



ÖZEL YETENEK SINAVINDAKİ BAŞARIYA İLİŞKİN RİSK ANALİZİNİN KARIŞIMLI LOJİSTİK REGRESYON MODELİ İLE İNCELENMESİ*

SCRUTINIZATION OF RISK ANALYSIS RELATED TO SUCCESS OF THE PRIVATE SKILL EXAM BY USING MIXTURE LOGISTIC REGRESSION MODEL

Murat KAYRI** Hayrettin OKUT***

ÖZET: Bu çalışmada özel yetenek sınavına giren bireylerin başarısı, cinsiyet değişkenine göre karışimli lojistik regresyon yöntemi ile modellenmiştir. Araştırmanın örneklemini, Doğu Anadolu Bölgesi'ndeki bir üniversitede yapılmış olan özel yetenek sınavına (Beden Eğitimi ve Spor Öğretmenliği) katılan 642 (150 bayan + 492 erkek) birey oluşturmaktadır. Bu çalışmada, yetenek sınavı sonucunda başarılı olan ve olmayan bireyler, 0 ve 1 şeklinde ikili (dichotomic) kodlanarak, kazanıp-kazanmamanın alt sınıf ve birey kovaryetlerine göre değişimi incelenmiştir. Aynı zamanda her cinsiyetin kendi içerisindeki (kazanıp-kazanmayan) risk oranları da araştırılmaya çalışılmıştır. Bundan dolayı, başarılı olup-olmama cevap değişkeni (bağımlı değişken) olmak üzere bu değişkenin bazı bağımsız değişkenler üzerine olan regresyonu (lojistik

$$\ln\left(\frac{P(y_i=1)}{P(y_i=0)}\right) = \text{logit}(\pi_i) = \ln\left(\frac{\pi_i}{1-\pi_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ip}$$

regresyon) ile modellenmiştir. Bu çalışmaya ait lojistik regresyon ve risk analizleri SAS yazılımı ile yapılmıştır. Yapılan risk analizi sonuçlarına göre, özel yetenek sınavında başarılı olan erkek bireylerin başarılı olamayanlara karşı yaklaşık olarak 15 misli bir avantaj taşındıkları; bayanlar içinse, başarılı olanların olamayanlara karşı 8 misli avantaj içerisinde oldukları tespit edilmiştir. Risk analizine ilişkin elde edilen bulguların doğruluk düzeyi Wald istatistiği tarafından da onaylanmıştır.

Anahtar sözcükler: karışimli lojistik regresyon, risk analizi, modelleme, özel yetenek

ABSTRACT: In this study, the successes of students who participated in private skill exam were modelled by using logistic regression. The sample was consisted of 642 (150 girls + 492 boys) individuals who had participated in private skill examination in a university which is located in the East of Turkey. According to success circumstances, dependent variable which was dichotomic was coded as "1" or "0". After dichotomic design, success and failure circumstances were examined in terms of sub-population and covariance's changing. At the same time, it would have been like to search the risk ratio for each gender. Therefore, effecting of independent variables on dependent variable was modelled with

$$\ln\left(\frac{P(y_i=1)}{P(y_i=0)}\right) = \text{logit}(\pi_i) = \ln\left(\frac{\pi_i}{1-\pi_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ip}$$

logistic regression model. Logistic and risk analysis' were performed by SAS software. As to risk analysis findings, successful male students have more 15 times advantage than unsuccessful students. Besides, successful female students have more 8 times than unsuccessful female students. Wald statistics had been confirmed the risk analysis findings in appropriate border.

Keywords: mixture logistic regression, risk analysis, modeling, private skill

1. GİRİŞ

Bireylerdeki yeteneklerin araştırılması ve özellikle de bu yeteneklerin doğru tanımlanması eğitimde sürekli olarak araştırılan bir konudur. Eğitim-öğretim faaliyetlerinin temel konusunun öğrenci başarısı olduğu göz önünde bulundurulduğunda, başarı ve performansın iyi düzeyde olması için öğrencilere ait yeteneklerin tespiti oldukça önem kazanacaktır. Kuzgun (1992), yeteneği; eğitim yolu ile bilgi ve beceri kazanma gücünün karakteristik belirtisi sayılan özellikler bütünü olarak tanımlamaktadır. Benzer şekilde Bloom (1979)'a göre, yetenek; gizilgüç ve potansiyel gibi anlamlar taşımaktadır (Ergün ve ark., 2004). Alanyazında zeka ve yeteneğin birlikte ele alındığı bilinmektedir. Erkuş (1998), zekayı, öğrenme yeteneği ve çevrenin taleplerini etkili şekilde karşılayabilme olarak tanımlamıştır. Bu anlamda, bireyin çevre ile etkileşimi ve gizli güçlerini ortaya çıkararak zeka paralelinde yeteneklerin ortaya çıkabildiği kabul edilmektedir. Yetenek, genel ve özel yetenek (Bozkurt, 2007) olarak ele alındığında, özel yetenek; belirli bir problem, çalışma alanı, ve benzerlerine

* Murat Kayri'nin doktora tezinden oluşmaktadır.

** Yrd.Doç.Dr., Yüzüncü Yıl Üniversitesi, Eğitim Fakültesi, mkayri@yyu.edu.tr

*** Prof.Dr., Yüzüncü Yıl Üniversitesi, hokut@yyu.edu.tr

karşı yüksek düzeyde ilgi, heves, hayranlık, bağlılık duyma kapasitesi, ilgi duyduğu alanda sebatkar, azimli, sabırlı, kararlı ve çok çalışma olarak tanımlanmaktadır (Bozkurt'tan akt., 2007; Renzulli, 1986). Bireyin müzik, resim ve spora duyduğu ilgi ve bu alanlardaki gizli gücün başarı veya azim olarak ortaya çıkması, bireylerin bu alandaki özel yeteneğine işaret olarak gösterilebilir. Bu çalışmada, üniversitelerin özel yetenek sınavlarına (Beden Eğitimi ve Spor Öğretmenliği) başvuran adayların başarı düzeyleri ölçülmüş ve örnekleme dahil edilen bireylerin bu sınavlardaki risk faktörleri lojistik regresyon açıklanmasıyla incelenmiştir. Ayrıca, bu çalışmada, nicel araştırmalar için, risk analizinin "karışımli lojistik regresyon (mixture logistic regression)" modeli ile uygulanabilirliği gösterilmeye çalışılmıştır.

Bilindiği üzere, lojistik regresyon, bağımlı değişkenin kategorik ve bağımsız değişkenlerin karışık ölçekli olması durumunda, alışagelen regresyon analizi için bilinen varsayımların bir kısmına bağlı kalmaksızın bağımlı değişken ile bağımsız değişkenler arasındaki sebep-sonuç ilişkisini ortaya koymaya çalışmaktadır (Sharma 1996; Hosmer ve ark. 2000; Kurt ve ark. 2005). P kadar bağımsız değişken için lojistik regresyon modeli,

$$P(Y) = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_p X_p)}} \quad (1)$$

olup, $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p$, lojistik regresyon katsayılarıdır (Sharma 1996; Özdamar 2004; Kurt ve ark. 2005).

