

**2006 DÜNYA KUPASI FUTBOL TAKIMLARININ
STOKASTİK SINIR ANALİZİ İLE
PERFORMANS DEĞERLENDİRMESİ**

Serdar YARLIKAŞ

**YÜKSEK LİSANS TEZİ
İSTATİSTİK**

**GAZİ ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

**TEMMUZ 2007
ANKARA**

Serdar YARLIKAŞ tarafından hazırlanan 2006 DÜNYA KUPASI FUTBOL TAKIMLARININ STOKASTİK SINIR ANALİZİ İLE PERFORMANS DEĞERLENDİRMESİ adlı bu tezin Yüksek Lisans tezi olarak uygun olduğunu onaylarım.

Doç. Dr. İhsan ALP
Tez Yöneticisi

Bu çalışma, jürimiz tarafından oy birliği ile İstatistik Anabilim Dalında Yüksek Lisans tezi olarak kabul edilmiştir.

Başkan: : Prof. Dr. Orhan TÜRKBEY

Üye : Doç. Dr. İhsan ALP

Üye : Prof. Dr. Hasan BAL

Tarih : 09/07/2007

Bu tez, Gazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü tez yazım kurallarına uygundur.

TEZ BİLDİRİMİ

Tez içindeki bütün bilgilerin etik davranış ve akademik kurallar çerçevesinde elde edilerek sunulduğunu, ayrıca tez yazım kurallarına uygun olarak hazırlanan bu çalışmada orijinal olmayan her türlü kaynağa eksiksiz atıf yapıldığını bildiririm.

Serdar YARLIKAŞ

**2006 DÜNYA KUPASI FUTBOL TAKIMLARININ
STOKASTİK SINIR ANALİZİ İLE
PERFORMANS DEĞERLENDİRMESİ
(Yüksek Lisans Tezi)**

Serdar YARLIKAŞ

**GAZİ ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ
Temmuz 2007**

ÖZET

Bu tezde, 2006 dünya kupasına katılmış futbol takımlarının performansı stokastik sınır analizi ile değerlendirilmiştir. Takımların performanslarını değerlendirmek için, kaleci, savunma ve atak mevkileri ile ilgili üç tane ekonometrik model oluşturulmuştur. Bu modellerde, FRONTIER 4.1 bilgisayar programı kullanımı ile takımların teknik etkinlikleri tahmin edilmiştir. Modellerdeki teknik etkinliklerin ortalaması alınarak, takımların her biri için ortalama teknik etkinlikler elde edilmiş ve takımlar ortalama teknik etkinliklerine göre sıralanmıştır. Bu sıralamanın geçerliliği, turnuva sıralama sonucu ile karşılaştırılarak test edilmiştir. Analiz sonucunda elde edilen sıralama ile turnuva sıralamasının uyumlu olduğu gözlenmiştir.

Bilim Kodu : 205.1.148
Anahtar Kelimeler : Stokastik sınır analizi, Futbol takımları, Etkinlikler
Sayfa Adedi : 89
Tez Yöneticisi : Doç. Dr. İhsan ALP

**PERFORMANCE EVALUATION OF
2006 WORLD CUP FOOTBALL TEAMS
BY STOCHASTIC FRONTIER ANALYSIS
(M. Sc. Thesis)**

Serdar YARLIKAŞ

**GAZİ UNIVERSITY
INSTITUTE OF SCIENCE AND TECHNOLOGY
July 2007**

ABSTRACT

In this thesis, the performance of football teams which participated in 2006 world cup has been evaluated by stochastic frontier analysis. To evaluate the performance of teams, three econometric models related with goalkeeper, defence and attack positions have been constituted. In these models, technical efficiencies of teams have been estimated via the usage of FRONTIER 4.1 computer program. By taking the averages of technical efficiencies in models, average technical efficiencies have been achieved for each of the teams. Teams have been ranked according to their average technical efficiencies and validation of this ranking has been tested by comparing it with tournament ranking results. It has been observed that the ranking achieved at the end of analysis is compatible with tournament ranking.

Science Code : 205.1.148

Key Words : Stochastic frontier analysis, Football teams, Efficiencies

Page Number: 89

Adviser : Assoc. Prof. Dr. İhsan ALP

TEŞEKKÜR

Bu tezin ortaya çıkmasında değerli yardım ve katkılarıyla beni yönlendiren hocam Doç. Dr. İhsan ALP'e ve bana her zaman destek olan aileme teşekkür ederim.

İÇİNDEKİLER

	Sayfa
ÖZET	iv
ABSTRACT	v
TEŞEKKÜR	vi
İÇİNDEKİLER.....	vii
ÇİZELGELERİN LİSTESİ	ix
SİMGELER VE KISALTMALAR	x
1. GİRİŞ	1
2. STOKASTİK SINIR ANALİZİ	3
2.1. Stokastik Sınır Analizi Kavramı	3
2.2. Stokastik Sınır Üretim Fonksiyonu ve Modeli	6
2.2.1. En çok olabilirlik tahmini	7
2.2.2. Ortalama teknik etkinliğin tahmin edilmesi.....	10
2.2.3. Karar verme birimi düzeyindeki teknik etkinliklerin kestirimi.....	11
2.2.4. Stokastik sınır modeli ile ilgili testlerin hipotezleri.....	12
2.2.5. Tek yanlı genelleştirilmiş olabilirlik oran testi	14
2.3. Stokastik Sınır Modeli ve Kesikli Normal Dağılım	15
2.3.1. Kesikli normal modelde tek yanlı genelleştirilmiş olabilirlik oran testi	17
2.4. Alternatif Fonksiyonel Biçimler.....	17
2.5. Panel Veri Modelleri	18
2.6. Zamanla Değişen Etkin Olmama Modeli	21
2.7. Etkin Olmama Etkilerini Modelleme	23

Sayfa

2.8. Dualite ve Tahsis Etkinliklerini Modelleme	27
2.9. Stokastik Sınır Analizinin Avantajları ve Dezavantajları.....	32
2.10. Çalışmada Kullanılan Model.....	34
2.11. Stokastik Sınır Analizinin Uygulama Alanları	35
3. UYGULAMA	36
3.1. Araştırılan Problem	36
3.2. Futbolda Stokastik Sınır Analizi Literatür Araştırması	37
3.3. Veriler ve Değişkenler	38
3.3.1. Veriler ve takım bazında kaleci performansları	39
3.3.2. Veriler ve takım atak performansları	45
3.3.3. Veriler ve takım savunma performansları.....	51
3.3.4. Toplu sonuçların değerlendirilmesi	56
3.3.5. Turnuva sonundaki gerçek sıralamanın hesaplanması	59
3.3.6. Analiz sonuçlarının testi	62
4. SONUÇ VE ÖNERİLER	65
KAYNAKLAR.....	70
EKLER.....	74
EK-1 Kaleci modeli	75
EK-2 Takım atak modeli	79
EK-3 Takım savunma modeli.....	84
ÖZGEÇMİŞ.....	89

ÇİZELGELERİN LİSTESİ

Çizelge	Sayfa
Çizelge 2.1. SSA'nın uygulama alanları	35
Çizelge 3.1. Kaleci istatistikleri.....	39
Çizelge 3.2. Kaleci modeli katsayı tablosu	43
Çizelge 3.3. Kaleci modeli teknik etkinlik tablosu.....	44
Çizelge 3.4. Takım atak istatistikleri	45
Çizelge 3.5. Takım atak modeli katsayı tablosu.....	48
Çizelge 3.6. Takım atak modeli teknik etkinlik tablosu	49
Çizelge 3.7. Takım savunma istatistikleri.. . . .	51
Çizelge 3.8. Takım savunma modeli katsayı tablosu.....	53
Çizelge 3.9. Takım savunma modeli teknik etkinlik tablosu	55
Çizelge 3.10. Toplu etkinlik sonuçları tablosu.....	57
Çizelge 3.11. Ortalama etkinlik sonuçlarına göre sıralama tablosu	58
Çizelge 3.12. Turnuva gerçek sıralama tablosu.....	61
Çizelge 3.13. Analiz ve gerçek sıralama tablosu.....	62
Çizelge 3.14. Analiz sonuçlarının testi	63

SİMGELER VE KISALTMALAR

Bu çalışmada kullanılmış bazı simgeler ve kısaltmalar, açıklamaları ile birlikte aşağıda sunulmuştur.

Simgeler	Açıklama
ae_i	i. karar verme biriminin tahsis etkinliği
ee_i	i. karar verme biriminin ekonomik etkinliği
$fkar$	Faul kazanma avantaj oranı
$gakm$	Kaleci modelindeki yenilen gol değişkeni
$gasm$	Savunma modelindeki yenilen gol değişkeni
$gfahm$	Atak modelindeki atılan gol değişkeni
$minp$	Oynanan dakika sayısı
$mpsvk$	Takım kalecilerinin maç başına kurtarış sayısı
$sogr$	Gollük şut oranı
$splpr$	Kısa pas ve uzun pas toplamının oranı
sr	Şut oranı
te_i	i. karar verme biriminin teknik etkinliği
$tkar$	Top kazanma oranı

Kısaltmalar	Açıklama
AFC	Asya Futbol Birliği
CAF	Afrika Futbol Birliği
CONCACF	Kuzey-Orta Amerika Futbol Birliği
CONMEBOL	Güney Amerika Futbol Birliği
FIFA	Uluslararası Futbol Federasyonları Birliği
OFC	Okyanusya Futbol Birliği
SSA	Stokastik Sınır Analizi

1. GİRİŞ

Günümüzün rekabetçi ortamı ve zorlu piyasa koşulları, karar verme birimlerinin mevcut kaynaklarını optimal bir şekilde kullanmaları zorunluluğunu ortaya çıkarmıştır. Karar verme birimlerinin kaynaklarını optimal bir şekilde kullanma gerekliliği ise, karar verme birimlerinin etkinlik düzeylerini ölçmelerine neden olmuştur. Etkinlik düzeylerini ölçen karar verme birimleri, etkinliği azaltan nedenleri saptayabilmekte, bu yönlü tedbirler alabilmektedir.

Karar verme birimlerinin etkinliğini ölçerken kullanılan geleneksel metotlarda, karar verme biriminin ve karar verici konumundaki kişilerin daima rasyonel düşündükleri, kar, maliyet, üretime ilişkin optimal sonucu oluşturabilecek tekniği bildikleri varsayılmaktadır. Ancak, bu metotlar bazı karar verme birimlerinin ellerindeki kaynağı etkin olarak kullanamadıkları gerçeğini dikkate almamaktadır. Bu durum, etkinlik ölçümünde istatistiksel analize daha uygun sonuçlar elde edilmesine olanak tanıyan bir metot olan Stokastik Sınır Analizi (SSA) yaklaşımının oluşturulmasına neden olmuştur.

