olan tanı testi tercih edilir.

K-L uzaklıkları kullanılarak P_{in} ve P_{out} gibi iki farklı değer elde ederek tanı testinin, hastalığın varlığını ve yokluğunu göstermedeki performansı yorumlanabilir. Yapılan test sonsal hastalık oddsunu değiştirir. i. test sonucuna bağlı sonsal hastalık odds değerleri i. sınıfın olabilirlik oranlarından elde edilir. Buna göre iki farklı sonsal odds değeri elde edilebilir. Bunlardan birincisi hasta olan bireylerde test sonrası hastalık oddsu diğeri hasta olmayan bireylerde test sonrası hastalık oddsudur. P_{in} değeri hasta gözlemlerin test sonrası hastalık odds değerlerinin geometrik ortalaması alınarak, P_{out} değeri hasta olmayan gözlemlerin test sonrası hastalık odds değerlerinin geometrik ortalaması alınarak elde edilir. Buna göre, P_{in} rastgele seçilen hasta bir birey için test sonrası hastalık oddsunun test öncesi hastalık oddsuna oranı ve P_{out} rastgele seçilen hasta olmayan bir birey için test öncesi hastalık oddsunun test sonrası hastalık oddsuna oranı olarak elde edilir. P_{in} ve P_{out} değerleri aşağıdaki eşitliklerde verilmiştir Lee, W. C. (1999).

$$P_{in} = \exp D(d+||d-) \quad (4)$$

$$P_{out} = \exp D(d-||d+) \quad (5)$$

P_{in} rastgele seçilen hasta bir birey için, hastalık odds'undaki artışı, P_{out} rastgele seçilen hasta olmayan bir birey için, hastalık odds'undaki azalmayı gösterir. Lee (1999) çalışmasında sayısal sonuca sahip testlerin sıralı sonuca (ordinal) dönüştürülmesiyle bu tür testler için de P_{in} ve P_{out} değerlerinin hesaplanmasına ve performanslarının değerlendirilmesi için kullanımına değinmiştir.

Tablo 2.1'deki tanı performansı değerlendirilen İBE ve DDE değişkenleri sürekli sayısal veri özelliğindedir. Değişkenlerin üç sınıflı tanı durumu ile ilgili her bir alt hastalık durumuna ait K-L uzaklıklarının elde edilebilmesi için tanı değişkeni sıralı (ordinal) sonuca sahip olmalıdır. Bu nedenle İBE ve DDE değişkenlerine öncelikle z dönüşümü yapılarak veriler standartlaştırılmış ve z değerleri 8 sınıfa bölünmüştür. Hesaplamalarda kullanılmak üzere her bir değişken için, hastalık durumuna göre sınıflandırılmış z değerlerinin olumsuzluk tabloları elde edilmiştir.

Her bir alt hastalık durumuna ait K-L uzaklıklarının hesaplanabilmesi için öncelikle ilgili hastalık sınıfına ait test sonucunun olasılık dağılımı ve bu hastalık sınıfı dışındaki diğer iki sınıf birleştirilerek elde edilen yeni bir sınıfın, test sonucuna ait olasılık dağılımı oluşturulmuştur. Daha sonra Eşitlik (2) ve (3) kullanılarak, görüntüleme yöntemlerinin $D(d+||d-)$ ve $D(d-||d+)$ K-L uzaklıkları hesaplanmıştır. Bu uzaklık değerleri kullanılarak değişkenlerin hastalığın varlığını göstermede kullanılan P_{in} ve yokluğunu gösterme kullanılan P_{out} değerleri sırasıyla Eşitlik (4) ve Eşitlik (5)'ten elde edilmiştir.

3. BULGULAR

Görüntüleme yöntemlerinden elde edilen değişkenlerin, PHT'nin her bir alt hastalık durumu için $D(d+||d-)$ ve $D(d-||d+)$ K-L uzaklıkları, P_{in} ve P_{out} değerleri sırasıyla Tablo 3.1. ile Tablo 3.6. arasında verilmiştir.