Bağımlı değişkenin ikili olması durumunda bilinen doğrusal olasılık modeli,

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ip} + e_i, \quad y_i = \begin{cases} 1 \\ 0 \end{cases}, \quad (2)$$

şeklinde ele alınmaktadır. 2 nolu denklemden yola çıkıp, lojistik regresyon modeli

$$\text{logit}(\pi_i) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ip} \quad (3)$$

şeklinde elde edilmektedir. (Sharma 1996; Hosmer ve ark. 2000; Kurt ve ark. 2005). Burada logit

fonksiyonu $\text{logit}(\pi_i) = \ln\left(\frac{\pi_i}{1 - \pi_i}\right)$ olarak tanımlanır. Burada, bireyin 1 (true) ya da 0 (false)

değerlerinden birini alma durumu,

$$\pi_i = P(y_i = 1) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ip})}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ip})} \quad (4)$$

$$1 - \pi_i = P(y_i = 0) = \frac{1}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ip})} \quad (5)$$

şeklinde olur. Bu nedenle,

$$\frac{\pi_i}{1 - \pi_i} = \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ip}) \quad (6)$$

olur ve

$$\text{logit}(\pi_i) = \ln\left(\frac{\pi_i}{1 - \pi_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ip} = \ln\left(\frac{P(y_i = 1)}{P(y_i = 0)}\right) \quad (7)$$

olarak hesaplanabilmektedir. Burada π_i , evrendeki bir birey ya da gözlem değerinin "1" ya da "0" değerlerinden birine sahip olma olasılığını göstermektedir.

Yukarıda değinilen lojistik regresyon, incelenen tüm bireylerin aynı evrenden geldiğini varsaymaktadır. Oysa evren içerisinde yer alan bireylerin ayrı evrenlerden gelme ihtimalleri sürekli göz önünde bulundurulmalıdır. Bu mantıktan hareketle, bireyleri benzerliklerine göre alt sınıflarda toplayan örtük sınıf (latent class) istatistik, regresyona ilişkin daha kararlı parametre tahminlemelerinde bulunabilmektedir (Dhanavanthan 2000; Duncan ve ark. 2002; Kayri 2006; Kayri

ve Gökdaş 2006; Kayri 2007). Benzer şekilde, örtük sınıf içerisinde de lojistik regresyon yapılabilmektedir. Örtük sınıf dâhilinde yapılan tanımlayıcı ve analitik istatistiklerin tümü genel bir ifade ile “karışımli modelleme (mixture models)” olarak isimlendirilmektedir. Benzer bir tanımlama ile, evren içerisindeki heterojenliği dikkate alarak, homojen alt-evrenler oluşturan ve ilk etapta sayısı bilinmeyen alt-sınıflar (latent class) oluşturmaya yönelik ileri istatistiklerden biri karışımli modeller (mixture model) olarak bilinmektedir (Everitt ve Hand 1981; Titterington ve ark. 1985; Wang ve ark. 1998; Chen ve Kou 2001; Muthen ve Muthen 2002). Karışımli modelde amaç, bir örnekteki gözlemlerin kitledeki gözlenmemiş alt gruplara ait olabileceği ve bu alt gruplara hangi gözlemin hangi olasılıkla gideceğini belirtmektir. Yani tek ve çok değişkenli özellikler için örnekleme yapıldığında bir örneğin bir veya birden fazla kitleye ait olup olmadığı bilinmemektedir. Karışımli modelleme bir örnekteki gözlenemeyen heterojenliği belirleyerek elde bulunan örneğin kaç alt popülasyona ait olduğunu tespit etmektedir ve her alt popülasyon için ayrı parametre tahmini yapmaktadır (Kayri ve Gökdaş, 2006; Yeşilova, 2003).

Bir yönüyle lojistik regresyon da “1 – 0” şeklindeki indikatörlerinden dolayı karışımli model karakterine sahip olduğu görülmekte olup, karışımli modelleme lojistik regresyondan farklı olarak, bu işlemi yürütürken homojen alt-sınıflar oluşturmaya da ihmal etmemektedir (Zhang ve Merikangas 2000). Karışımli model içerisinde yürütülen lojistik regresyon denkleminde 1 ya da 0 durumunun örtük sınıf (latent class) üzerine regresyonu (bir değişkenin indikatör seçilmesi),

$$\beta_0 + \beta_1 c_{i1} + \dots + \beta_j(1) + \dots + \beta_k c_{ik} = \ln \left(\frac{P(y_i = 1 | c_{ik} = 1)}{P(y_i = 0 | c_{ik} = 1)} \right) \quad (8)$$

ve

$$\beta_0 + \beta_1 c_{i1} + \dots + \beta_k(0) + \dots + \beta_p c_{ik} = \ln \left(\frac{P(y_i = 1 | c_{i,k} = 0)}{P(y_i = 0 | c_{i,k} = 0)} \right) \quad (9)$$

olarak elde edilir. Bu iki ifadenin farkı alındığında;

$$\beta_k = \ln \left(\frac{P(y_i = 1 | c_{i,k} = 1)}{P(y_i = 0 | c_{i,k} = 1)} \right) - \ln \left(\frac{P(y_i = 1 | c_{i,k} = 0)}{P(y_i = 0 | c_{i,k} = 0)} \right) \quad (10)$$

ve

$$\exp(\beta_k) = \frac{P(y_i = 1 | c_{i,k} = 1) / P(y_i = 0 | c_{i,k} = 1)}{P(y_i = 1 | c_{i,k} = 0) / P(y_i = 0 | c_{i,k} = 0)} \quad (11)$$

olmaktadır. 8, 9, 10 ve 11. denklemlerin esas gayesi, β_k parametresini tahminlemektir. Burada β_k , homojen her alt sınıf için elde edilen tahminleme değerini ifade etmektedir. Aynı zamanda, 8 ve 9. eşitlikler, evren içerisindeki bireyleri benzer özelliklerine göre alt sınıflar ($C_{i,k}$) oluşturarak bir araya getirebilme olasılıklarını ifade etmektedir. Böylece, hem lojistik regresyonun uygulanabileceği olumlu ve olumsuz ortam sağlanmış olur, hem de evrene ait homojenlik gerçekleştirilmiş olacaktır. Buna karşılık, lojistik regresyonda ikili (dikotomik) olan sonucun sürekli değişkenler üzerine regresyonu dikkate alınır (çalışmanın materyali örnek gösterilecekse; yetenek sınavında kazanıp-kazanmamının mekik skoru, ÖSS puanı gibi sürekli değişkenler üzerine regresyonu gibi),

$$\beta_k = \frac{\partial}{\partial x_{i,k}} \text{logit}(\pi_i) = \frac{\partial}{\partial x_{i,k}} \ln \left(\frac{P(y_i = 1 | x_{i,k})}{P(y_i = 0 | x_{i,k})} \right) \quad (12)$$

gibi denklem elde edilir. Bundan dolayı lojistik regresyon modelinde bağımsız değişkenin kesikli ve sürekli olmasına göre parametre tahminin yorumu değişmektedir. Örneğin X değişkeninin bir birim artması (a kadar) durumunda parametre tahminleri (x_{kj} den $x_{ik} + a$ 'ye değişimi),

$$a\beta_k \approx \ln \left(\frac{P(y_i = 1 | x_{i,k} + a)}{P(y_i = 0 | x_{i,k} + a)} \right) - \ln \left(\frac{P(y_i = 1 | x_{i,k})}{P(y_i = 0 | x_{i,k})} \right) \quad (13)$$

olur. Başka bir ifadeyle;

$$\exp(a\beta_k) \approx \frac{P(y_i = 1 | x_{i,k} + a)/P(y_i = 0 | x_{i,k} + a)}{P(y_i = 1 | x_{i,k})/P(y_i = 0 | x_{i,k})} \quad (14)$$

şeklinde ifade edilir ve tahminler de buna göre yorumlanır.