SSA ile karar verme birimlerinin etkinlikleri ölçülürken, karar verme birimleri tarafından öngörülemeyen tesadüfi durumlar da dikkate alınmaktadır. Böylece, karar verme birimlerinin karakteristik özellikleri de dikkate alınarak etkinlik düzeylerinin düşük çıkma nedenleri daha gerçekçi bir anlayışla belirlenebilmektedir.

SSA'nın etkinlik ölçümünde tesadüfi durumları da ele alan yapısı ile son yıllarda popüler bir spor dalı haline gelen futbol oyununun, içinde barındırdığı tesadüfilik, futbol takımlarının performans ve etkinlik ölçümlerinin yeni bir bakış açısı olan SSA yöntemi ile analiz edilmesinin daha uygun olacağını göstermektedir. Futbol ekonomik ve sosyal açıdan bir çok olguyu içinde barındırmasına rağmen, futbol ile ilgili performans değerlendirmesine ilişkin çalışmalar o kadar çok değildir. Futbol oyununda performans değerlendirmesi yaparken, sadece savunma, hücum ve kaleciye ilişkin istatistikler ile saptama yapmak mümkün değildir. Futbol oyunu içinde tesadüfilik de barındırmaktadır. Savunma, hücum ve kaleciye ilişkin

istatistikler ile tesadüfi yapıyı dikkate almadan deterministik bir şekilde oluşturulan modeller vasıtasıyla elde edilen etkinlik sonuçları yanıltıcı olabilir. Çünkü, hava şartları, hakem kararları gibi etkenler maç içerisinde sonuca etki edici ve sonucu belirleyici olabilmektedir. Bu nedenle futbol takımlarının performanslarının ve etkinliklerinin ölçülmesinde, SSA yaklaşımının kullanılması avantajlar sağlayabilir.

Bu tez çalışması kapsamında; SSA metodu ile 2006 FIFA Dünya Kupası'na katılan ülkelerin oyun eksenindeki performans hesaplamaları yapılarak, takımların sıralamaları oluşturulmuş, sıralamanın geçerliliği, turnuva sonucunda gerçekleşen sıralama sonucu ile karşılaştırılarak test edilmiştir. SSA ile takımların oyun ekseninde etkinliklerini hesaplamak için, FRONTIER Version 4.1 isimli bilgisayar programı kullanılmıştır. Ortaya çıkan sıralamanın geçerliliğinin tespitinde ise, Spearman sıra korelasyon testi kullanılmıştır. Bu testi yapabilmek için, SPSS 10.0 istatistik paket programı kullanılmıştır.

Çalışmanın ikinci bölümünde; SSA yöntemi açıklanmış, konu ile ilgili temel kavramlardan bahsedilmiştir. SSA bu bölümde detaylı bir şekilde anlatılmış, ayrıca analiz kapsamında seçtiğimiz model belirtilmiştir.

Üçüncü bölüm, çalışmanın uygulama kısmını içermektedir. Bu bölümde, araştırılan problemin kapsamından bahsedilmiş, futbol alanındaki SSA ile ilgili çalışmalara değinilmiştir. Ayrıca, çalışmada kullanılan veriler ve değişkenlere ilişkin bilgiler ortaya konmuş, oluşturulan modeller kapsamlı bir şekilde ele alınmış, uygulamaya ilişkin yorumlar yapılmıştır.

Dördüncü ve son bölüm olan sonuç ve öneriler bölümünde ise; genel anlamda elde edilen sonuçlar ve çalışmanın eksik noktaları ortaya konmuş, bu çalışma çerçevesinde yapılabilecek çalışmalara ilişkin alternatifler ve öneriler belirtilerek çalışma sonlandırılmıştır.

2. STOKASTİK SINIR ANALİZİ

2.1. Stokastik Sınır Analizi Kavramı

Stokastik sınır analizi (SSA), sınır fonksiyonlarını tahmin etmek ve bu suretle üretimin etkinliğini ölçmek için kullanılan bir yaklaşımdır. Stokastik sınır analizi ekonometrik metotların kullanımını içermektedir.

Stokastik sınır modellemesi ve etkinlik ölçümünün başlangıç noktası Farrell tarafından ortaya koyulan yaklaşımdır. Farrell bir karar verme biriminin etkinliğinin ölçümünde iki tane unsuru önermiştir. Bunlardan birincisi, teknik etkinlik, ikincisi tahsis etkinliğidir. Teknik etkinlik; bir firmanın elindeki mevcut girdi kümesinden elde edebileceği maksimum çıktı seviyesini belirlemeye yarayan bir ölçüttür. Tahsis etkinliği; girdilerin fiyatları mevcut iken, firmanın bu girdileri uygun oranlarda kullanabilme kabiliyetini göstermektedir. Bu iki ölçüt toplam ekonomik etkinliğin ölçümünü sağlamak için birleştirilmektedir. Bu iki etkinlik ölçüsü, tümüyle etkin olan firmaların üretim fonksiyonunun bilindiğini varsaymaktadır. Uygulamada üretim fonksiyonu hiçbir zaman bilinmediğinden, Farrell üretim fonksiyonunun parametrik olmayan bir parçalı doğrusal teknoloji veya Cobb-Douglas biçimine benzer bir parametrik fonksiyon kullanılarak örnek veriden tahmin edilmesi gerektiğini ortaya koymuştur [1].

Üretim fonksiyonunun parametrik olmayan bir doğrusal teknoloji kullanılarak örnek veriden tahmin edilmesi yaklaşımı Charnes ve Cooper gibi bilim adamlarınca ele alınmış ve veri zarflama analizi tekniği geliştirilmiştir. Cobb-Douglas biçimine benzer bir parametrik fonksiyon kullanarak örnek veriden üretim fonksiyonun tahmin edilmesi yaklaşımı ise Aigner ve Chu tarafından ele alınmış ve daha sonra stokastik sınır modelinin geliştirilmesi ile sonuçlanmıştır [2].

Aigner ve Chu, N tane firmayı içeren bir örnek veriyi kullanarak, Cobb-Douglas biçimine benzer bir parametrik sınır üretim fonksiyonunun tahmin edilebileceğini ortaya koymuştur [2].

Model aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$\ln(y_i) = x_i\beta - u_i, \quad i=1,2,\dots,N \quad (2.1)$$

$$\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_K)' \quad (2.2)$$

Eş. 2.1'de yer alan $\ln(y_i)$, i . firmanın skaler bir değer olan çıktı değerinin logaritmasını göstermektedir, x_i ise $(K+1)$ lik bir satır vektörüdür. Bu vektörün ilk elemanı 1 dir. Kalan elemanları ise, i . firma tarafından kullanılan K tane girdinin miktarlarının logaritmaları oluşturmaktadır.

Eş. 2.2 de yer alan β , modelde tahmin edilmesi gereken parametreleri içeren $(K+1)$ lik sütun vektörüdür.

Eş. 2.1 de yer alan u_i , negatif olmayan rastgele değişkendir. Endüstriyi oluşturan karar verme birimlerinin üretim içerisinde teknik etkin olmama durumu ile alakalı bir değişken olarak da modelde yer almaktadır. Firmaların teknik etkin olmama durumunu yansıtmak amacı ile modele eklenmiştir.

Yukarıda tanımlanan eşitlikleri içeren model vasıtasıyla, x_i olarak adlandırılan girdi vektörü mevcut iken, i . firmanın teknik etkinliği tanımlanabilir. Bu firmanın teknik etkinliği, sınır fonksiyonundan faydalanarak elde edilen gözlenen çıktı değerinin, firmanın potansiyel çıktı değerine oranlanması ile elde edilmektedir.

Bu şekilde i . firmanın teknik etkinliği matematiksel bir formülle aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$TE_i = \frac{y_i}{e^{x_i\beta}} = \frac{e^{x_i\beta - u_i}}{e^{x_i\beta}} = e^{-u_i} \quad (2.3)$$

Teknik etkinlik, çıktı yönlü bir ölçüdür. Eş. 2.3’de yer alan teknik etkinliğe ait matematiksel ifade, teknik etkinliğin Farrell ölçüsü olarak adlandırılır. Bu ölçü 0 ile 1 arasında değer alabilir. Teknik etkinliğin Farrell ölçüsü aynı girdi vektörünü yani aynı girdileri kullanan tamamen etkin olan bir karar verme birimi tarafından üretilen çıktı miktarına kıyasla i. firmanın çıktı büyüklüğünü gösterir. Böylelikle, bu ölçü, karar verme birimleri arası çıktı değerleri açısından nispi kıyaslama olanağı tanımış olur. Eş. 2.3’de yer alan teknik etkinlik değeri, gözlenen çıktı değeri y_i , sınır çıktı değerinin tahmin edilmiş değeri olan $e^{x_i\beta}$ ile oranlandığında elde edilir. Sınır çıktı değerinin elde edilmesi için ise, β doğrusal programlama metodu kullanılmalıdır. Burada β tahmin edilirken birtakım sınırlamalar ve koşullar söz konusudur.

Koşullar:

1. $\sum_{i=1}^N u_i$ ifadesi minimize edilmelidir.
2. $u_i \geq 0, i=1,2,\dots,N$ kısıtları sağlanmalıdır.

Aigner ve Chu ayrıca β tahmininde karesel programlamanın da kullanılabileceğini ifade etmişlerdir [2].

Aigner ve Chu tarafından önerilen modele benzer bir model de Afriat tarafından önerilmiştir [3]. Afriat tanımladığı modelde bir farklılık ortaya koymuştur. Afriat, u_i s olarak u_i ’nin yerine tanımladığı ifadenin, gama dağılımına sahip olduğunu varsaymaktadır. Modelin parametrelerinin en çok olabilirlik metodu kullanılarak tahmin edilmesi gerektiğini savunmaktadır. Richmond ise, Afriat tarafından öne sürülen modelin parametrelerinin düzeltilmiş, sıradan en küçük kareler metodu ile tahmin edilebileceğini ifade etmiştir [4]. Bu metot, eğim parametreleri için yansız olan sıradan en küçük kareler tahmin edicilerini kullanır. Kesim parametresi olan β_0 ’ın negatif yanlı sıradan en küçük kareler tahmin edicisi ise, sıradan en küçük

kareler artıklarından elde edilen hata dağılımının, örnek momentlerinin kullanımı ile yukarıya yuvarlanır.