Tablo 3.1, Tablo 3.2 ve Tablo 3.3'de değişkenlerin, hastalığın varlığının gösterilmesinde kullanılan $D(d+||d-)$ ve P_{in} değerleri bulunmaktadır. Sol Kalp Hastalıklarına Bağlı PHT hastalığının varlığının gösterilmesinde Tablo 3.1, Bağ Dokusu Hastalıkları ile İlişkili Pulmoner Arteriyal Hipertansiyon hastalığının varlığının gösterilmesinde Tablo 3.2, ve Solunum Sistemi Hastalıkları ve/veya Kronik Hipoksemi ile İlişkili PHT hastalığının varlığının gösterilmesinde Tablo 3.3 kullanılarak değişkenlerin performansları yorumlanabilir.

Tablo 3.1. İki boyutlu ekokardiyografi ve doku doppler değişkenlerinin “Sol Kalp Hastalıklarına Bağlı Pulmoner Hipertansiyon” hastalığının varlığının gösterilmesinde kullanılan Kullback-Leibler uzaklığı $D(d+||d-)$ ve P_{in} değerleri

İki Boyutlu Ekokardiyografi ve Doku Doppler Değişkenleri	$D(d+ d-)$	P_{in}
5) Septum İVRT (ms)	0,733	2,081
6) Triküspit ET (ms)	0,587	1,799
3) RVMPİ	0,453	1,574
2) RVFAC (%)*	0,346	1,413
9) RV mid SR(1/s)	0,320	1,377
1) RAEF (%)*	0,293	1,341
10) RV apikal SR(1/s)	0,270	1,310
7) Septum bazal SR (1/s)	0,234	1,264
4) İASA (1/s)	0,201	1,223
8) RV mid STR (%)	0,183	1,201

*: İki boyutlu ekokardiyografi değişkenleri

Tablo 3.2. İki boyutlu ekokardiyografi ve doku doppler değişkenlerinin “Bağ Dokusu Hastalıkları ile İlişkili Pulmoner Arteriyal Hipertansiyon” hastalığının varlığının gösterilmesinde kullanılan Kullback-Leibler uzaklığı $D(d+||d-)$ ve P_{in} değerleri

İki Boyutlu Ekokardiyografi ve Doku Doppler Değişkenleri	$D(d+ d-)$	P_{in}
9) RV mid SR(1/s)	0,684	1,983
8) RV mid STR (%)	0,532	1,703
10) RV apikal SR(1/s)	0,352	1,423
4) İASA (1/s)	0,342	1,408
7) Septum bazal SR (1/s)	0,323	1,381
5) Septum İVRT (ms)	0,308	1,361
6) Triküspit ET (ms)	0,279	1,322
3) RVMPİ	0,262	1,300
1) RAEF (%)*	0,220	1,247
2) RVFAC (%)*	0,153	1,166

*: İki boyutlu ekokardiyografi değişkenleri

Tablo 3.3. İki boyutlu ekokardiyografi ve doku doppler değişkenlerinin “Solunum Sistemi Hastalıkları ve/veya Kronik Hipoksemi ile İlişkili Pulmoner Hipertansiyon” hastalığının varlığının gösterilmesinde kullanılan Kullback-Leibler uzaklığı $D(d+||d-)$ ve P_{in} değerleri

İki Boyutlu Ekokardiyografi ve Doku		
Doppler Değişkenleri	$D(d+ d-)$	P_{in}
2) RVFAC (%)*	0,617	1,853
5) Septum İVRT (ms)	0,450	1,568
7) Septum bazal SR (1/s)	0,328	1,388
3) RVMPİ	0,325	1,383
1) RAEF (%)*	0,246	1,278
4) İASA (1/s)	0,180	1,197
8) RV mid STR (%)	0,137	1,147
10) RV apikal SR(1/s)	0,116	1,123
6) Triküspit ET (ms)	0,106	1,112
9) RV mid SR(1/s)	0,100	1,105

*: İki boyutlu ekokardiyografi değişkenleri

Benzer şekilde Tablo 3.4, Tablo 3.5 ve Tablo 3.6’da değişkenlerin, hastalığın dışlanması (hastalığın yokluğunun gösterilmesinde) kullanılan $D(d-||d+)$ ve P_{out} değerleri bulunmaktadır. Sol Kalp Hastalıklarına Bağlı PHT hastalığının dışlanmasında Tablo 3.4 Bağ Dokusu Hastalıkları ile İlişkili Pulmoner Arteriyal Hipertansiyon hastalığının dışlanmasında Tablo 3.5, ve Solunum Sistemi Hastalıkları ve/veya Kronik Hipoksemi ile İlişkili PHT hastalığının dışlanmasında Tablo 3.6 kullanılarak, değişkenlerin hastalığın dışlanması ile ilgili performansları yorumlanabilir.