Lojistik regresyon işlemleri ile birlikte bireylere ilişkin risk faktörlerinin tanımlanması da gelişmiş araştırmalarda önemli görülmektedir. Bu anlamda, lojistik regresyon, risk faktörlerinin tanımlanmasına zemin hazırlayabilmektedir. Genel manada risk, toplumda yeni vakaların meydana gelmesinin ölçüsü olarak düşünülebilmektedir (Akgül 2003). Başka bir ifadeyle, bireyin incelenen herhangi bir faktöre yakalanmasıdır. Risk genel itibarıyla “1” – “0” (dichotomic; binary trait) ile ifade edilir. Bu durumda; “0”, yeni bir durumun meydana gelmemesi, “1” ise bireylerin söz konusu olayı yaşamasıdır. Bu durum, başarılı olma-olamama, hastalığa yakalanma-yakalanmama gibi iki zıt durumu bünyesinde barındırabilmektedir.

Karışıklı modellemelerde yürütülen risk analizi, lojistik regresyon destekli olmak üzere her homojen alt sınıfta ayrı bir şekilde yürütülmektedir. Böylece, tek evren için risk analizi elde edilmemiş olacaktır; uç ya da benzerlik göstermeyen bireylerin oluşturduğu alt-evrenler bağımsız olarak işleme tabi tutulmuş olacaktır. Bu yolla, performans ya da ilgili değişken açısından birbirine benzerlik gösteren bireyler alt gruplarda toplanmış olmakta ve bu bireylerin bulunduğu gruplar bazı risk faktörleri açısından karşılaştırılmaktadır.

1.1. Kısmi risk (relative risk) ve güven aralığı (confidence interval)

Kısmi risk (relative risk), bağımlı değişken ile tahmini yapılması gereken değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemektedir (Kayri 2006; Akgül 2003). Aynı zamanda, iki grubun kıyaslanması için, oluşturulacak olan oran, kısmi riski tanımlamaktadır. Risk ve kısmi risk hesaplamalarının temel mantığı tablo 1’deki gibi düşünülebilmektedir (Kayri 2006):

Tablo 1: Risk Verileri

Sonuç (result)	Kazanmadı (0)	Kazandı (1)	Toplam
Grup 1	A	B	A+B
Grup 2	C	D	C+D
Toplam	A+C	B+D	A+B+C+D

Yukarıdaki tabloya göre, grup 1’deki toplam eleman sayısı A+B, grup 2’ye ait toplam eleman sayısı C+D iken; evrenin tümüne ait eleman sayısı ise A+B+C+D olarak düşünülmelidir. Grup 1’deki bireylerin “kazanmadı” durumuna ait risk aşağıdaki gibi formüleştirebilir:

$$R(\text{Grup 1}) = \frac{A}{A+B} \quad (15)$$

Burada A, grup 1’deki başarısız olan bireylerin sayısı, A+B ise grup 1’deki bütün bireylerin sayısını göstermektedir.

$$R(\text{Grup 2}) = \frac{C}{C+D} \quad (16)$$

formülü ise, grup 2’ye ait risk faktörünü tanımlamaktadır. Buradaki C, grup 2’deki başarısız olan elemanların sayısını, C+D ise grup 2’deki toplam birey sayısını vermektedir. Bununla birlikte kısmi riskin hesaplanabilmesi için, gruplar arası risk olasılıklar oranının da (odds-ratio) hesaplanması gerekmektedir. Bunun hesabı için de;

$$OR \text{ (Odds-Ratio)} = \frac{A * D}{B * C} \quad (17)$$

formülü kullanılmaktadır. Lojistik tabanda “0” ve “1” olarak bir gruptan sonra, “1” durumunu taşıyan bireylerin yaşanan olaya ilişkin “kaybetme (0)” riski de;

$$KRİ \text{ (Kaybetme Riski)} = \frac{KR}{OR} \quad (18)$$

olarak hesaplanacaktır. 19 numaralı denklemde KR, kısmi riski ifade etmektedir. Kısmi riskin hesaplanmasında da;

$$KR \text{ (Kısmi Risk)} = \frac{A/(A + B)}{C/(C + D)} \quad (19)$$

eşitliği kullanılmaktadır. Her iki grubu (grup 1, grup 2) etkileyen etmenler eşit ise, kısmi risk “1” olarak elde edilir. Yani, sonucu etkileyen faktörlerin, sonuçla ilişkisiz olduğu yorumu yapılmalıdır. Grup 1’deki riskin, grup 2’deki riskten büyük olması durumunda, kısmi risk 1’den büyük olarak kendini gösterir. Tam tersi olarak, grup 1’deki riskin grup 2’deki riskten küçük olması durumunda ise, kısmi risk 1’den küçük olarak elde edilir.

Hesaplanan kısmi riskin hassaslığını belirlemek amacıyla, söz konusu riskin %95 güven aralığının belirlenmesi faydalı görülmektedir (Akgül 2003). Güven aralığı, alt ve üst limitleri barındırıp, bu aralığın 1.0 değerini ihtiva etmesi durumunda, gruplar arasında bir farkın olmadığı (H_0 hipotezi) kabul edilir. Alt ve üst limit değerlerinin 1.0 değerini içermemesi durumunda ise (0.05 anlamlılık düzeyi; H_1 hipotezi) iki grup arasında anlamlı bir farkın olduğu kabul edilecektir. Söz konusu bu farklılık, taşınan risk yükü ile ilgilidir. Kısmi risk modellerinin dışında, logit modeller kullanan birçok risk modelleri kullanılmaktadır. Bunlardan biri de, orantısal risk modelidir (Barak ve ark. 2005).

Yukarıda ele alınan denklemler ışığında, özel yetenek sınavındaki bireylerin cinsiyete göre taşıdıkları risk faktörlerinin tanımlanması amaçlanmıştır. Bu riskin belirlenmesi için de “karışımli lojistik regresyon” modeli kullanılmıştır.

2. YÖNTEM

Çalışmanın örneklemini Doğu Anadolu Bölgesi’ndeki bir üniversitede yapılmış olan özel yetenek sınavına (Beden Eğitimi ve Spor Öğretmenliği) katılan 642 (150 bayan + 492 erkek) birey oluşturmaktadır. Araştırma verileri yapılandırılmış görüşme tekniği ile toplanmıştır. Görüşme sırasında özel yetenek sınavına katılan adaydan ÖSS puanı, AOÖBP, cinsiyeti, baba mesleği, anne mesleği, hangi bölgede ikamet ettiği ve son olarak mezun olduğu lisedeki alanına yönelik bilgiler alınmıştır. Yapılan bu çalışma “cinsiyet” değişkeni açısından incelenmiş olup, örnekleme ilişkin demografik ve bir takım sayısal veriler erkek ve bayan açısından ayrı bir şekilde incelenmiştir. Bu durumda, erkek adaylara ilişkin ÖSS puan ortalaması 217.765 ve standart sapma değeri 16.870 olarak tespit edilmiştir. Bayan adaylarda ise ÖSS puan ortalaması 210.890 ve bu değerinin standart sapması 18.855 olarak elde edilmiştir. Erkek adayların özel yetenek sınavında göstermiş oldukları performans (mekik koşusu) ortalaması 112.099 ve standart sapma 16.870 olarak tespit edilmiş olup, bayan adaylardaki ortalama değer 68.190 ve standart sapma değeri de 14.398 olarak elde edilmiştir. Adayların AOÖBP değerleri de cinsiyete göre ayrı bir şekilde hesaplanmıştır; erkek adayların AOÖBP ortalaması 78.206 ve ortalamaya ilişkin standart sapma 6.472, bayan adayların ise AOÖBP ortalaması 81.039 ve standart sapma değeri 6.384 olarak tespit edilmiştir. Adaylara ilişkin bazı demografik değişkenler de betimlenmiştir. Bu değişkenler; bireylerin baba mesleği, anne mesleği, ikamet edilen bölge ve mezun olunan lise alanı şeklinde incelenmiştir. Nicel değişkenler de olduğu gibi, adaylar

cinsiyetlerine göre betimlenmiştir. Özel yetenek sınavına katılan erkek adayların baba meslekleri, %12.909 memur, %10.860 işçi, %14.754 emekli memur, %1.024 işçi, %40.163 esnaf, %14.549 çiftçi ve %5.737 vefat şeklinde belirlenmiştir. Bayan bireylerin baba mesleklerine ilişkin bilgiler ise; %18.260 memur, %10.434 işçi, %16.521 emekli memur, %42.608 esnaf, %6.956 çiftçi ve %5.217 vefat şeklinde tespit edilmiştir. Bireylerdeki anne meslek dağılımı incelendiğinde; erkek adayların anne mesleği %96.516 ev hanımı ve geriye kalan yüzdelik dilimin çalışan şeklinde, benzer durumda bayan bireylerin anne meslekleri ise %92.307 ve geriye kalan kısmın ise çalışan şeklinde olduğu dikkatleri çekmiştir.