Schmidt ise, Aigner ve Chu tarafından önerilen doğrusal ve karesel programlama tahmin edicilerinin (eğer; u_i 's üstel dağılım gösterirse ya da bu değişkenler sırasıyla yarı normal rastgele değişkenler ise) en çok olabilirlik tahmin edicileri olduğunu vurgulamıştır [5].

Yukarıda elde edilen belirleyici sınır modele yöneltlen ilk eleştiri, olası ölçüm hatalarının etkisinin ve sınır üzerinde diğer etkili olabilecek unsurların ihmal edilmesi ve dikkate alınmamalarıdır. Sınırdan olan tüm sapmalar, teknik etkin olmama durumunun sonuçları olarak algılanmaktadır. Timmer, Aigner ve Chu tarafından önerilen, tahmin edilen sınıra yakın olan firmaların, belli bir yüzdesini çıkarma yaklaşımını benimsemiştir [6]. Ayrıca, azaltılmış örnek verilerini kullanarak sınırı yeniden tahmin etmiştir. Çıkarılacak gözlemlerin yüzdesini seçme işleminin isteğe göre belirlenmesi, olasılıksal sınır yaklaşımının geniş bir kitle tarafından kabul görmediği anlamını ortaya çıkartmaktadır. Literatürde gürültü (noise) olarak adlandırılan istenmeyen etkiler probleminin çözümü için geniş kitle tarafından da benimsenmiş olan alternatif bir yaklaşım mevcuttur. Bu alternatif ise, stokastik sınır yaklaşımı olarak bilinen metottur.

2.2. Stokastik Sınır Üretim Fonksiyonu ve Modeli

Aigner, Lovel ve Schmidt ve Meeusen ve van den Broeck birbirlerinden bağımsız olarak stokastik sınır üretim fonksiyonu önermişlerdir. Bu yeni denklemde negatif olmayan rastgele değişken u_i ye rastgele hatayı göstermesi için v_i değişkeni eklenmiştir . Bu değişken eklenerek, Eş. 2.1 ve Eş. 2.2'nin beraber temsil ettiği model düzenlenerek, aşağıdaki biçim elde edilmiştir [7, 8].

$$\ln(y_i) = x_i\beta + v_i - u_i, \quad i=1,2,\dots,N, \quad (2.4)$$

Eş. 2.4'de yer alan tesadüfi hata v_i , ölçüm hatasını, havanın, şansın ve benzeri diğer tesadüfi faktörlerin etkileri ile modelde tanımlanmamış girdi değişkenlerinin, toplam etkilerinin, birlikte çıktı değişkeninin değeri üzerinde oluşturdıkları etkiyi yansıtmaktadır. Aigner, Lovell ve Schmidt v_i 'nin bağımsız ve özdeş dağılan sıfır ortalamalı ve σ_v^2 sabit varyansına sahip olan normal rastgele değişkenler olduğunu, bununla birlikte bağımsız ve özdeş dağılan üstel veya yarı normal rastgele tesadüfi değişkenler olan u_i 's'den bağımsız olduğunu varsayar [7].

Eş. 2.4 ile temsil edilen model, stokastik sınır üretim fonksiyonu olarak tanımlanır, çünkü çıktı değerleri stokastik (rastgele) değişken $e^{x_i\beta+v_i}$ tarafından üstten sınırlanır. Rastgele hata v_i pozitif veya negatif olabilir, ve böylece stokastik sınır çıktıları $e^{x_i\beta}$ e göre sınır fonksiyonunun belirleyici, rastgele olmayan bölümüne göre değişiklik gösterir.

2.2.1. En çok olabilirlik tahmini

Eş. 2.4'de tanımlanan stokastik sınır üretim fonksiyonundaki β ile ifade edilen parametreler en çok olabilirlik metodu ya da düzeltilmiş sıradan en küçük kareler metodunun Richmond tarafından ortaya konulan, değişik bir biçimi vasıtasıyla tahmin edilebilir [4]. Düzeltilmiş sıradan en küçük kareler metodu, en çok olabilirlik metodu kadar ölçümsel çaba gerektirmemektedir. En çok olabilirlik metodunun ölçümü, olabilirlik fonksiyonunun sayısal maksimizasyonunu gerektirir. Bununla birlikte, bu ayrım Greene tarafından geliştirilen LIMDEP ekonometri paketi, Coelli tarafından ortaya konan FRONTIER programı gibi bilgisayar yazılımlarının üretimi ve kullanılır hale getirilmeleri ile azalmıştır [9-11]. Bu iki yazılım da stokastik sınır modellerinin parametrelerinin en çok olabilirlik metodu ile tahminine olanak tanımaktadır.

En çok olabilirlik tahmincisi, asimptotik olarak, düzeltilmiş sıradan en küçük kareler tahmincisinden daha etkindir. Ancak iki tahmincinin özellikleri sonlu örneklerde analitik açıdan belirlenememektedir. Yarı normal sınır modelinin, sonlu örnek

özellikleri, Coelli tarafından yapılan bir Monte Carlo deneyinde incelenmiştir [12]. Bu deney sayesinde, en çok olabilirlik tahmincisinin, toplam varyans terimi içerisinde teknik etkin olmama etkilerinin payının büyük olması durumunda, düzeltilmiş sıradan en küçük kareler tahmincisinden daha anlamlı ve iyi bir tahminci olabileceği bulunmuştur. Bu sonuç dikkate alındığında, alışagelmış en çok olabilirlik yöntemlerinin varlığında, en çok olabilirlik tahmincisi mümkün olduğu sürece, düzeltilmiş sıradan en küçük kareler tahmincisine kıyasla, kullanımda öncelik kazanmalıdır. Bu noktada stokastik sınır modelinin parametreleri için gerekli olan, en çok olabilirlik tahmincilerinin elde edilışinde izlenen adımlar ele alınmalı ve tartışılmalıdır. Bu tartışma teknik etkin olmama etkileri için yarı normal dağılım konusunu içermektedir. Çünkü bu durumun denemeli uygulamalarda sıkça karşılaşıldığı varsayılmaktadır.

Aigner, Lovell ve Schmidt Eş. 2.4 ile temsil edilen modeli ele alıp düzenleyerek, logaritmik olabilirlik fonksiyonunu türetmişlerdir. Üretilen bu fonksiyonda u_i 's nin bağımsız ve özdeş dağılan $N(0, \sigma^2)$ ile tanımlanan normal rastgele bir değişkenin kesikli haline sahip olduğu varsayılmaktadır. Sıfır noktasında bu kesikli durum meydana gelmektedir. Ayrıca, u_i 's bağımsız ve özdeş dağılan $N(0, \sigma_v^2)$ ile tanımlanan v_i 's'den bağımsızdır. Aigner, Lovell ve Schmidt iki varyans parametresi bakımından, olabilirlik fonksiyonunu ifade ettiler. Bu fonksiyon ile aşağıdaki eşitliklerin geçerli olduğunu ortaya koymuşlardır [7].

$$\sigma_s^2 \equiv \sigma^2 + \sigma_v^2 \quad (2.5)$$

$$\lambda \equiv \sigma / \sigma_v \quad (2.6)$$

Battese ve Corra [13] ise aşağıda yer alan eşitliğin kullanılması gerektiğini belirtmişlerdir.

$$\gamma \equiv \sigma^2 / \sigma_s^2 \quad (2.7)$$

Eş. 2.7’de yer alan γ parametresinin 0 ile 1 arasında değer almasından dolayı kullanılması gerektiği vurgulanmıştır. Özellikle, Battese ve Corra’nın bu önerisinde λ parametresinin negatif olmayan her değeri alabilmesi de etkilidir. Ayrıca γ parametrezasyonu en çok olabilirlik tahminlerini elde etmek için yapılan araştırmada, avantajlara sahiptir. Çünkü γ için parametre uzayı uygun bir başlangıç değeri için iterative (tekrarlı) maksimizasyon algoritmasını sağlamada araştırılabilir. Battese ve Corra logaritmik olabilirlik fonksiyonunu bu parametrezasyon açısından aşağıdaki denklem ile göstermişlerdir [13].

$$\ln(L) = -\frac{N}{2} \ln(\pi/2) - \frac{N}{2} \log(\sigma_s^2) + \sum_{i=1}^N \ln[1 - \phi(z_i)] - \frac{1}{2\sigma_s^2} \sum_{i=1}^N (\ln y_i - x_i \beta)^2 \quad (2.8)$$

Eş. 2.8 ile ilgili bir dönüşüm söz konusudur. Bu dönüşüm aşağıda gösterildiği gibidir:

$$z_i = \frac{(\ln y_i - x_i \beta)}{\sigma_s} \sqrt{\frac{\gamma}{1 - \gamma}} \quad (2.9)$$

Eş. 2.9’de yer alan dönüşüme ek olarak, Eş. 2.8’de yer alan ifade düzenlenirken, $\phi(\cdot)$ standart normal rastgele değişkeninin dağılım fonksiyonu olarak kabul edilmektedir.

β, σ_s^2 ve γ ’nın en çok olabilirlik tahminleri, Eş. 2.8’de ifade edilen logaritmik olabilirlik fonksiyonunun maksimumunun bulunması ile elde edilir. En çok olabilirlik tahmin edicileri sürekli ve asimptotik olarak etkindirler [7]. Frontier 4.1 bilgisayar programı en çok olabilirlik tahminlerini Eş. 2.8 ile elde etmede kullanılabilir.

2.2.2. Ortalama teknik etkinliğin tahmin edilmesi

Stokastik sınır üretim fonksiyonunun ilk önerilişinden sonra, modelin parametreleri tahmin edilmiştir. Bununla birlikte piyasayı oluşturan karar verme birimlerinin ortalama teknik etkinliği belirlenmiştir. Bu belirlenmelerin her ikisi de kesitsel verileri içeren farklı uygulamalarda ele alınmıştır. Başlangıçta firmaların kendine ait olan teknik etkinlik değerlerinin tahmin edilemeyeceği iddiası ortaya atılmıştır. Ancak, daha sonra bunun doğru olmadığı anlaşılmıştır.