Tablo 3.4. İki boyutlu ekokardiyografi ve doku doppler değişkenlerinin “Sol Kalp Hastalıklarına Bağlı Pulmoner Hipertansiyon” hastalığının yokluğunun gösterilmesinde kullanılan Kullback-Leibler uzaklığı $D(d-||d+)$ ve P_{out} değerleri

İki Boyutlu Ekokardiyografi ve Doku		
Doppler Değişkenleri	$D(d- d+)$	P_{out}
5) Septum İVRT (ms)	0,723	2,061
6) Triküspit ET (ms)	0,623	1,865
2) RVFAC (%)*	0,441	1,554
9) RV mid SR(1/s)	0,400	1,493
3) RVMPİ	0,304	1,355
1) RAEF (%)*	0,286	1,332
10) RV apikal SR(1/s)	0,230	1,258
7) Septum bazal SR (1/s)	0,229	1,257
4) İASA (1/s)	0,206	1,229
8) RV mid STR (%)	0,199	1,221

*: İki boyutlu ekokardiyografi değişkenleri

Tablo 3.5. İki boyutlu ekokardiyografi ve doku doppler değişkenlerinin “Bağ Dokusu Hastalıkları ile İlişkili Pulmoner Arteriyal Hipertansiyon” hastalığının yokluğunun gösterilmesinde kullanılan Kullback-Leibler uzaklığı $D(d-||d+)$ ve P_{out} değerleri

İki Boyutlu Ekokardiyografi ve Doku Doppler Değişkenleri	$D(d- d+)$	P_{out}
10) RV apikal SR(1/s)	0,634	1,886
9) RV mid SR(1/s)	0,456	1,578
5) Septum İVRT (ms)	0,429	1,536
8) RV mid STR (%)	0,385	1,469
6) Triküspit ET (ms)	0,357	1,429
4) İASA (1/s)	0,287	1,333
7) Septum bazal SR (1/s)	0,275	1,316
3) RVMPİ	0,270	1,310
1) RAEF (%)*	0,248	1,281
2) RVFAC (%)*	0,193	1,213

*: İki boyutlu ekokardiyografi değişkenleri

Tablo 3.6. İki boyutlu ekokardiyografi ve doku doppler değişkenlerinin “Solunum Sistemi Hastalıkları ve/veya Kronik Hipoksemi ile İlişkili Pulmoner Hipertansiyon” hastalığının yokluğunun gösterilmesinde kullanılan Kullback-Leibler uzaklığı $D(d-||d+)$ ve P_{out} değerleri

İki Boyutlu Ekokardiyografi ve Doku Doppler Değişkenleri	$D(d- d+)$	P_{out}
2) RVFAC (%)*	0,685	1,983
5) Septum İVRT (ms)	0,525	1,690
1) RAEF (%)*	0,322	1,380
3) RVMPİ	0,300	1,350
7) Septum bazal SR (1/s)	0,297	1,345
4) İASA (1/s)	0,255	1,290
8) RV mid STR (%)	0,182	1,199
10) RV apikal SR(1/s)	0,136	1,146
6) Triküspit ET (ms)	0,121	1,129
9) RV mid SR(1/s)	0,104	1,109

*: İki boyutlu ekokardiyografi değişkenleri

Tablo 3.1 ve Tablo 3.4’e göre 5 No’lu Septum İVRT (ms) ve daha sonra, 6 No’lu Triküspit ET (ms), Sol Kalp Hastalıklarına Bağlı PHT’nin hem varlığının hem de yokluğunun gösterilmesinde diğer değişkenlere göre daha başarılıdır. Tablo 3.1’e göre 5 No’lu Septum İVRT (ms), Sol Kalp Hastalıklarına Bağlı PHT’si olan bir bireyin ölçüm sonrası bu hastalığa sahip olma oddsunu ölçüm öncesi bu hastalığa sahip olma oddsuna göre 2,081 kat artırırken, 6 No’lu Triküspit ET (ms) 1,799 kat, 3 No’lu RVMPİ 1,574 kat, 2 No’lu RVFAC (%)1,413 kat, 9 No’lu RV mid SR(1/s) 1,377 kat artırmaktadır.