Örnekleme ilişkin adayların katılım gösterdiği bölgeler, cinsiyet değişkeni açısından; erkek adayların %67.073'ü Doğu Anadolu Bölgesi, %20.731 Güneydoğu Anadolu Bölgesi, %5.081 Karadeniz Bölgesi ve geriye kalan %7.115'lik oranın diğer bölgelerden katılım gösterdiği şeklinde tespit edilmiştir. Bayan adayların ise; %68.376'sı Doğu Anadolu Bölgesi, %18.803'ü Güneydoğu Anadolu Bölgesi, %8.547'si Karadeniz ve geriye kalan %4.274'lük dilimin de Türkiye'nin diğer bölgelerinden katılım gösterdiği görülmüştür. Bu çalışmada, sınava başvuran adayların hangi lise alanından (sayısal, sözel, eşit ağırlık, spor ve dil) mezun oldukları da betimlenmeye çalışılmıştır. Erkek adayların %8.943'ünün sayısal, %40.040'nın eşit ağırlık, %43.292'sinin sözel, %7.317'sinin spor ve %0.406'sinin da dil alanlarından özel yetenek sınavına başvurdukları görülmüştür. Bayan adaylar için de bu dağılımın; %9.565 sayısal, %53.913 eşit ağırlık, %27.826 sözel, %6.086 spor ve %2.608 dil alanlarından başvuru şeklinde olduğu tespit edilmiştir.

Çalışma, cinsiyet açısından (indicator) sınavı kazanma durumunun kazanamama durumuna olan risk analizini merkeze almaktadır. Bu anlamda, sınava tabi tutulan bireylerin mekik başarı durumlarının cinsiyet açısından, cinsiyetin de kendi içerisinde erkek ve bayan sınıflamasına göre ayrı bir şekilde risk analizi yapılmıştır. Mekik sınavındaki başarı bağımlı değişkeni üzerinde ÖSS, AOÖBP, baba mesleği, anne mesleği, bireylerin ikamet ettiği bölge ve mezun olunan lisedeki alan bağımsız değişkenlere modele dahil edilmiştir. Sözkonusu bu araştırma deseni "karışımli lojistik regresyon" modeli ile analize tabi tutulmuştur. Ancak, bu çalışmanın asıl amacı, bağımlı değişken üzerinde etkisi olabilecek bağımsız değişkenlerin incelenmesi olmayıp, bu bağımsız değişkenler, risk analizi sürecinde karışımli modelleme ile homojen alt sınıfların oluşturulması için modele dahil edilmiştir. İlgili beceri sınavında tüm adaylar eşit koşullarda mekik performansına tabi tutulmuşlardır. Bu çalışmada yetenek sınavı sonucunda başarılı olan ve olmayan bireyler 0 ve 1 şeklinde ikili (binary) kodlanarak, kazanıp-kazanmamanın alt sınıf ve birey kovaryetlerine göre değişimi incelenmiştir. Bu çalışmaya ait lojistik regresyon ve risk analizleri SAS yazılımı ile yapılmıştır. Özel yetenek sınavında erkek ve bayanlar kendi içlerinde farklı değerlendirildiğinden, risk analizi açısından cinsiyet faktörü (erkek/bayan) ayrı bir şekilde ele alınmıştır. Lojistik regresyon analizi ve risk analizi yapılarak beceri koordinasyon performansı sonucunda başarılı olan adaylara $y_i = 1$ olmayanlara $y_i = 0$ değerleri verilerek başarılı olma olasılığının, beceri koordinasyon performansından önce tahmin edilmesine çalışılmıştır. Bundan dolayı başarılı olup-olmama cevap değişkeni (bağımlı değişken) olmak üzere bu değişkenin bazı bağımsız değişkenler üzerine olan regresyonu (lojistik regresyon)
$$\ln\left(\frac{P(y_i = 1)}{P(y_i = 0)}\right) = \text{logit}(\pi_i) = \ln\left(\frac{\pi_i}{1 - \pi_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ip}$$
 ile modellenmiştir. Bu çalışmada sadece mekik skorlarına göre gruplandırmanın (alt sınıflara ayırmanın) yetenek sınavı sonucunda kazanma olasılığının hangi ölçüde belirlendiği tahmin edilmek istenilmiştir.

Başarının doğru modellenmesi için lojistik regresyon ve risk analizi yapılmadan önce yetenek sınavına giren adaylara ait mekik verileri cinsiyetlere göre ayrılmış ve her cinsiyet için karışımli model ile homojen alt sınıflar oluşturulmuştur. Kazanma-Kazanmama cevap değişkeni için sadece bireylerin mekik başarısı yordayıcı değişken olarak regresyona dahil edilmemiştir. Mekik başarısı değişkeninin dışında bireylerin ÖSS başarı puanı, Ağırlıklı Orta Öğretim başarı puanı, bireylerin liseden mezun oldukları alan, anne – baba meslek türü ve bireylerin yaşadıkları bölge gibi sürekli ve kesikli değişkenler bağımsız yordayıcılar olarak lojistik regresyon denkleminde dahil edilmişlerdir.

3. BULGULAR

Yöntem kısmında da belirtildiği gibi, erkek ve bayanlar kendi içinde ayrı bir şekilde risk analizine tabi tutulmuştur. Özel yetenek sınavına başvuran 492 erkek ve 150 bayan kendi içlerinde karışımli modelleme tekniği ile “başarılı” ve “başarısız” olmak üzere 2 homojen alt sınıfa yerleştirilmişlerdir. Analiz sonucu, 492 erkek aday Tablo 2’deki gibi iki alt gruba ayrılmışlardır:

Tablo 2: Erkek Adayların Risk Analizine İlişkin Frekans Bilgileri

Sınıflar	Frekans		Toplam Frekans
	0- başarısız	1- başarılı	
Alt sınıf 1	348	31	379
Alt sınıf 2	35	47	82
Genel toplam	383	78	461
Gözlenemeyen veri sayısı: 31			

Tablo 2, analiz sonucu erkek adayların başarılı (1) – başarısız (0) olmak üzere 2 homojen alt sınıfta toplanabileceğini göstermektedir. Alt sınıf 1’de ortak özellikler açısından birbirine yakınlık gösteren 379 birey, alt sınıf 2’de de toplamda 82 birey bir arada kümelenmişlerdir. Öğrencilerin sadece mekik performansları kriter alınarak sınıflandırma yapılmamış olup; ÖSS başarısı, oöbp gibi birden fazla değişken ve bu değişkenlerin kovaryetleri de dikkate alınarak homojen alt sınıflar elde edilmiştir. Bu durumda, alt sınıf 1’deki ortak özellikler taşıyan 379 bireyin kendi içerisinde 348’i başarısız (0), 31’i de başarılı (1) olarak tespit edilmiştir. Benzer şekilde ortak benzerlikler açısından bir araya getirilen alt sınıf 2’deki 82 bireyin; 35’i başarısız ve 47’si de başarılı olarak tespit edilmiştir. Başarısız alt sınıfa yerleştirilmiş olan 82 birey içerisinde 47 kişinin başarılı gözükmesi; kovaryetler ve diğer bağımsız değişkenler açısından aslında söz konusu bu bireylerin alt sınıf 1’deki başarılı bireylere (31 birey) benzerlik gösterdiği düşünülebilir. 492 erkek adaydan 31’inin bazı demografik verilerine ulaşılamadığından, 31 birey, gözlenemeyen (unobserved) olarak ele alınmış ve eksik bilgilerin araştırma deseninde bir yanlılık oluşturabileceği düşüncesinden hareketle bu bireyler analiz dışı bırakılmıştır.