Teknik etkinliğin matematiksel beklenen değeri (ortalaması) aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir.

$$TE_i = e^{-u_i} \quad (2.10)$$

Eş. 2.10'da yer alan ifade, teknik etkin olmama etkileri için dağılım varsayımları verildiğinde hesaplanabilir. Eğer u_i bağımsız ve özdeş dağılan yarı normal rastgele değişkenler ise, teknik etkinliğin beklenen değeri aşağıdaki şekilde gösterilmektedir.

$$E[e^{-u_i}] = 2[1 - \phi(\sigma_s \sqrt{\gamma})] (e^{-\gamma \sigma_s^2 / 2}) \quad (2.11)$$

Ortalama teknik etkinlik için en çok olabilirlik tahmin edicisi, ilgili parametreler için en çok olabilirlik tahmin edicilerini yerine koyarak, yukarıda yer alan Eş. 2.11 vasıtasıyla elde edilmektedir.

Örnek karar verme birimlerinin kendilerine ait teknik etkinlikleri tahmin edilebildiği için, ortalama teknik etkinliğin alternatif tahmin edicisi, örnek karar verme birimlerinin kendilerine ait teknik etkinliklerinin aritmetik ortalamasının hesaplanması ile mümkün olabilmektedir. Ancak, aritmetik ortalama en iyi bir tahmin edici olmayabilir. Çünkü örnek firmaların önemszenmesi gereken düzeyde farklı işlem büyüklükleri olabilir ya da populasyon içerisinde basit tesadüfi örnekleme ile elde edilemeyebilir.

2.2.3. Karar verme birimi düzeyindeki teknik etkinliklerin kestirimi

Bilindiği üzere i . firma için teknik etkinlik Eş. 2.10'da tanımlanmaktadır. Bu ifade teknik etkin olmama etkisini ifade eden, gözlenemeyen u_i terimini içermektedir. Stokastik sınır modelindeki parametre vektörü β 'nın gerçek değeri bilinse dahi, sadece aşağıda ifade edilen fark gözlemlenebilirdi.

$$e_i \equiv v_i - u_i \quad (2.12)$$

Sonuç olarak, tanımsal olarak ifade edilirse, u_i nin en iyi kestirimi $v_i - u_i$ bilindiğinde u_i nin koşullu beklenen değeridir. Bu sonuç Jondrow, Lovell, Materov ve Schmidt tarafından ortaya konulan stokastik sınır modelinde ortaya konmuş ve uygulanmıştır [14]. Aşağıdaki sonuç türetilmiştir.

$$E[u_i / e_i] = -\gamma e_i + \sigma_A \left\{ \frac{\phi(\gamma e_i / \sigma_A)}{1 - \phi(\gamma e_i / \sigma_A)} \right\} \quad (2.13)$$

Eş. 2.13 ile ilgili birtakım dönüşümler söz konusudur. Bunlar aşağıda gösterildiği gibidir.

$$\sigma_A = \sqrt{\gamma(1 - \gamma)\sigma_S^2} \quad (2.14)$$

$$e_i = \ln(y_i) - x_i \beta \quad (2.15)$$

Eş. 2.14 ve Eş. 2.15'de ifade edilen dönüşümlere ek olarak, Eş 2.13'de yer alan ifade düzenlenirken, $\phi(\cdot)$ standart normal rastgele değişkenin yoğunluk fonksiyonu olarak kabul edilmektedir.

Ayrıca, u_i 'nin işlemsel kestirimi, Eş. 2.13'deki bilinmeyen parametrelerle, en çok olabilirlik tahmin edicilerinin veya düzeltilmiş sıradan en küçük kareler tahmin

edicilerinin yer deęiřtirmesini ierir. Jondrow i. firmanın teknik etkinlięinin ařaęıdaki řekilde hesaplanması gerektięini ortaya koymuřtur [14].

$$1-E[u_i/e_i] \quad (2.16)$$

Dięer arařtırmacılar, teknik etkinlięin Eř. 2.16’da yer alan ilgili kestirimin u_i ’nin yerine konması ile elde edilebileceęini belirtmiřlerdir. Ayrıca, e^{-u_i} ifadesinde u_i ’nin yerine konması ile, Battese ve Coelli e^{-u_i} ifadesinin en iyi kestiriminin ařaęıdaki ifade ile elde edilebileceęini vurgulamıřlardır [15].

$$E[e^{-u_i} / e_i] = \frac{1 - \phi(\sigma_A + \gamma_i / \sigma_A)}{1 - \phi(\gamma_i / \sigma_A)} e^{(\gamma_i + \sigma_A^2 / 2)} \quad (2.17)$$

Bu kestirim, Eř. 2.13’de yer alan e^{-u_i} deki u_i yi kestirim iin kullanılan ifadeden farklı deęer vermektedir. Bu durum, rastgele deęiřkenin doęrusal olmayan fonksiyonunun beklenen deęerinin, rastgele deęiřkenin beklenen deęerinin fonksiyonuna eřit olmamasının özel bir sonucudur. Bu sonu ařaęıdaki řekilde ifade edilebilir.

$$\{E[g(x)] \neq g(E[x]) \text{ doęrusal olmayan fonksiyon } g(.) \text{ iin}\} \quad (2.18)$$

Frontier bilgisayar programında uygulanan teknik etkinlik kestirimi, Eř. 2.17’de yer alan bilinmeyen parametrelerin yerine, en ok olabilirlik tahminlerinin konması ile elde edilmektedir.

2.2.4. Stokastik sınır modeli ile ilgili testlerin hipotezleri

Eř. 2.4 ile temsil edilen sınır modeli iin, modelde teknik etkin olmama etkisinin hi bulunmaması boř hipotezinin testi, boř ve alternatif hipotezleri oluřturup, daha sonra bunları deęerlendirilerek mmkn olabilir. Bu noktada ařaęıda gsterildięi

üzere, boş ve alternatif hipotezler kurularak değerlendirilmenin başlangıcına ulaşılmış olur.

$$H_0: \sigma^2 = 0 \quad (2.19)$$

$$H_1: \sigma^2 > 0 \quad (2.20)$$

Yukarıda belirtildiği üzere, H_0 boş hipotezine karşı, H_1 alternatif hipotezi oluşturulmuştur. Burada σ^2 , u_i 'nin dağılımını elde etmek için, sıfır noktasında kesikli olan, kesintiye uğrayan normal dağılımın varyansıdır. Eğer bu varyans sıfır ise, o zaman tüm u_i ler sıfır olur. Bu da tüm firmaların tamamen etkin olduğunu ifade eder. Eş. 2.19 ve Eş. 2.20'de oluşturulan hipotezler, farklı test istatistikleri kullanarak test edilebilirler. Wald istatistiği σ^2 için, en çok olabilirlik tahmin edicisinin, σ^2 nin tahminlenmiş standart hatasına oranlanması ile bulunur. Bu istatistik veya onun çok az değişime uğramış hali, açık veya dolaylı olarak Aigner, Lovell ve Schmidt tarafından ilk uygulanişından beri stokastik sınır modelini içeren neredeyse tüm deneysel analizlerde tatbik edilmiştir. Aigner, Lovell ve Schmidt, Amerikan ana maden endüstrisinden gelen verilerin analizini modelde uygulandıklarında, Wald istatistiğinin önemsiz bir değere sahip olduğunu bulmuşlardır [7]. Bir çok durumda, hipotezlerin eşdeğer kümelerinden biri düşünülmektedir. Örneğin aşağıda bunu ifade eden benzer 2 durum gösterilmektedir.

$$H_0: \lambda = 0 \quad (2.21)$$

$$H_1 : \lambda > 0 \quad (2.22)$$

$$H_0: \gamma = 0 \quad (2.23)$$

$$H_1 : \gamma > 0 \quad (2.24)$$

Bu düşünce yapısının oluşumunda, stokastik sınır modelinin tahmininde kullanılan parametrezasyona bağlı kalma etkili olmaktadır [13]. Battese ve Corra parametrezasyonu benimsendiği için, γ terimini içeren hipotezler de Eş. 2.23 ve Eş. 2.24’de belirtilmektedir.

Wald testi için, γ tahmininin yine γ ’nın tahminlenmiş standart hatasına oranı hesaplanır. Eğer $H_0: \gamma = 0$ boş hipotezi doğru ise yani gerçekleşirse, bu istatistik standart normal rastgele değişken gibi asimptotik dağılır. Bununla beraber, test tek yanlı test edilmelidir, çünkü γ negatif değerler alamaz.

Monte Carlo çalışmasını kullanarak, Coelli Wald testinin çok sağlıklı ölçme özelliklerine sahip olduğu sonucuna varmıştır. Burada karşılaşılan nokta, birincil tip hata olasılığı olarak nitelendirilmektedir. Örneğin 100 gözlem içeren bir örnekleme, Wald testinin arzu edilen ölçüsü, $\alpha = 0.05$, boş hipotezi %20 oranında reddetmek için gözlemlenmiştir. Oysaki gerekli oran %5 olarak ifade edilmektedir. Coelli tek yanlı genelleştirilmiş olabilirlik oran testinin en çok olabilirlik tahmini içerdiğinde uygulanması gerektiğini ortaya koymuştur. Çünkü bu test kurala uygun ve doğru ölçüye sahiptir [12].

2.2.5. Tek yanlı genelleştirilmiş olabilirlik oran testi

Tek yanlı genelleştirilmiş olabilirlik oran testi, boş ve alternatif hipotezler altında, modelin tahminini gerektirir. Boş hipotez altında, $H_0: \gamma = 0$ iken, model u_i teknik etkin olmama etkisi terimi olmayan geleneksel ortalama tepki fonksiyonuna eşittir. Test istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır.

$$LR = -2\{\ln[L(H_0)/L(H_1)]\} = -2\{\ln[L(H_0)] - \ln[L(H_1)]\} \quad (2.25)$$

Bu ifadede, $L(H_0)$ ve $L(H_1)$ olabilirlik fonksiyonunun, boş ve alternatif hipotezler altındaki değerlerini sırasıyla ifade etmektedir.

Eğer H_0 doğru ise, bu test istatistiğinin sınırlama sayısını içeren serbestlik derecesine eşit, asimptotik dağılan ki-kare rastgele değişkeni olarak dağıldığı varsayılmaktadır. Yine de, $H_0: \gamma = 0$ boş hipotezini test etmede zorluklar ortaya çıkar. Çünkü $\gamma = 0$, γ için mevcut olan parametre uzayı sınırının üzerinde yer almaktadır. Bu durumda, eğer $H_0: \gamma = 0$ doğru ise, genelleştirilmiş olabilirlik oran istatistiği LR, ki-kare dağılımlarının karışımı olan bir asimptotik dağılıma sahiptir. Aşağıdaki şekilde ifade edilebilir [12].

$$LR = \frac{1}{2} \chi_0^2 + \frac{1}{2} \chi_1^2 \quad (2.26)$$

Bu tek yanlı genelleştirilmiş olabilirlik oran testi için, kritik değeri hesaplamak oldukça kolaydır. Yani $H_0: \gamma = 0$ boş hipotezine karşı $H_1: \gamma > 0$ alternatif hipotezinde kritik değeri hesaplamak zorluk teşkil etmez. Bu durumda α büyüklüğünde testi sınamak için, kritik değer $\chi_1^2(2\alpha)$ değerine eşittir. Bu değer χ_1^2 tesadüfi değişkeni tarafından 2α 'ya eşit bir olasılıkla geçilir. Böylece, tek taraflı genelleştirilmiş olabilirlik oran testinin α büyüklüğünde sınaması aşağıda özetlenmiştir.