Tablo 3.4’deki bulgulara göre 5 No’lu Septum İVRT (ms), Sol Kalp Hastalıklarına Bağlı PHT’si olmayan bir bireyin bu hastalığa sahip olma oddsunu ölçüm öncesi sahip olma oddsuna göre 2,061 kat azaltmaktadır. Benzer şekilde 6 No’lu Triküspit ET (ms) 1,865 kat, 2 No’lu RVFAC (%) 1,554 kat, 9 No’lu RV mid SR(1/s) 1,493 kat, 3 No’lu RVMPİ 1,355 kat azaltmaktadır.

Tablo 3.2 ve Tablo 3.5'e göre 9 No'lu RV mid SR(1/s) Bağ Dokusu Hastalıkları ile ilişkili Pulmoner Arteriyal Hipertansiyonun varlığının gösterilmesinde ilk sırada yer alırken yokluğunun gösterilmesinde ikinci sırada yer alır. Tablo 3.2'ye göre 9 No'lu RV mid SR(1/s), Bağ Dokusu Hastalıkları ile ilişkili Pulmoner Arteriyal Hipertansiyonu olan bir bireyin ölçüm sonrası bu hastalığa sahip olma oddsunu ölçüm öncesi bu hastalığa sahip olma oddsuna göre 1,983 kat artırırken, 8 No'lu RV mid STR (%) 1,703 kat, RV apikal SR(1/s) 1,423 kat artırmaktadır.

Tablo 3.5'deki bulgulara göre 10 No'lu RV apikal SR(1/s) Bağ Dokusu Hastalıkları ile ilişkili Pulmoner Arteriyal Hipertansiyonu olmayan bir bireyin ölçüm sonrası bu hastalığa sahip olma oddsunu ölçüm öncesi sahip olma oddsuna göre 1,886 kat azaltırken, 9 No'lu RV mid SR(1/s) 1,578 kat, 5 No'lu Septum İVRT (ms) 1,536 kat azaltmaktadır.

Tablo 3.3 ve Tablo 3.6'ya göre 2 No'lu RVFAC (%) ve daha sonra, 5 No'lu Septum İVRT (ms) değişkenleri Solunum Sistemi Hastalıkları ve/veya Kronik Hipoksemi ile ilişkili PHT hastalığının hem varlığının hem de yokluğunun gösterilmesinde diğer değişkenlere göre daha başarılıdır. Tablo 3.3'e göre 2 No'lu RVFAC (%), Sol Kalp Hastalıklarına Bağlı PHT'si olan bir bireyin ölçüm sonrası bu hastalığa sahip olma oddsunu ölçüm öncesi bu hastalığa sahip olma oddsuna göre 1,853 kat artırırken, 5 No'lu Septum İVRT (ms) 1,568 kat, 7 No'lu Septum bazal STR (1/s) 1,388 kat artırmaktadır.

Tablo 3.6'daki bulgulara göre 2 No'lu RVFAC (%), Solunum Sistemi Hastalıkları ve/veya Kronik Hipoksemi ile ilişkili PHT'si olmayan bir bireyin ölçüm sonrası bu hastalığa sahip olma oddsunu ölçüm öncesi bu hastalığa sahip olma oddsuna göre 1,983 kat azaltmaktadır. Benzer şekilde 5 No'lu Septum İVRT (ms) 1,690 kat, 1 No'lu RAEF (%) 1,380 kat azaltmaktadır.

Bu hastalık grubu için P_{in} ve P_{out} 'a göre sıralamada birinci olan 2 No'lu RVFAC (%) İBE görüntüleme yönteminden elde edilen değişkendir.