Analiz sonucu elde edilen homojen alt sınıflara ilişkin frekans bilgilerinden sonra, erkek adaylar için yapılan lojistik regresyon analizi ve risk analiz sonuçları da Tablo 3’de gösterilmektedir.

Tablo 3: Erkek Adaylara Ait Kısmi Risk Tahminleri

	Tahmin	% 95 güven aralığı
$\hat{\pi}/(1-\hat{\pi})$ (odds ratio; OR) $\frac{A * D}{B * C}$	15.074	8.51 – 26.69
Kısmi Risk (NR) $\frac{A/(A+B)}{C/(C+D)}$ (bkz. 19 no’lu denklem)	2.151	1.57 - 2.77
Kaybetme Riski $\frac{KR}{OR}$ (bkz. 18 no’lu denklem)	0.142	0.10 - 0.21

Risk analizlerine göre $\hat{\pi}/(1-\hat{\pi})=15.074$ olması, mekik skoruna göre 1. alt sınıfta bulunan bireylerin yetenek sınavını kazanma şansının 2. alt sınıfta bulunanlara göre 15 misli (odds-ratio) daha fazla olduğu anlamına gelmektedir. Kısmi riskin 2.151 olması 2. sıra için (karışımli modelde 2. alt sınıfa düşen erkek adaylar) risk tahmini olmaktadır. Bu nedenle mekik skoruna göre 2. alt sınıfa düşen bireylerin yetenek sınavını kaybetme riski yaklaşık olarak 2.1 misli artmaktadır. Bu değer aynı zamanda duyarlılık (sensitivity) olarak bilinir. Alt sınıf 1’de yer alan bireylerin sınavın tekrarının yapılması halinde, sınavı kaybetme riskleri (KR) olan 0.142 değeri ise mekik skoruna göre 1. alt sınıfa düşen bireylerin yetenek sınavını kaybetme riski olmaktadır. Bu nedenle 1. alt sınıfa düşen bir bireyin yetenek sınavını kaybetme olasılığı yaklaşık %14 civarındadır. Başka bir ifadeyle, mekik skoru büyük olan bir adayın yetenek sınavı sonucunda başarılı olmama olasılığı da düşmektedir.

Erkekler için yapılan lojistik regresyon analizi sonuçları da yukarıdaki sonuçları desteklemektedir. Analiz sonuçlarına göre $kazanma/kazanmama = \exp(5.131 - 2.713*altsınıf)$ olmaktadır. Başka bir ifadeyle mekik skoruna göre 1. alt sınıfta bulunan bir bireyin sınavı kazanmama olasılığı %6.6, kazanma olasılığı %93.4 ($e^{-2.7130} = 0.066$) olmaktadır. Wald istatistiğine göre bu tahmin değerlerinin de çok önemli olduğu sonucuna varılmıştır ($Wald X^2=86.6142; p<0.01$). Bu sonuçlar, hem risk analizi tahminleri, hem de lojistik regresyon analizi sonuçlarının yetenek sınavı için benzer sonuçlar tahmin ettiği ve birbirleriyle uyum içerisinde olduğu görülmektedir.

Sınava başvuran 150 bayan aday, erkek adaylarda olduğu gibi kazanma (başarılı), kazanmama (başarısız) kriteri doğrultusunda 2 homojen alt sınıfa bölünmüştür. Homojen sınıfların elde edilmesi karışımli modelleme ile elde edilmiştir. Karışımli modelleme ile oluşturulan sınıflar, maksimum olabilirliğe hizmet veren EM (Expectation Maximization) algoritması ile elde edilmiştir (karışımli modellerin detayı için bkz. Kayri ve Gökdaş, 2006). Tablo 4, homojenlik açısından bayan adaylara ait frekans bilgisini vermektedir.

Tablo 4. Bayan Adayların Risk Analizine İlişkin Frekans Bilgileri

Sınıflar	Frekans		Toplam Frekans
	0	1	
Alt sınıf 1	76	25	101
Alt sınıf 2	8	21	29
Genel toplam	84	46	130
Gözlenemeyen veri sayısı: 20			

Toplamda sınava başvuran 150 bayan adayın 130 tanesi analize tabi tutulmuş, 20 bayan adaya ilişkin bazı bağımsız değişkenlere (demografik veri; öss, oöbp, ebeveyn mezuniyetleri gibi) ulaşılamadığından, bağımlı değişken üzerindeki bağımsız ve kovaryet etkiler modellenememiştir. Bundan dolayı, ilgili regresyon analizi, 20 bayanı gözlenemeyen unsur olarak örnekleme dahil etmemiştir. Tablo 4, bayan adayları benzer özelliklerine göre iki alt sınıfta ele almıştır. Karışımli modelleme analizi birinci alt sınıfa 101 adayı yerleştirmiş; bunların 76 bireyi başarısız ve 25 bireyi de başarılı olarak tespit etmiştir. İkinci alt sınıfa yerleştirdiği 29 adayın ise 8'ini başarısız ve 21 adayı da başarılı olarak tespit etmiştir. Erkek adaylarda olduğu gibi bayan adaylar için yapılan lojistik regresyon analizi ve risk analiz sonuçları da aşağıdaki gibidir:

Tablo 5: Bayan Adaylara Ait Kısmi Risk Tahminleri

	Tahmin	% 95 güven aralığı
$\hat{\pi}/(1-\hat{\pi})$ (odds ratio)	7.980	3.14 - 20.25
Kısmi Risk	2.727	1.49 - 4.97
Kaybetme Riski	0.341	0.22 - 0.51

Yapılan risk analizinde “odds ratio (olasılıkların oranı)” değerinin 7.980 olması, mekik skoruna göre 2. alt sınıfta bulunan bayan adayların yetenek sınavını kazanma şansının 1. alt sınıfta bulunanlara göre yaklaşık 8 misli daha fazla olduğu anlamına gelmektedir. Kısmi risk değerinin 2.727 olması 1. sıra için (karışımli modelde 1. alt sınıfa düşen bayan adaylar) risk tahmini olmaktadır. Bu nedenle mekik skoruna göre 1. alt sınıfa düşen bireylerin yetenek sınavını kaybetme riski yaklaşık olarak 2.7 misli artmaktadır. İkinci alt sınıfa yerleşen bireylere ilişkin “kaybetme risk” değeri 0.341 olarak tespit edilmiştir. Bu durum, mekik skoruna göre 2. alt sınıfa düşen bayan bireylerin yetenek sınavını kaybetme riski olarak düşünülmelidir. Bu nedenle 2. alt sınıfa düşen bir bireyin yetenek sınavını kaybetme olasılığı yaklaşık %34 civarındadır. Başka bir ifadeyle bayanlar için de mekik skoru büyük olan bir adayın yetenek sınavı sonucunda başarılı olmama olasılığı düşmektedir.