Bu sınamanın ifadesi “reddet $H_0: \gamma = 0$ boş hipotezini $H_1: \gamma > 0$ alternatif hipotezi lehine genelleştirilmiş olabilirlik oran istatistiği LR $\chi_1^2(2\alpha)$ değerini aşarsa(geçerse)” gibidir. Bu yüzden $\alpha = 0.05$ büyüklüğünde testi sınamak için, kritik değer, eğer sınırlama sayısı 1 ise, ki-kare dağılımı ile hesaplanan değer olan 3,84 değil, Eş. 2.26 'daki formülün hesaplanması ile elde edilen 2,71 değeridir.

2.3. Stokastik Sınır Modeli ve Kesikli Normal Dağılım

Stokastik sınır modeli ile ilgili ortak bir tartışma konusu da, teknik etkin olmama etkilerini gösteren u_i için, herhangi bir dağılım biçiminin seçilmesine dair ön açıklama olmamasıdır. Yarı normal ve üstel dağılım keyfi seçimlerdir. Her iki

dağılım da sıfır noktasında tepe değerine sahip olduğu için, bu durum etkin olmama etkilerinin yüksek olasılıkla sıfırın komşuluğunda olduğunu göstermektedir. Bu durum, diğer taraftan göreceli olarak yüksek teknik etkinliği de göstermektedir. Uygulamada, etkin karar verme birimleri ile karşılaşmıştır. Ancak, etkin olmayan karar verme birimleriyle de karşılaşmak olasıdır.

Birkaç araştırmacı bu tartışmaya yanıt vermek için incelemeler yaptılar. Bu tartışmaya dair yanıt oluşturmak için, daha genel dağılım biçimleri tanımladılar. Örneğin, kesikli normal ve iki parametrelili gama dağılımları teknik etkin olmama etkileri için tanımlanmıştır [16, 17]. Bu iki dağılım, geniş bir alanı kapsayan dağılımsal şekillerin aralığına olanak tanır. Örneğin, sıfır içermeyen tepe değerleri ile beraber, bir değerini içermeleri bu durumu kanıtlamaktadır. Fakat, bu durum hesaplama karmaşıklığından kaynaklanan maliyetlere neden olur. Kesikli normal dağılımın, gama dağılımına nazaran daha az sayıda hesaplama gücünü çektiği görülmektedir. Genelleştirilmiş kesikli normal dağılım, hem LIMDEP hem de FRONTIER programlarında uygulanmaktadır.

Kesikli normal dağılım, yarı normal dağılımın genelleştirilmiş halidir. Ortalaması μ ve varyansı σ^2 olan normal dağılımın sıfır noktasında kesiğe uğramış hali ile elde edilir. Eğer μ daha önceden sıfır olarak tanımlanmış ise, o zaman dağılım yarı normaldir. Dağılım farklı biçimler alabilir. Farklı biçimler alması büyüklük ve μ 'nün işaretine bağlıdır.

Kesikli normal stokastik sınırın tahmini, μ parametresi ile birlikte modelin diğer parametrelerinin tahminini içerir. Modelin parametrelerinin en çok olabilirlik tahmini için gerekli olan logaritmik olabilirlik fonksiyonu ilk kez Stevenson tarafından önerilmiştir [16]. Firmaların teknik etkinliklerinin uygun kestirimleri için tanımlamalar Battese ve Coelli'de ortaya konmuştur [15].

Stokastik sınır üretim fonksiyonları üzerine yapılan birçok uygulamalı çalışma, genelleştirilmiş kesikli normal modelin spesifikasyonları veri olarak mevcut iken,

basit yarı normal modelin, verinin uygun bir temsili olduğunu varsayan boş hipotezini test etmektedir.

Bu durum $H_0: \mu = 0$ boş hipotezi test edilerek değerlendirilebilir. Burada test işlemi Wald testi veya genelleştirilmiş olabilirlik oran testi kullanılarak kolaylıkla yapılabilmektedir.

2.3.1. Kesikli normal modelde tek yanlı genelleştirilmiş olabilirlik oran testi

Eğer boş hipotez, yani modelde teknik etkin olmama etkilerinin bulunmadığını öne süren , hipotez doğru ise, o zaman genelleştirilmiş olabilirlik oran istatistiği ki-kare dağılımlarının karışımı olarak asimptotik bir şekilde dağılmıştır. Bu durumda, %5 önem seviyesinde karma ki-kare dağılımı için kritik değer 5,138 dir. Bu değer χ^2_2 dağılımı için %5 önem seviyesindeki uç değer olan 5,199 değerinden küçüktür. Bu değer birkaç çalışmada kritik değer olarak kullanılmıştır. Örneğin, Battese ve Coelli [15]. 5,138 kritik değeri Kodde ve Palm'da yer alan Tablo 1'den alınmıştır [18]. Bu testin stokastik sınır modellerindeki daha detaylı kullanımı hakkındaki bilgi Coelli ve Battese'de yer almaktadır [19].

2.4. Alternatif Fonksiyonel Biçimler

Cobb-Douglas fonksiyonel biçimi, sınır modellerin deneysel tahminlerinde ortak olarak kullanılmaktadır. Basitliği ve kolay anlaşılır oluşu, çok etkileyici bir özelliğidir. Logaritmik dönüşüm, girdilerin logaritmalarında doğrusal (lineer) oldukları modeli sağlamaktadır. Bu yüzden Cobb-Douglas biçimini tahmin etmek kolaydır. Ne var ki, bu kolaylık birkaç sınırlayıcı özellikle etkileşim halindedir ve sınırlayıcı özelliklerin etkisi altındadır.

Cobb-Douglas üretim fonksiyonu sabit girdi esnekliklerine sahiptir. Örnekteki tüm karar verme birimleri için sabit ölçeğe göre getiriye sahiptir. Üstelik, Cobb Douglas fonksiyonu için ikame esnekliği değeri 1 dir.

Birkaç alternatif fonksiyonel biçim de sınır modelleri ile ilgili literatürde kullanılmaktadır. Bunlardan en popüler olan iki tanesi, translog [20] ve Zellner-Revankar genelleştirilmiş üretim fonksiyonu olarak ifade edilmektedir [20, 21]. Bunlardan Zellner-Revankar biçimi ölçeğe göre getiri kısıtlamasını ortadan kaldırmaktadır [21]. Translog biçimi ise, ölçeğe göre getiri veya ikame olanakları üzerine hiçbir kısıtlama yüklememektedir [20]. Fakat çoklu bağlantıya duyarlı olma ve serbestlik derecesi problemleri gibi dezavantajları mevcuttur. Bu problemlerden sistem tahmin edicilerini kullanılarak sakınılabılır. Bunların hesaplanması çok karmaşıktır. Bir takım ek problemleri de beraberinde getirmektedir.

Birçok çalışma, hem Cobb-Douglas fonksiyonel biçimini, hem de translog fonksiyonel biçimini tahmin etmiştir. Daha sonra da verinin temsili açısından, translog modelinin spesifikasyonları mevcut iken, Cobb-Douglas biçiminin uygun olduğunu ortaya koyan boş hipotezi test etmişlerdir. Bu hipotez, genelleştirilmiş olabilirlik oran testi kullanılarak, test edilebilir. Genelleştirilmiş oran testi hakkında Griffiths, Hill, Judge detaylı bilgiler sunmaktadır [22].

2.5. Panel Veri Modelleri

Eğer, belli bir sayıdaki firma, belli bir süre zarfında gözlemlenirse, o zaman elde edilen veriye panel veri denir. Stokastik sınır modellerin tahmininde, panel verinin, kesit verisine göre, bazı avantajları vardır. Panel verinin kullanılabilirliği, parametrelerin tahmini için çok sayıda serbestlik derecesinin olduğunu göstermektedir. Daha da önemlisi, panel veri, hem teknik değişimin, hem de teknik etkinlikteki zamanla oluşan değişimin eş zamanlı incelenmesine olanak tanımaktadır. Ancak bunun gerçekleşmesi için, teknik değişimin uygun bir parametrik model tarafından tanımlanmış olması, stokastik sınır modelindeki teknik etkin olmama etkilerinin stokastik olmaları ve belirlenen dağılıma sahip olmaları gerekmektedir.

Pitt ve Lee, Aigner, Lovell ve Schmidt tarafından oluşturulan yarı-normal modelin panel veri versiyonunu tanımladılar. Bu model aşağıda yer alan eşitliklerde tanımlanmaktadır [23].

$$\ln(y_{it}) = x_{it}\beta + v_{it} - u_{it}, \quad i=1,2,\dots,N; \quad t=1,2,\dots,T; \quad (2.27)$$

Eş. 2.27’da yer alan y_{it} , i. firma için t. zaman periyodundaki çıktı değerini göstermektedir. Öte yandan, x_{it} ise $(1 \times K)$ lık girdilerin değerlerini gösteren vektördür. Diğer değişkenler uygun bir fonksiyonel biçimle ilişkilidir. Örneğin, Cobb-Douglas modelindeki fonksiyonel biçimle ilişkili olabilirler. β ise tahmin edilecek bilinmeyen skaler parametrelerin $(K \times 1)$ lik vektörüdür. Ayrıca, v_{it} ’s tesadüfi(rastgele) hatalardır. Bağımsız ve özdeş dağıldıkları varsayılır. Ortalaması sıfır varyansı σ_v^2 olan normal dağılıma sahiptirler ve u_{it} ’s den bağımsızdırlar. Burada, u_{it} ’s modeldeki teknik etkin olmama etkileridir.