4. TARTIŞMA VE SONUÇ

Testlerin performanslarının değerlendirilebilmesi ve aynı hastalık tanısı için kullanılan birden fazla testin birbirleri ile karşılaştırılabilmesi için daha önce geliştirilmiş olan ve çok yaygın kullanılan klasik yöntemlerin dışında tanı testlerinin doğruluğunu ve uygulanabilirliğini daha ayrıntılı değerlendirmemize olanak sağlayan yöntemlere gereksinim duyulmaktadır. Bilgi kuramı tıpta tanı testlerinin performanslarının incelenmesinde kullanılan ve son yıllarda kullanımı giderek artan yöntemlerden biridir (Benish, W. A. 2002; Mossman, D. ve Somoza, E. 1992; Somoza, E. ve Mossman, D. 1992). Testlerin performanslarının bilgi kuramı ile değerlendirildiği çalışmalar ilk olarak, hastalık durumu ve test sonucu iki sınıflı olduğunda testin sağladığı bilgi içeriği değerinin elde edilmesi ile başlamıştır (Metz, C. E. vd., 1973). Zaman içerisinde bilgi kuramının temel özelliklerinden yararlanılarak testlerin performanslarının değerlendirilmesinde kullanılabilecek daha ayrıntılı sonuçlar veren yöntemler geliştirilmiş ve bilgi kuramı yaklaşımının testlerin performansını değerlendirilmesine ilişkin kapsamı genişlemiştir.

Bilgi kuramı içerisinde yer alan temel kavram K-L uzaklığı olarak da bilinen görelî entropi kavramıdır (Benish, W. A. 1999; Lee, W. C. 1999). Lee (1999) çalışmasında K-L uzaklığını kullanarak öncelikle hastalık durumu ve test sonucu iki sınıflı olduğunda, belirli bir hastalığa sahip olanlarla olmayanlar arasındaki uzaklık için P_{in} ve P_{out} eşitliklerini elde etmiştir. Bu değerler testin duyarlılık ve seçicilik değerlerine bağlıdır. Lee (1999), bu eşitliklerde hesaplamaya sonsal olasılıklar girmediği için diğer birçok performans ölçüsüne göre daha kolay hesaplanabildiğini ve yöntemin yaygın bir şekilde kullanılabilmesi için bunun bir avantaj olduğunu belirtmiştir. Klinikte hastalık durumu yalnızca iki sınıflı değildir ve çoğunlukla belirli bir hastalığa sahip olanlarla, olmayanlar kendi içlerinde farklı alt gruplara ayrılmaktadır Mossman D. (1999). Hastalık durumu ikiden fazla sınıfa sahip olduğunda testlerin performansları Üç Yönlü ROC analizi ile değerlendirilebilmektedir (Mossman D. 1999; Dreiseitl, S. vd., 2000). Hastalık durumu ikiden çok sınıflı olduğunda ve test sonucu sıralı değişken olduğunda kullanılan bir diğer yöntem çalışmada yer alan K-L uzaklıklarıdır. Belirli bir hastalığa sahip olanlar ve olmayanlar için elde edilen K-L uzaklıklarından P_{in} ve P_{out} değerleri elde edilir. P_{in} değeri hastalığa sahip olanlar için sonsal hastalık oddsundaki artışı, P_{out} hastalığa sahip olmayanlar için sonsal hastalık oddsundaki azalmayı göstermektedir.

Bu araştırmada, İBE ve DDE teknikleri ile elde edilen ve PHT'nin etiyojisini belirlemede etkili olduğu düşünülen sağ ventrikül ve sağ atriyum fonksiyonlarına ilişkin değişkenlerin tanı performansları K-L uzaklığı ile değerlendirilmiş ve en iyi performans gösteren tanı değişkenleri belirlenerek bu değişkenlerin tanı performansları yorumlanmıştır.

Buna göre İBE ve DDE'den elde edilen değişkenlerin P_{in} ve P_{out} değerlerine göre ilk iki sırada yer alan değişkenler 2, 5, 6, 8, 9, 10 No'lu değişkenlerdir. 5 ve 6 No'lu değişkenler "Sol Kalp Hastalıklarına Bağlı PHT" hastalığının hem varlığını hem de yokluğunu göstermede diğer değişkenlere göre daha başarılıdır. 9 No'lu değişken "Bağ Dokusu Hastalıkları ile İlişkili Pulmoner Arteriyal Hipertansiyon" hastalığının varlığını, 10 No'lu değişken yokluğunun göstermede diğer değişkenlere göre daha başarılıdır. Bununla birlikte yine 2 No'lu değişken "Solunum Sistemi Hastalıkları ve/veya Kronik Hipoksemi ile İlişkili PHT" hastalığının varlığının ve yokluğunun gösterilmesinde ilk sırada yer alırken 5 No'lu değişken ikinci sıradadır.