Bayan cinsiyeti açısından yapılan analiz sonuçlarına göre $kazanma/kazanmama = \exp(3.188 - 2.076*altsınıf)$ olmaktadır. Başka bir ifadeyle mekik skoruna göre 2. alt sınıfta bulunan bir bireyin sınavı kazanmama olasılığı %12.5 iken, kazanma olasılığı %87.5 ($e^{-2.0769} = 0.125$) olmaktadır. Bayanlar için yapılan bu risk analizinde, Wald istatistiği de bu tahmin değerlerinin çok önemli

olduğunu göstermektedir ($Wald X^2=19.1059, p<0.01$). Erkek cinsiyeti açısından yapılan analize benzer bir şekilde, bayan cinsiyetindeki analiz sonuçları da hem risk analizi tahminleri, hem de lojistik regresyon analizi sonuçlarının yetenek sınavı için benzer sonuçlar tahmin ettiği ve birbirleriyle uyum içerisinde olduğu görülmektedir.

4. YORUM VE TARTIŞMA

Yapılan bu çalışmada lojistik regresyon ve herhangi bir değişkenin kriter (indikatör) olarak belirlenmesi ile bir takım risk faktörleri ele alınmıştır. Cinsiyet değişkeni bir kriter olarak belirlenmiş olup, özel yetenek sınavında cinsiyet değişkeninin başarı açısından taşımış oldukları risk faktörleri belirlenmeye çalışılmıştır. Bu anlamda lojistik regresyon ve risk analizine ilişkin matematiksel model ele alınmış olup, bir örneklem doğrultusunda da modelin uygulanabilirliği gözlenmiştir.

Yapılan risk analizi sonuçlarına göre, erkek adaylarda mekik skoruna göre 1. alt sınıfta bulunan bireylerin yetenek sınavını kazanma şansının, 2. alt sınıfta bulunanlara göre 15 misli ($\hat{\pi}/(1-\hat{\pi})$; odds-ratio) daha fazla olduğu ortaya koyulmuştur. Bayan adaylarda ise, ikinci alt sınıfta ele alınan bayanların birinci alt sınıftaki bayanlara göre sekiz misli (%800) bir avantaj taşıdıkları tespit edilmiştir. Bununla birlikte sınava giren bir erkek adayın bayan adaya karşı daha fazla kazanma şansı taşıdığı fark edilmiştir. Çünkü erkek adaylarda kazanma olasılığı (odds-ratio) 15 (%1500) olarak tespit edilmişken, bu başarı olasılığı bayan adaylarda %800 olarak kaydedilmiştir. Bu da risk faktörü olan cinsiyet değişkeninde erkek cinsiyetinin söz konusu bu sınavdaki bayan adaylara göre daha bir avantaj sağladığı anlamına gelmektedir. Hem erkek adaylar, hem de bayan adaylara ait risk sonuçlarının önemi Wald istatistiği tarafından da doğrulanmaktadır (Erkek: $Wald\ Khi-kare=86.6142; p<0.01$; Bayan : $Wald\ Khi-kare=19.1059; p<0.01$). Burada kullanılan Wald istatistiği, model için ileri sürülen hipotezin ($\beta=0$) kararlılığını test etmektedir. Başka bir deyişle, burada kullanılan Wald istatistiği, cinsiyet değişkeni açısından ileri sürülen risk faktörlerinin savunulabilir olup-olmadığını test etmektedir.

5. SONUÇLAR VE ÖNERİLER

Özel yeteneğin, bireylerdeki ilgili çalışma alanına duyulan yüksek düzeydeki hevesin, hayranlığın ve azmin (Bozkurt, 2007; Renzulli, 1986) dışı vurumu şeklindeki tanımına paralel olarak, özel yetenekli bireylerin kendi aralarında gösterecekleri performans ve bu performansların ölçülmesi eğitim araştırmaları için önemli görülmektedir. Bu yönüyle yapılan bu çalışma, rassal bir örneklem içerisindeki özel yetenekli bireyleri keşfetmeye yönelik olmayıp, özel yetenekli bireylerin aynı evren içerisindeki yetenek seviyelerini belirlemeye ve bu yetenekleri sınıflandırma amacı ile çalışılmıştır. Özel yeteneğin bireysel farklılıkları ortaya çıkarma yaklaşımı, bu tür yeteneklerin ölçülmesi durumunu da özelleştirebilmektedir. Bu anlamda, özel yeteneğin ölçülmesi ve bu ölçme işlemlerinin değişik açılardan (risk gibi) incelenmesi için uygun istatistiksel tekniklerin belirlenmesi de oldukça önemli olacaktır. Bireysel farklılıkların ortaya konmasını önemseyen (Baltes ve Nesselrode, 1979; Collins ve

Horn, 1991) ve bu ekseninde örnekleme detaylı inceleyen istatistiksel tekniklerden biri de karışımli (mixture) modellemelerdir. Çalışma her ne kadar lojistik regresyon modelinde “risk faktörlerini tanımlamak amacıyla yürütülmüşse bile, örnekleme içindeki bireylerin homojen olamayacağı şüphesinden hareketle ve bireysel farklılıkların iyice ortaya çıkması için “karışımli model” tekniği de lojistik regresyon ile birlikte kullanılmıştır. Alanyazında bu tür model, karışımli lojistik regresyon (mixture logistic regression) olarak isimlendirilmektedir (Follmann ve Lambert, 1991; Ge ve Jiang, 2005). Tüm bu gerekçelerden dolayı, cinsiyete göre, özel yetenekli bireyler “karışımli lojistik regresyon” modelleme ile sınıflandırılmış; bu sınıflandırmada örneklem içerisindeki bireylerin ayrı evrenlerden gelebiliyor şüphesi ile, benzerlik gösteren bireyler ayrı alt sınıflara “karışımli modelleme” tekniği ile bölünmüştür. Bu durum erkek ve bayan cinsiyeti için ayrı bir şekilde yapılmıştır.

Yapılan lojistik regresyon analiziyle yetenek sınavında başarının modellenmesi amaçlanmıştır. Başka bir ifade ile beceri koordinasyon sınavına girmeden adayların yetenek sınavında elde ettikleri mekik skorları ile başarı modellenmek istenilmiştir. Bu amaçla, yetenek sınavında başarı durumunun

mekik skorları için karışımli model ile elde edilen 2 homojen alt sınıf üzerine olan lojistik regresyonundan yararlanılmıştır. Lojistik regresyon denklemi, her iki cinsiyet için ayrı bir şekilde kurularak cinsiyete göre başarının modellenmesine gidilmiştir. Bağımsız ve kovaryet değişkenler açısından benzerlik gösteren bireyler ayrı alt sınıflara yerleştirilmiştir. Bu alt sınıflar da, sınavda başarılı olan ve olmayanlar şeklinde kendi içlerinde sınıflandırılmıştır. Söz konusu sınıflandırma işlemi karışımli modelleme tekniği ile yapılmıştır. Karışımli modellerin, araştırma deseninde yer alan bütün bilgileri kullanarak sınıflandırma yaptığı ve bu yönüyle evrendeki farklılıkları göz önünde bulundurup, benzerliklerine göre kararlı homojen alt sınıflar oluşturduğu bildirilmektedir (Lindsay 1995; Heinen 1996; Okut ve ark. 2005). Ayrıca, bu sınıflandırma işleminde her bir bireyin herhangi bir alt sınıfta bulunma olasılığı, $P_{(c_{ik})} = P(c_{ik} | x_i)$ ($y_i | c_{ik}, x_i$) şeklinde hesaplanmaktadır. Yapılan risk analizi sonuçlarına göre erkek adaylarda mekik skoruna göre 1. alt sınıfta bulunan bireylerin yetenek sınavını kazanma olasılığının, 2. alt sınıfta bulunanlara göre 15 misli daha fazla olduğu ortaya koyulmuştur. Bu nedenle mekik skoru yüksek olan bir bireyin beceri performansında, başarılı olma olasılığı yüksek olacaktır. Nitekim lojistik regresyon analizlerine göre, 1. alt sınıfta bulunan bir bireyin beceri koordinasyon performansında başarılı olma olasılığı %93.4 olarak bulunmuştur. Erkek adaylar için yapılan duyarlılık analizi de bu sonuçları desteklemiştir. Duyarlılık analizi sonuçlarına göre, karışımli modelde 2. alt sınıfa düşen erkek adayların, beceri koordinasyon sınavını kaybetme riski yaklaşık olarak 2.1 misli artmaktadır. Benzer şekilde 1. alt sınıfta düşen erkek bireylerin yetenek sınavını kaybetme olasılığı yaklaşık %14 civarında olmaktadır.