Değişik durumlar, panel veri modelinde u_{it} ’s nin dağılımı için varsayılmıştır. İlk basit modelde, onların bağımsız ve özdeş dağılan tesadüfi (rastgele) değişkenler oldukları tanımlanmıştır. Bu durum, belirli bir firma üzerinde ek gözlemler elde etmenin, daha çok firma için gözlemler elde etme karşısında, belirli zaman dilimlerinde dikkate değer avantajlar getirmediğini göstermektedir. İkinci basit model ise teknik etkin olmama etkilerinin zamanla değişmez olduklarını varsaymaktadır. Bu basit model aşağıdaki eşitliklerde ifade edilmektedir.

$$u_{it} = u_i, \quad i=1,2,\dots,N; \quad t=1,2,\dots,T \quad (2.28)$$

Orijinal olarak Stevenson tarafından önerilen Eş. 2.28’de ifade edilen modeli, Battese ve Coelli genişletmişlerdir [15, 16]. Böylece u_i ’s genelleştirilmiş kesikli normal dağılıma sahip olmuştur. Battese, Coelli ve Colby ek olarak dengesiz panel veriye izin vermek için, modeli genişletmişlerdir [24]. Zaman (T) büyüdükçe, teknik etkin olmama etkilerinin zamandan bağımsız olduğu varsayımını sağlamak,

oldukça zor hale gelmektedir. Üretim sürecindeki yöneticilerin daha önceki tecrübelerinden birtakım şeyler öğrenmiş olmaları beklenmektedir. Böylece, onların teknik etkin olmama etkilerinin, zamanla değişiklik göstereceği varsayılmaktadır.

Kumbhakar panel veri için, bir stokastik sınır modeli tavsiye etmiştir. Bu modelde teknik etkin olmama etkileri zamanla sistematik olarak değişmekteydi. Zamanla değişen tanımlamasına göre oluşturulan model aşağıda yer aldığı gibidir [25].

$$u_{it} = [1 + e^{(bt+ct^2)}]^{-1} u_i \quad (2.29)$$

Bu modelde, ayrıca u_i 's nin yarı normal dağılıma sahip olduğu, b ile c nin tahmin edilmesi beklenen, bilinmeyen parametreler oldukları düşünülmüştür. Kumbhakar, modelin en çok olabilirlik tahmini kullanarak tahmin edilmesi gerektiğini tavsiye etmiştir. Fakat, daha önce hiçbir deneysel uygulama girişiminde bulunulmamıştır. Battese ve Coelli, Kumbhakar modeline alternatif bir model önermişlerdir [26]. Bu alternatif modelde u_{it} 's, zamanın üstel fonksiyonu olarak varsayılmıştır ve bu model sadece bir tane bilinmeyen parametreden oluşmaktadır.

Schmidt ve Sickles panel veri kullanılabilir ve mevcut iken, etkin olmama etkileri için, belirli bir dağılım tanımlamaya hiç gerek olmadığını gözlemlemişlerdir [27]. Çünkü, modelin parametreleri geleneksel panel veri metotlarından olan, sabit etkiler tahmini (kukla değişkenler) veya hata bileşenleri tahmini ile tahmin edilebilmektedir. Sabit etkiler yaklaşımında, tüm firma etkileri sıfır veya negatif olarak tahmin edilsin diye, en büyük tahmin edilen firma keseni (intercept), kesen parametresini tahmin etmek için kullanılabilir. Örnek firmaların teknik etkinliklerinin ölçümleri en etkin firmalara göre elde edilebilmektedir.

Geleneksel panel veri metotlarının stokastik sınır tahminlerinde kullanımı, daha sık kullanılan en çok olabilirlik metotlarına göre belirli avantaj ve dezavantajlara sahiptir. Geleneksel panel veri yaklaşımları üzerinde odaklanan tartışma, etkin olmayan ve etkin olan tüm karar verme birimlerinin tahmin edilen sınırın şekli

üzerinde eşdeğer (eşit) etkiye sahip olmalarıdır. Ancak, en çok olabilirlik tahmini kullanıldığında ise, tahmin edilen sınırın şekli üzerinde en çok etkiye en etkin karar verme birimleri sahiptir. Bununla beraber, regresyon değişkenleri ile etkin olmama etkilerinin bağımsız olmadığına dair elimizde güçlü nedenler varsa, o zaman, sabit etkiler panel veri modeli bu durumla ilişkilendirilebilir. Bu da geleneksel panel veri modelinin sağladığı bir avantajdır. En çok olabilirlik tahmini ise, etkin olmama etkileri ile regresyon değişkenlerinin birbirinden bağımsız olduğunu varsaymaktadır.

Cornwell, Schmidt ve Sickles ve Lee ve Schmidt, Schmidt ve Sickles modelinin genelleştirilmiş şeklini zamanla değişen etkin olmama etkilerini hesaplamak için önermişlerdir [28, 29]. Cornwell, Schmidt ve Sickles farklı zamanlarda, farklı karar verme birimleri için, kesen (intercept) parametrelerinin zamanın karesel bir fonksiyonu olduğunu tanımlamışlardır [28]. Ayrıca, burada zaman değişkenleri firmaya özgü parametrelerdir. Lee ve Schmidt değişik zamanlarda, firmalar için teknik olmama etkilerinin, firmanın üretimi ve zaman etkileri tarafından tanımlandığını belirtmişlerdir [29]. Firma etkinliklerinin zamanla gösterdiği değişkenliğini belirten Cornwell, Schmidt ve Sickles ve Lee ve Schmidt tarafından önerilen modeller, Kumbhakar ve Battese ve Coelli tarafından önerilen modellerden daha esneklerdir [25, 26, 28, 29]. Ancak, bu daha çok parametre tahmini maliyetini de beraberinde getirmektedir.

2.6. Zamanla Değişen Etkin Olmama Modeli

Battese ve Coelli panel veri için stokastik üretim sınır fonksiyonundaki teknik olmama etkilerini gösteren zamanla değişen bir model önermişlerdir [26].

Teknik etkin olmama etkileri aşağıdaki eşitliklerde tanımlanmaktadır.

$$u_{it} = \{ e^{[-\eta(t-T)]} \} u_i, \quad i=1,2,\dots,N; \quad t=1,2,\dots,T; \quad (2.30)$$

Eş. 2.30 ile ifade edilen modelde, u_i 's özdeş ve bağımsız dağılan, genelleştirilmiş kesikli normal tesadüfi değişken olarak varsayıldı. Öte yandan η ise tahmin edilmesi gereken bilinmeyen skaler parametre olarak düşünülmüştür.

Eş. 2.30'da ki denkleminin spesifikasyonunda, eğer i . firma panelin son periyodunda gözlenirse, yani period T de gözlenirse, o zaman $u_{iT} = u_i$ olur. Çünkü $t=T$ olduğu zaman, üstel fonksiyon $e^{[-\eta(t-T)]}$ bir değerine sahiptir. Bu yüzden, u_i , i . firma için panelin son periyodundaki teknik etkin olmama etkisi olarak düşünülebilir. Paneldeki daha önceki periyotlar için ise, teknik etkin olmama etkileri i . firma için panelin son periyodundaki teknik etkin olmama etkilerinin üstel fonksiyon $e^{[-\eta(t-T)]}$ değeri ile çarpımına eşittir. Burada üstel fonksiyonun değeri η parametresine ve panelin son periyotundan önceki Periyot sayısına $-(t-T)=T-t$ değerine bağlıdır. Eğer parametre η pozitif ise, o zaman $[-\eta(t-T)] = \eta(T-t)$ olur. Bu değer negatif değildir ve böylelikle $e^{[-\eta(t-T)]}$ değeri 1 den küçük olamaz, bu da $u_{it} > u_i$ olduğunu gösterir. Ters durumda, eğer $\eta < 0$ ise, $u_{it} < u_i$ olur.

Zamanla değişen etkin olmama modelinin bir başka özelliği de teknik etkin olmama etkilerinin, farklı firmalar için herhangi bir t zaman periyodunda üstel fonksiyona sahip olmalarıdır. Yani $e^{[-\eta(t-T)]} = e^{[\eta(T-t)]}$ değerine eşit olmasıdır. Bu durumda, firmaya özgü etkin olmama etkileri, panelin son periyotundaki durumuna uygun bir hal almaktadır ve u_i 's haline dönüşmektedir. Bu da teknik etkin olmama etkilerinin şiddetine göre, firmaların sıralamasının tüm zaman periyotlarında aynı olduğunu göstermektedir. Bu nedenle, model göreceli olarak, başlangıçta etkin olmayan firmaların, ilerleyen periyotlarda, geçmişe nazaran etkinlik düzeylerinde herhangi bir artış olma ihtimalini hesaba katmamıştır.

Zamanla değişen etkin olmama modelinde, diğer bir özel durum $\eta=0$ olduğu durumda Eş. 2.30 ile ifade edilen modelin, zamanla değişmeyen model şekline dönüşmesidir. Zamanla değişen etkin olmama modelinin tanımı verildiği takdirde, teknik etkin olmama etkilerinin zamanla hiçbir değişiklik göstermediğini ortaya

koyan hipotezini test etmek mümkün olmaktadır. Bu hipotez aşağıdaki eşitliklerde ifade edilmektedir.

$$H_0: \eta=0 \quad (2.31)$$

$$H_1: \eta \neq 0 \quad (2.32)$$

Eş. 2.27 ve Eş. 2.30'da yer alan genel sınır modelleri verildiği zaman, bileşik $H_0: \eta=\mu=0$ hipotezi sayesinde, stokastik sınırın yarı normal dağılıma sahip ve zamanla değişmeyen teknik etkin olmama etkilerine sahip olduğu test edilebilir. Bu bileşik hipotez ile ilgili ifadeler aşağıdaki eşitliklerde yer almaktadır.

$$H_0: \eta=\mu=0 \quad (2.33)$$

$$H_1: \eta=\mu \neq 0 \quad (2.34)$$

Frontier programında, hata bileşenleri modeli seçildiği takdirde, Eş. 2.27 ve Eş. 2.30 ile başlayan modellere ilişkin değerler elde edilebilir.

Zamanla değişen etkin olmama modelinin diğer bir avantajı, teknik etkin olmamadaki zamanla ortaya çıkan değişmelerin, teknik değişimden ayrılıyor olabilmesidir. Bu durum teknik değişimin, sınır fonksiyonunda x_{it} vektörü olarak uygun bir şekilde tanımlanması ile mümkündür. Sadece, teknik etkin olmama etkilerinin stokastik ve belirlenen dağılımlara sahip olduğu durumlarda, teknik değişim ile teknik etkin olmamadaki zamanla oluşan değişimler arasındaki ayrım mümkün olabilir.