K-L uzaklığı ikiden fazla hastalık durumundaki tanı problemlerinde tanı değişkenlerinin performanslarının değerlendirilmesi ve birbirleri ile karşılaştırılması için farklı bir bakış açısı sunmakta ve bu değişkenlerin performanslarının yorumlanmasında kolaylıklar sağlamaktadır. Klinik tıbbın farklı alanlarında çok sınıflı tanı problemleri ile sıklıkla karşılaşılabilir. Buna göre, çalışmada kullanılan yöntem, tıbbın farklı alanlarında ortaya çıkabilen bu tür problemler için de bir çözüm önerisi sunmaktadır.

Çalışma Hacettepe Üniversitesi Bilimsel Araştırmalar Birimi tarafından maddi olarak desteklenmiştir (H.Ü.B.A.B. 08T07102003 (4113)).

5. KAYNAKLAR

Benish, W.A., 1999. Relative Entropy as a Measure of Diagnostic Information. *Medical Decision Making*, 19(2), 202-6.

Benish, W.A., 2002. The Use of Information Graphs to Evaluate and Compare Diagnostic Tests. *Methods of Information in Medicine*, 41(2), 114-8.

Çiftci, O., 2007. Echocardiographic assessment of right ventricular and right atrial functions in patients with pulmonary hypertension of different etiologies and severities. Hacettepe University Faculty of Medicine, Department of Cardiology. Ankara (in Turkish).

Dreiseitl, S., Machado, O.L., Binder, M., 2000. Comparing Three-class Diagnostic Tests by Three-way ROC Analysis. *Medical Decision Making*, 20(3), 323-331.

Lee, W.C., 1999. Selecting Diagnostic Tests for Ruling Out or Ruling In Disease: The Use of the Kullback-Leibler Distance. *International Journal of Epidemiology*, 28(3), 521-5.

Metz, C.E., Goodenough, D. J. ve Rossmann, K., 1973. Evaluation of Receiver Operating Characteristic Curve Data in Terms of Information Theory, with Applications in Radiography. *Radiology*, 109(2), 297-303.

Mossman, D., Somoza, E., 1992. Diagnostic Tests and Information Theory. *The Journal of Neuropsychiatry and Clinical Neurosciences*, 4(1), 95-98.

Mossman D., 1999. Three-way ROCs. *Medical Decision Making*, 19(1), 78-89.

Somoza, E., Soutullo-Esperon L., Mossman D., 1989. Evaluation and Optimization of Diagnostic Tests Using Receiver Operating Characteristic Analysis and Information Theory. *International Journal of Bio-Medical Computing*, 24(3), 153-89.

Somoza, E., Mossman D., 1991. Neuropsychiatric Decision Making: Designing Nonbinary Diagnostic Tests. *The Journal of Neuropsychiatry and Clinical Neurosciences*, 3(2), 197-200.

Somoza, E., Mossman, D., 1992. Comparing and Optimizing Diagnostic Tests: An Information-theoretical Approach. *Medical Decision Making*, 12(3), 179-188.

Thomas, J.A., 2001. *Elements of Information Theory*. John Wiley & Sons, Inc., Publication.

EVALUATION OF DIAGNOSTIC TESTS PERFORMANCE BY USING KULLBACK-LEIBLER DISTANCE APPROACH AND AN APPLICATION WITH THE PULMONARY HYPERTENSION DATA

ABSTRACT

Introduction: In clinical medicine, different diagnostic tests may be used either to show the presence (ruling in) or absence (ruling out) of a certain disease. New statistical methods have been developed for evaluating the performance of diagnostic tests. The Kullback-Leibler (K-L) distance is a fundamental concept in information theory. This distance can be used for obtaining more detailed findings with respect to the performance of diagnostic tests when disease status has more than two classes.