Erkek adaylar için elde edilen bulgular, kız adayları için de elde edilmiştir. 2. alt sınıfa düşen kız adaylarının beceri koordinasyon performansını kazanma şansı 1. alt sınıfa düşen adaylara göre 8 misli daha fazla görülmektedir. Yine 2. alt sınıfa düşen kız adaylarının beceri koordinasyon sınavını kazanma olasılığı %64 olarak bulunmuştur. Bu oran erkek adaylar ile karşılaştırıldığında (%93.4) oldukça düşük olmaktadır. Ancak kız adaylarında gözlem sayısının erkek adaylara göre çok daha az

olması, başka bir ifadeyle örneklem büyüklüğünün çok daha küçük olması (yaklaşık 1/3 oranında) dikkate alınması gereken bir noktadır. Zira, örneklem büyüklüğünün küçük olması tahminlemenin gücü üzerinde doğrudan etkili bir unsur olarak dikkate alınmalıdır.

Sonuç olarak heterojen bir grubun, homojen alt birimlere ayrılmadan parametre tahminine gidilmesi yanlış sonuçlar doğuracağı, homojen alt gruplara ayırmada karışımli model kullanımının sağlıklı bir yol olabileceği sonucuna varılmıştır. Bununla birlikte, homojen olan alt-sınıflar oluşturulması, bireysel farklılıkların karışımli model ile iyi düzeyde tespit edilmesine imkan sağlamaktadır (Baltes ve Nesselroade 1979; Collins ve Horn 1991). Çalışmada karışımli modeller gibi ileri istatistiksel teknikler kullanılmış ve sonuçları derinleştirmek amacıyla lojistik regresyon analizi ile kısmi risk analiz tekniklerinden yararlanılmıştır. Hem erkek hem de kız öğrencilerde mekik skoru yüksek olan adayların beceri koordinasyon performansından da başarılı olma olasılığı yüksek görülmektedir. Bununla birlikte, aynı konu üzerinde bir çalışma bulunmadığından dolayı, benzer çalışmanın değişik yer ve yıllarda tekrarlanması, başarının daha güvenilir modellenmesi açısından önemli görülmektedir. Ayrıca, lojistik regresyon ve lojistik regresyon tabanlı risk analizlerinin sosyal bilimler ve özellikle de eğitim bilimleri alanında kullanılabileceği düşünülmektedir. Bu tür analizler, evrendeki bireylerin gelecekteki başarılarını bilimsel bir zeminde tahminleyebilmekte ve bireylerin başarılı olamama riskleri önceden kestirilebilmektedir. Bu tür modellemelerin sosyal içerikli araştırmalara bir ışık tutabileceği düşünülmekte ve bu analizlerin uygun araştırma desenlerine uygulanması önerilmektedir.

KAYNAKLAR

- Akgül, A. (2003). *Tıbbi araştırmalarda istatistiksel analiz teknikleri*. İstanbul : Mustafa Yayınevi.
- Baltes, P. B., & Nesselroade, J.R. (1979). *History and rationale of longitudinal research*. New York: Academic Press.
- Bloom, S. (1979). *İnsan nitelikleri ve okulda öğrenme*. (Çev: Durmuş Ali Özçelik). Ankara: Milli Eğitim Basımevi.
- Bozkurt, Ö. S. (2007). *Okulöncesi dönemde öğretmenleri tarafından yaşutlarına göre üstün ve özel yetenekli olarak aday gösterilen çocukların gelişim özelliklerinin incelenmesi*. Yayınlanmamış yüksek lisans tezi, Hacettepe Üniversitesi, Ankara.

- Chen, Z., & Kou, L. (2001). A note on the estimation of the multinomial logit model with random effects. *The American Statistician*, 55(2), 89-95.
- Collins, L., & Horn, J.L. (1991). *Best methods for the analyses of change*. Washington: Apa Pres.
- Dhanavanthan, P. (2000). Estimation of the parameters of compound intervened poisson distribution. *Biometrical Journal*, 42(3), 315-320.
- Duncan, T. E., Susan, S. C., Strycker, L. A., & Okut, H. (2002). *Growth mixture modeling of adolescent alcohol use data: chapter addendum to an introduction to latent variable growth curve modeling: concepts, issues, and applications*. Oregon Research Institute, Oregon.
- Ergün, H., Özdemir, M., Çorlu, M. A. ve Savran, C. (2004). Dil ve sayisal yetenekler ile fizik başarisi arasındaki ilişki. *Kastamonu Eğitim Dergisi*, 12(2), 361-368.
- Erkuş, A. (1998). Goleman' in duygusal zeka gorusunun psikometrik acidan elestirisi ve dinamik etkilesimsel model onerisi. *Turk Psikolojisi Yazıları Dergisi*, 1(1), 31-40.
- Everitt, B.S., & Hand, D.J. (1981). *Finite mixture distributions*. London: Chapman and Hall.
- Follman, D.A. ve Lambert, D. (1991). Identifiability of finite mixtures of logistic regression models. *Journal of statistical planning and inference*, 27(3), 375-381.
- Ge, Y., & Jiang, W. (2005). On consistency of bayesian inference with mixtures of logistic regression. *Neural Computation*, 18, 224-243.
- Heinen, T. (1996). *Latent class and discrete latent trait models: similarities and differences*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Hosmer, D.W., & Lemeshow, S. (2000). *Applied logistic regression*. New York : John Wiley & Sons.
- Kayri, M. (2006). *Özel yetenek sınavında (beden eğitimi) başarının modellenmesi ve risk faktörünün tanımlanması*. Yayınlanmamış doktora tezi. Yüzüncü Yıl Üniversitesi, Van.
- Kayri, M. (2007). Two-step clustering analysis in researches: A case study. *Eurasian Journal of Educational Research*, 28, 78-88.
- Kayri, M. ve Gökdaş, İ. (2006). Karışımli model analiz tekniğinin eğitim bilimleri araştırmalarında uygulanabilirliği üzerine bir araştırma örneği. *Kuram ve Uygulamada Eğitim Bilimleri (KUYEB) Dergisi*, 6(3), 753-778.
- Kurt, İ., Türe, M. ve Kürüm, T.A. (2005). *Koroner arter hastalığının tahmininde sınıflandırma tekniklerinin performanslarının karşılaştırılması*. Türkiye VIII. Ulusal Biyoistatistik Kongre Bildirileri, Bursa, Türkiye.
- Kuzgun, Y. (1992). *Karar stratejileri ölçeği: geliştirilmesi ve standardizasyonu*. VII. ulusal psikoloji kongresi bilimsel Çalışmaları. Ankara: Türk Psikologlar Derneği.
- Kuzgun, Y. (2000). *Meslek danışmanlığı*. Ankara: Nobel Yayın Dağıtım.
- Lindsay, B. G., (1995). *Mixture models : theory , geometry and applications*. Institute of Mathematical Statistics, Hayward.
- Muthen, L. K., & Muthen, B. (2002). *Mplus: user's guide*. Los Angeles : CA, Muthen & Muthen.
- Okut, H., Duncan, T. ve Duncan, S. (2005). Growth mixture modeling of zero-inflated Count data. *ASA Biometrics*, 341-346.
- Özdamar, K. (2004). *Paket programlarla istatistiksel veri analizi-1*. Eskişehir : Kaan Kitabevi.
- Renzulli, J.S. (1986). *The treering conception of giftedness: a development model for creative productivity conception of giftedness*. Cambridge: Press Syndicate of the University of Cambridge.
- Sharma, S. (1996). *Applied multivariate techniques*. New York : John Wiley & Sons.
- Titterington, D.M., Smith, A.F.M., & Markov, U.E. (1985). *Statistical analyses of finite mixture distributions*. Chichester, U.K. : John Willey & Sons.
- Wang, P., Cockburn, I.M., & Putterman, M.L. (1998). Analyses of latent data-mixed poisson regression model approach. *Journal of Business and Economic Statistics*, 16(1), 27-41.
- Zhang, H. P., & Merikangas, K. (2000). A frailty model of segregation analysis: understanding the familial transmission of alcoholism. *Biometrics*, 56, 815-823.