2.7. Etkin Olmama Etkilerini Modelleme

Yapılan bazı deneysel çalışmalar, örneğin, Pitt ve Lee ve Kalirajan, tahminlenen stokastik sınırdan elde edilen tahmin edilmiş etkin olmama etkilerini, karar verme birimine özgü faktörler üzerine (örneğin, karar verme biriminin büyüklük düzeyi,

karar verme biriminin yaşı ve yöneticinin eğitim düzeyi gibi) ikinci aşama bir analizde regrese ederek, piyasadaki karar verme birimleri arasında, teknik etkin olmama etkilerinin belirleyicilerini ortaya koymuşlardır [23, 30]. Fakat yine de iki aşamalı bu yaklaşımda çok önemli bir problem sözkonusu olmuştur. İlk aşamada, Jondrow yaklaşımını kullanım amacıyla ve teknik etkin olmama etkilerine ait değerleri tahmin etmek için, etkin olmama etkilerinin bağımsız ve eş (benzer) dağıldıkları varsayılmıştır [14]. Bununla beraber ikinci aşamada, tahmin edilen etkin olmama etkilerinin firmaya özgü faktörlerin bir fonksiyonu olduğu varsayılmıştır. Bu durum, faktörlere ait tüm katsayılar aynı anda sifıra eşit olmazsa, tahmin edilen etkin olmama etkilerinin eş dağılmadıklarını göstermektedir.

Kumbhakar, Ghosh ve McGuckin ve Reifschneider ve Stevenson bu uyumsuzluk ve çelişkiyi dikkate almışlardır [31, 32]. Etkin olmama etkilerinin, firmaya özgü bazı faktörlerin açık bir fonksiyonu olarak tanımlandığı stokastik sınır modelleri oluşturmuşlardır. Bununla beraber, tüm parametreler tek aşamalı en çok olasılık prosedürü içerisinde tahmin edilmiştir. Battese ve Coelli tüm yaklaşımları panel veriyi de dikkate alma amacı doğrultusunda genişletmişlerdir [33]. Bu noktada, panel veri, teknik etkin olmama değişimlerinin ve zamanla ortaya çıkan teknik değişimlerin ayrı bileşenleri ile birlikte, teknik etkin olmama etkilerinin düzeyini etkilediğine inanılan faktörlerin parametrelerinin tahminine olanak tanımaktadır. Bu model tanımlaması Frontier programında da uygulanmıştır.

Battese ve Coelli tarafından önerilen model stokastik sınır modelinde teknik etkin olmama etkilerini açıkça belirtilmiştir. Bu modelde teknik etkin olmama etkilerinin bağımsız ama eş (benzer) dağılmayan, negatif olmayan, tesadüfi (rastgele) değişkenler oldukları varsayılmıştır. Ayrıca, i . firma için t . periyotta, teknik etkin olmama etkisi, u_{it} , $N(\mu_{it}, \sigma^2)$ dağılımının kesmesinden elde edilmiştir [33]. Burada ayrıca aşağıdaki eşitlik söz konusu olmaktadır.

$$\mu_{it} = z_{it} \delta, \quad (2.35)$$

Eş. 2.35'in içerisinde yer alan ifadeler aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

z_{it} : Gözlemlenebilen açıklayıcı değişkenlerin $(1 \times M)$ lik vektörüdür. Bu gözlemlenebilen açıklayıcı değişkenlerin değerleri değişmez, sabit değerlerdir.

δ tahmin edilmeye çalışılan bilinmeyen skaler parametreleri içeren $(M \times 1)$ lik vektörü temsil etmektedir. Genelde bu vektörün kesin parametresini de içermesi beklenmektedir.

Eş. 2.35'deki denklem, teknik etkin olmama etkilerinin dağılımlarını elde etmek için sıfır noktasında kesikli bir hal alan normal dağılımların ortalamalarının aynı olmadığını, fakat normal dağılımların ortalamalarının, parametrelerin ortak vektörünün ve gözlemlenebilen değişkenlerin değerlerinin fonksiyonları olduklarını göstermektedir. Model açıkça basit bir temel üzerine kurgulanmıştır. Tesadüfi değişkenler (v_{it} s) arasındaki mümkün olabilecek korelasyon yapılarını hesaba katmamakta, tesadüfi değişkenler ve teknik etkin olmama etkilerinde ortaya çıkan heterokedastisite (değişen varyans) yapısını dikkate almamaktadır.

Etkin olmama modeli ve stokastik sınır için, logaritmik olabilirlik fonksiyonu, Battese ve Coelli de modeldeki farklı parametrelere karşılık gelen logaritmik olabilirlik fonksiyonlarının birinci parçalı türevleri ile gösterilmektedir [34]. Bu gösterimler aşağıdaki gibi varyans parametreleri açısından ifade edilmektedirler.

$$\sigma_s^2 = \sigma_v^2 + \sigma^2 \quad (2.36)$$

$$\gamma = \sigma^2 / \sigma_s^2 \quad (2.37)$$

Eş. 2.37'de yer alan γ parametresi sıfır ile bir arasında değer alabilmektedir.

Stokastik sınır modelin en çok olabilirlik tahmini, Frontier programı içerisinde programlanmıştır ve model 2 olarak veya teknik etkinlik etkileri modeli olarak adlandırılmaktadır.

Eş. 2.27 ve Eş. 2.35’de tanımlanan denklemlerde, dikkat edilmeye değer 2 durum vardır. Birincisi, eğer tüm δ parametreleri ve de skaler parametre γ sıfıra eşit ise, model bu durumda ortalama tepki fonksiyonuna eşit olma halini almaktadır. Bu durumda ortaya çıkan model sıradan en küçük kareler regresyonu ile etkin olarak tahmin edilebilmektedir. İkincisi, eğer tüm δ parametreleri intercept (kesim) parametresi haricinde sıfıra eşit ise, sınır model Aigner, Lovell ve Schmidt tarafından önerilen stokastik sınırın panel veri versiyonu haline dönüşmüş olmaktadır [7].

Bu iki boş hipotezin testi ve diğer ilgili mevzular, genelleştirilmiş olabilirlik oran test istatistiği ile elde edilebilmektedir.

Boş hipotez $H_0: \gamma = \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_{(M-1)}$ için genelleştirilmiş olabilirlik oran testi, tam sınır modelini tahmin etmek için logaritmik olabilirlik fonksiyonu değerlerini kullanarak, doğrudan Frontier programınca hesaplanabilmektedir. Genelleştirilmiş olabilirlik oran testi, sadece üretim fonksiyonunun parametrelerini tahmin etmek için, sıradan en küçük kareler metodunu kullanarak elde edilebilmektedir. Diğer bir deyişle, etkin olmama modeli açıklayıcı değişken içermemektedir.

Ayrıca, i. firma için t. zaman periyodunda teknik etkinlik aşağıdaki eşitlikte gösterildiği üzere tanımlanmaktadır..

$$TE_{it} = e^{-u_{it}} \quad (2.38)$$

Bu değerlerin kestirimi Frontier ‘de programlanmıştır.

2.8. Dualite ve Tahsis Etkinliklerini Modelleme

Yukarıdaki bölümlerde tartışmalar genel olarak, sınır üretim fonksiyonlarının tek denklem metotları kullanarak elde edilmesi üzerine olan bakış açısını yansıtmaktadır. Oysa stokastik sınır modellerinde ikili biçimler de ele alınmaktadır.

Üretim teknolojisinin, maliyet ve kar fonksiyonlarının ikili (dual) biçimlerinin ele alınmasının üç temel nedeni bulunmaktadır. Bunlar aşağıda yer aldığı gibidir:

1. Alternatif (değişik) davranışsal durumları göstermek ve yansıtmak. (örneğin, maliyet minimizasyonu.)
2. Çeşitli, birçok, çoklu çıktıları hesaba katmak.
3. Hem tahsis etkinliğini hem de teknik etkinliği eş zamanlı olarak tahminlemek.

Üretim fonksiyonunun doğrudan tahmininde iki durumdan biri dikkate alınmaktadır. Bunlar:

- a) Firmanın yöneticileri ya girdi düzeyleri sabitlenmiş ya da bu mevcut girdi düzeyleri veri iken, çıktıyı maksimize etmekle uğraşmaktadırlar,
- b) Yöneticiler girdi düzeylerini ve çıktı düzeylerini, beklenen karı (gerçek kardan ziyade) maksimize etmek için seçerler.

Eğer, alınması gereken çıktı fiyatlarına dair bir belirsizlik varsa ve /veya örneğin tarım sektöründe bir yönetici üretim kararları alırken, üretilmesi gereken çıktı miktarına dair bir belirsizlik varsa, o zaman gerçek kar maksimizasyonundan ziyade beklenen kar maksimizasyonu varsayımı uygun olabilmektedir.

Bununla beraber maliyet fonksiyonunun daha sıklıkta bir uygunluk içerdiği görülebilmektedir. Örneğin; eğer, bir güç istasyonunun belli bir yılda, belli bir

düzeyde çıktı üretmesi gerekiyorsa, stokastik maliyet biçimini tahmin etmek daha uygun olabilmektedir.

Burada oluşturulabilecek denklem aşağıda yer aldığı biçimdedir.

$$\ln c_i = C(y_i, w_i, \beta) + v_i + u_i, \quad i=1,2,\dots,N; \quad (2.39)$$

Eş. 2.39'da yer alan ifadeler aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

c_i : Denklemden, i . firmanın gözlenen üretim maliyetini ifade etmektedir.

$C(\cdot)$: Uygun bir fonksiyonel biçimdir. (Cobb-Douglas veya translog gibi)

y_i : Çıktı miktarıdır.

w_i : $(K \times 1)$ lik dışsal girdi fiyatlarının vektörüdür.

β : tahmin edilmesi gereken bilinmeyen parametrelerin vektörüdür.

u_i : negatif olmayan maliyet etkin olmama etkisidir (genelde yarı normal veya kesikli normal dağılıma sahip olduğu varsayılmaktadır.)

Burada dikkat edilmesi gereken husus, etkin olmama etkisi u_i 'nin üretim fonksiyonu halindeki gibi çıkarılmak yerine, maliyet sınırına toplamsal etki yaratacak şekilde eklenmiş olmasıdır. Bunun sebebi maliyet fonksiyonunun minimum maliyeti temsil etmesi, öte yandan üretim fonksiyonunun maksimum çıktıyı temsil etmesidir.