Methods: K-L distance measures the distance between two probability distributions. The K-L distances, $D(f||g)$ and $D(g||f)$, measure the rule in and rule out potentials of a test, respectively. When comparing two or more tests, the test with the highest $D(f||g)$ distance is the best test for ruling in, and the one with the highest $D(g||f)$ is the best for ruling out the disease. In this study, the performances of Two Dimensional Echocardiography (TDE) and Tissue Doppler Echocardiography (TDEI) images parameters were evaluated for determining of etiology of pulmonary hypertension (PHT). Results: Septum IVRT (ms), RV mid SR(1/s), RV apical SR(1/s), RVFAC (%) are the best variables in terms of ruling in and ruling out the disease for etiology of PHT.

Conclusion: Disease usually has more than two classes. When the disease status has more than two classes and the diagnostic variable is ordinal, the ruling in and ruling out performance of this variable can be evaluated by K-L distance.

Keywords: Doppler echocardiography, Two dimensional echocardiography, K-L distance, Pulmonary hypertension, Diagnostic tests.

DANIŞMA KURULU ÜYELERİ - ADVISORY BOARD MEMBERS

Ahmet KARA
Ali YAZICI
Alper GÜVEL
Asaf Savaş AKAT
Aşır GENÇ
Aydın ÖZTÜRK
Ayşe GÜNDÜZ HOŞGÖR
Bedriye SARAÇOĞLU
Ceyhan İNAL
Coşkun Can AKTAN
Deniz GÖKÇE
Ekrem ERDEM
Ercan UYGUR
Erdem BAŞCI
Erinç YELDAN
Erol TAYMAZ
Eser KARAKAŞ
Fatih ÖZATAY
Fatin SEZGİN
Fikri AKDENİZ
Fikri ÖZTÜRK
Gülay BAŞARIR KIROĞLU
Güven SAK
Haluk LEVENT
Hamza EROL
İbrahim DALMIŞ
İlhan TEKELİ
İmdat KARA
İnsan TUNALI
Levent KANDİLLER
Mehmet KAYTAZ
Meltem DAYIOĞLU TAYFUR
Metin TOPRAK
Mustafa ACAR
Mustafa AYTAÇ
Nihat BOZDAĞ
Onur BASKAN
Orhan GÜVENEN
Ömer Faruk ÇOLAK
Ömer L. GEBİZLİOĞLU
Özkan ÜNVER
Öztaş AYHAN
Reşat KASAP
Savaş ALPAY
Seyfettin GÜRSOY
Süleyman GÜNAY
Turan EROL
Ümit OKTAY FIRAT
Yasin AKTAY
Yılmaz AKDİ
Yusuf Ziya ÖZCAN

Fatih Üniversitesi
Atılım Üniversitesi
Çukurova Üniversitesi
Bilgi Üniversitesi
Selçuk Üniversitesi
Ege Üniversitesi
Orta Doğu Teknik Üniversitesi
Gazi Üniversitesi
Hacettepe Üniversitesi
Dokuz Eylül Üniversitesi
Bahçeşehir Üniversitesi
Erciyes Üniversitesi
Ankara Üniversitesi
T.C. Merkez Bankası
Bilkent Üniversitesi
Orta Doğu Teknik Üniversitesi
Bahçeşehir Üniversitesi
TOBB Ekonomi ve Teknoloji Üniversitesi
Bilkent Üniversitesi
Çukurova Üniversitesi
Ankara Üniversitesi
Mimar Sinan Güzel Sanatlar Üniversitesi
TOBB Ekonomi ve Teknoloji Üniversitesi
Galatasaray Üniversitesi
Çukurova Üniversitesi
Kırıkkale Üniversitesi
Orta Doğu Teknik Üniversitesi
Başkent Üniversitesi
Koç Üniversitesi
Çankaya Üniversitesi
Işık Üniversitesi
Orta Doğu Teknik Üniversitesi
BDDK
Aksaray Üniversitesi
Uludağ Üniversitesi
Gazi Üniversitesi
Ege Üniversitesi
Bilkent Üniversitesi
Gazi Üniversitesi
Ankara Üniversitesi
Ufuk Üniversitesi
Orta Doğu Teknik Üniversitesi
Gazi Üniversitesi
SESRTCIC
Galatasaray Üniversitesi
Hacettepe Üniversitesi
THY Yönetim Kurulu
Marmara Üniversitesi
Selçuk Üniversitesi
Ankara Üniversitesi
YÖK