EXTENDED ABSTRACT

Researching and especially identifying individual's skill are an important issue for educational researches. The one of fundamental aim of educational and instructional process is the achievement of students. Providing that determining students' skills are considered for gaining students' achievement and performance at a high level. Skill was identified as a symptom of gaining information and talent via educational process (Kuzgun, 1992). According to Bloom (1979), skill was identified as

mysterious power and potential. In literature, it is known that mind and skill are dealt with together. Mind was identified as learning skill and responding environmental requests effectively (Erkuş, 1998). Commonly, skill was divided into two parts; general skill and private skill (Bozkurt, 2007). According to Bozkurt (2007), private skill is identified as an intensive desire or hardworking for doing a special study. In this study, it was measured the level of the achievement of students who had been participated in Private Skill Exam and some risk factors were examined by mixture logistic regression.

It is known that logistic regression determines a relationship between categorical dependent variable and mixed type independent variables (Sharma 1996; Hosmer ve ark. 2000; Kurt ve ark. 2005). Logistic regression model for P numbers of independent variables is,

$$P(Y) = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_p X_p)}} \quad (1)$$

Showed above equation, $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p$ coefficients are belong to logistic regression model (Sharma 1996; Özdamar 2004; Kurt ve ark. 2005).

If dependent variable is a binary trait (0-1; dichotomic), known linear probability model is,

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ip} + e_i, \quad y_i = \begin{cases} 1 \\ 0 \end{cases} \quad (2)$$

Derived from equation 2, logistic regression model will be obtained as following equation (Sharma 1996; Hosmer ve ark. 2000; Kurt ve ark. 2005),

$$\text{logit}(\pi_i) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ip} \quad (3)$$

In equation 3, logit function is $\text{logit}(\pi_i) = \ln\left(\frac{\pi_i}{1 - \pi_i}\right)$. It is known that the fundamental of logistic regression depends on “true” or “false” responses. The description of “true (1)” or “false (0) in logistic regression is,

$$\pi_i = P(y_i = 1) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ip})}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ip})} \quad \text{and} \quad (4)$$

$$1 - \pi_i = P(y_i = 0) = \frac{1}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ip})} \quad (5)$$

In equation 4 and 5, value of 1 is described as “true” and value of “0” is described as “false”. Also, π_i shows an individual or an observed variable among a sample.

Logistic regression assumes that all individuals comes from the same population. But, this assumption is not always valid. It must be considered that some people may come from a different population. In this case, latent class statistics can divide population into sub-population in respect of similarity features of individual to obtain robust and more coherent parameter estimation (Dhanavanthan 2000; Duncan ve ark. 2002; Kayri 2006; Kayri ve Gökdaş 2006; Kayri 2007). Logistic regression can be performed in latent class model. Obtaining descriptive and analytic sample statistics in latent class model are generally described as “mixture modelling”. In case of having heterogeneous population, mixture model divide population into homogeneous sub-population and at the first stage there is no certain sub-population number (Everitt ve Hand 1981; Titterington ve ark. 1985; Wang ve ark. 1998; Chen ve Kou 2001; Muthen ve Muthen 2002). Logistic regression in mixture model is,

$$\beta_0 + \beta_1 c_{i1} + \dots + \beta_j(1) + \dots + \beta_k c_{ik} = \ln \left(\frac{P(y_i = 1 | c_{ik} = 1)}{P(y_i = 0 | c_{ik} = 1)} \right) \quad \text{and} \quad (6)$$

$$\beta_0 + \beta_1 c_{i1} + \dots + \beta_k(0) + \dots + \beta_p c_{ip} = \ln \left(\frac{P(y_i = 1 | c_{i,k} = 0)}{P(y_i = 0 | c_{i,k} = 0)} \right) \quad (7)$$

Taking minus of 6 and 7th equation,

$$\beta_k = \ln \left(\frac{P(y_i = 1 | c_{i,k} = 1)}{P(y_i = 0 | c_{i,k} = 1)} \right) - \ln \left(\frac{P(y_i = 1 | c_{i,k} = 0)}{P(y_i = 0 | c_{i,k} = 0)} \right) \quad \text{and} \quad (8)$$

$$\exp(\beta_k) = \frac{P(y_i = 1 | c_{i,k} = 1) / P(y_i = 0 | c_{i,k} = 1)}{P(y_i = 1 | c_{i,k} = 0) / P(y_i = 0 | c_{i,k} = 0)}$$

The purpose of 6, 7 and 8th equations are to estimate β_k parameters for each sub-population.

Risk analyses can be performed in logistic regression. In general, risk is a probability measurement to happen any event in society (Akgül, 2003). Risk is a dichotomic variable that individual has either “1” or “0”. One of the risk factor is relative risk that relative risk determines a relationship between dependent and independent variables as well as comparing two groups as proportionally.

The aim of this study was to model the success of students who participated in private skill exam by using logistic regression and risk analysis in terms of gender variable. Odds-ratio and sensitivity results were examined with mathematical details. The sample was consisted of 642 (150 girls + 492 boys) individuals who had participated in private skill examination in a university which is located in the East of Turkey. According to success circumstances, dependent variable which was dichotomic was coded as “1” or “0”. In case of failure result, the code was taken as “0”, for success situation the other code was 1. After dichotomic design, success and failure circumstances were examined in terms of sub-population and covariance’s changing. Also, the odds-ratio statistics would like to estimate before the real examination. At the same time, it would have been like to search the risk ratio for each gender. Therefore, effecting of independent variables on dependent variable was modeled with $\ln \left(\frac{P(y_i = 1)}{P(y_i = 0)} \right) = \text{logit}(\pi_i) = \ln \left(\frac{\pi_i}{1 - \pi_i} \right) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ip}$ logistic regression model. Logistic and risk analysis’ were performed by SAS software. According to risk analysis findings, successful male students have more 15 times ($\hat{\pi} / (1 - \hat{\pi}) = 15.074$) advantage than unsuccessful students. Besides, successful female students have more 8 times ($\hat{\pi} / (1 - \hat{\pi}) = 7.980$) than unsuccessful female students. Wald statistics had been confirmed the risk analysis findings in appropriate border (Male: $Wald X^2 = 86.6142$; $p < 0.01$); Female: $Wald X^2 = 19.1059$; $p < 0.01$).

It was thought that logistic regression and risk analysis methods can be used in social sciences and especially in educational sciences effectively. These analyses can estimate future success of individual and probable risk factors can be identified before the real time. Also, it is kindly advised to use these advanced statistical techniques in appropriate experimental design.