Bu noktada, u_i 's maliyet etkinliğinin düzeyi üzerine bilgi sağlamakta ve i . firmanın tümsel (genel sonuçtaki) ekonomik etkinliği (EE_i) hakkında bilgi vermektedir. Bu sınır, minimum maliyetinin ($u_i=0$ ile elde edilen) gözlenen maliyete oranlanması ile hesaplanabilmektedir. Bu da aşağıdaki denklemde gösterildiği gibidir.

$$EE_i = e^{-u_i} \quad (2.40)$$

Eş. 2.40'da yer alan ölçü sıfır ile bir arasında sınırlanmaktadır. Stokastik üretim sınırı durumunda hesaplanan, TE_i (Teknik Etkinlik) ifadesine benzer şekilde tahmin edilebilmektedir. Tümsel ekonomik etkinliği (EE_i), teknik ve tahsis etkinliği (TE_i ve AE_i) bileşenlerine ayrıştırmanın çeşitli yolları vardır.

Eş. 2.39'deki maliyet sınır denkleminin parametreleri standart ekonomik metotlar kullanarak da elde edilebilmektedir. Çünkü y_i ve w_i nin dışsal olarak belirlendikleri varsayılmıştır. Schmidt ve Lovell buhar gücü ile elektrik üreten fabrikalar için bir Cobb-Douglas teknolojisi tanımlamışlardır ve yarı normal stokastik maliyet sınırının düzeltilmiş sıradan en küçük kareler tahmin edicileri ya da en çok olabilirlik tahmin edicileri kullanarak, stokastik üretim sınırlarına benzer tarzda tahmin edilebileceğini göstermişlerdir. Maliyet sınırı için olabilirlik fonksiyonu, düzeltilmiş sıradan en küçük kareler tahmin edicileri, üretim fonksiyonundaki yapıdan çok küçük farklılıklar göstermektedir. Birkaç işaretli değişiklikler ve farklılıklar gibi. Schmidt ve Lovell detaylı bir şekilde bu durumu ifade etmektedir [35]. Hem LIMDEP hem de FRONTIER, maliyet sınırlarını tahmin etmek için kullanılabilmektedir.

Toplam maliyet etkinlikleri (EE_i), eğer tahmin edilen maliyet fonksiyonu tarafından kapsamlı üretim fonksiyonu açıkça türetilbiliyorsa, teknik ve tahsis unsurlarına ayrıştırılabilmektedir. Bu işlem ancak Cobb-Douglas biçimi kullanıldığı zaman mümkün olabilmektedir.

Bu durumda teknik etkinlik, türetilen üretim fonksiyonuna göre hesaplanmaktadır. Tahsis etkinlikleri aşağıdaki ifadeye göre tahmin edilebilmektedir.

$$AE = \frac{EE}{TE} \quad (2.41)$$

Bu ifade aşağıdaki eşitlikten elde edilebilmektedir.

$$EE = AE * TE \quad (2.42)$$

Maliyet fonksiyonunu ve faktör talep denklemlerini içeren en çok olabilirlik sistemleri tahmin edicisi, maliyet fonksiyonunun parametrelerinin tek denklem tahmin edicilerine göre daha etkin tahmin edicilerini sağlamaktadır.

Sistemler yaklaşımı, tahsis etkinsizliğini açıkça hesaba katma avantajı sağlamaktadır. Bu faktör talep denklemlerinin hata terimlerinde gösterilmektedir ve hata terimlerinde yansıtılmaktadır. Bu durum, maliyet minimizasyonu için, birinci sıra koşulların ihlallerini temsil etmektedir.

Sistemler yaklaşımının basit bir örneği için; bir çıktı ve iki girdi içeren translog maliyet fonksiyonu aşağıda yer aldığı biçimde ele alınabilmektedir.

$$\begin{aligned} \ln c_i = & \beta_0 + \beta_1 \ln w_{1i} + \beta_2 \ln w_{2i} + \beta_3 \ln y_i + \beta_{12} \ln w_{1i} \ln w_{2i} + \beta_{13} \ln w_{1i} \ln y_i + \beta_{23} \ln w_{2i} \ln y_i \\ & + (1/2)[\beta_{11}(\ln w_{1i})^2 + \beta_{22}(\ln w_{2i})^2 + \beta_{33}(\ln y_i)^2] + v_i + u_i. \end{aligned} \quad (2.43)$$

Shephardın Lemma yaklaşımı kullanılarak elde edilen girdi talep denklemleri, translog durumundaki pay denklemleridir. Bu iki girdi örneği için, denklemler aşağıda ifade edilmektedir.

$$(w_{1i}x_{1i} / c_i) = \beta_1 + \beta_{11} \ln w_{1i} + \beta_{12} \ln w_{2i} + \beta_{13} \ln y_i + \varepsilon_{1i} \quad (2.44)$$

$$(w_{2i}x_{2i} / c_i) = \beta_2 + \beta_{12} \ln w_{1i} + \beta_{22} \ln w_{2i} + \beta_{23} \ln y_i + \varepsilon_{2i} \quad (2.45)$$

Yukarıdaki denklemler, ilgili girdi için bağımlı değişkenlerin toplam maliyet içindeki paylarını içermektedir. Buradaki ε_{ji} 's ler muhtemelen, hem tahsis hatalarını hem de gürültüyü içeren hata terimleridir.

Genel olarak değerlendirilirse, maliyet sınır yaklaşımı, önemli bir gelişme olarak görülmektedir. Çünkü, dışsal çıktıların ve içsel girdilerin olabilirliğini hesaba katmakta ve dikkate almaktadır. Teknik etkinsizliğin ve tahsis etkinsizliğinin ölçülmesine izin vermektedir. Ayrıca, çok girdiyi hesaba katma amacına yönelik olarak kolayca genişletilebilmektedir.

Fakat, bununla beraber aşağıdaki problemlerle karşılaşmaktadır.

a) Maliyet sınır yaklaşımı, elde edilebilir girdi-fiyat verisi gerektirmektedir. Girdi-fiyat verisi, karar verme birimi arasında değişmelidir. Birçok durumda, bir endüstri içindeki firmalar ya aynı fiyatlarla karşı karşıya gelirler, ya da; aynı fiyatlarla karşılaşmalar bile, fiyat verisini elde etmek oldukça zordur.

b) Sınır sistemleri tahmin edicisi, henüz herhangi bir bilgisayar paket programında işler veya otomatik olarak hesaplanabilir hale dönüştürülemedi. O nedenle, kişi bu hususla ilgili bazı durumlarda SAS veya Fortran kullanarak kod yazma ihtiyacı hissetmektedir.

c) Burada toplam maliyet etkinliğini tahsis ve teknik etkinliğe ayırtmak, belli bir fonksiyonel biçimin kullanımı ile sınırlanmıştır. Burada ele alınan üretim fonksiyonu Cobb Douglas biçiminde türetilmektedir. Örneğin, kişi translog biçiminde daha esnek fonksiyonel biçimler tanımladığında, burada ele alınan üretim fonksiyonu türetilmemektedir. Bu ayırtma metodu artık mümkün değildir. Bu durumda, Kopp ve Diewert, ve bunun yenileştirilmiş Zeischang tarafından bir metot önerilmiştir. Bu metot, maliyet etkinliklerini teknik ve tahsis unsurlarına ayırtmak için kullanılabilir [36, 37]. Bu metot ikili sonuçları kullanarak türetilmekte ve K-1 adet doğrusal olmayan ilişkilerin sayısal çözümünü içermektedir. Bunlar önemsiz olmayan hesaplamalar değildir. Kolay içinden çıkılabilecek hesaplamalar değildir. Ayrıca LIMDEP veya FRONTIER de otomatik olarak hesaplanamazlar.

d) Maliyet sınırlarını tahmin etmek için, sistemler yaklaşımı ile ilgili temel problem; girdi talep denklemlerinin hata terimlerindeki tahsis etkinsizliği (Eş. 2.44

ve Eş. 2.45'deki ε_{ji} 's bölümünü oluşturan) ile maliyet sınırında gözüken tahsis etkinsizliği hatası (Eş. 2.43'deki u_i bölümü) arasındaki bağlantıyı temsil etmek için, uygun bir yolu seçmek ile ilgilidir. Bu problem araştırmacıların çoğunluğunu memnun edecek şekilde çözümlenememektedir, ve bu meselenin nasıl iyi bir şekilde çözümlendirileceğine dair tartışmalar devam etmektedir.

Bu durumda ele alınması gereken yaklaşım, maliyet minimizasyonu varsayımı sözkonusu ve uygun fiyat verisi elde mevcut iken, maliyet fonksiyonunu, tek denklem en çok olabilirlik metodu kullanarak tahmin etmektir. Bu yöntem ile tahmin hem LIMDEP hem de FRONTIER de otomatik olarak hesaplanabilmektedir. Maliyet etkinliklerini ayırtırmak ise yukarıda belirtilen iki metottan birisini kullanarak yerine getirilebilmektedir.

Genelde, ikili sınır literatüründe daha çok maliyet minimizasyonu varsayımı yapılmaktadır. Kar maksimizasyonunu içeren sınır çalışmalarının örneklerini Ali ve Flinn çalışması içermektedir. Bu çalışmada üretim sınırları için kullanılan aynı metotlar, tek denklem kar sınırı tahmin edilirken de kullanılmıştır [38]. Kumbhakar, Ghosh ve McGuckin ise kar maksimizasyonu varsayımı altında en çok olabilirlik sistemler tahmin edicisini tanımlamışlardır ve açık bir biçimde ifade etmişlerdir [31].

2.9. Stokastik Sınır Analizinin Avantajları ve Dezavantajları

Teknolojik gelişme hızının ve teknik etkinlik düzeyinin ölçülmesinde farklı yöntemler kullanılmaktadır. En yaygın olarak kullanılan yöntemler veri zarflama yöntemi ve stokastik sınır analizidir. İki yöntemin de çeşitli üstünlükleri ve zayıf yanları bulunmaktadır. Veri zarflama yönteminin en önemli üstünlükleri, birden fazla çıktı olduğu durumlarda da kullanılabilmesi ve üretim sınırının biçimine ilişkin belirli bir varsayım gerektirmemesidir. Buna karşın stokastik üretim sınırı yaklaşımında sadece bir çıktı kullanılmakta, birden fazla çıktı olduğu durumda çıktılar toplulaştırılarak kullanılmakta ve üretim sınırına ilişkin belirli bir

fonksiyonel biçim, genellikle Cobb-Douglas benzeri olan biçim veya translog fonksiyonel biçimi, varsayılmaktadır. Bu kısıtlarına karşın stokastik üretim sınırı yaklaşımı, sapma gösteren gözlemlerden daha az etkilenmekte ve istatistiksel analize uygun sonuçlar elde edilmesine olanak tanımaktadır.

Stokastik sınır analizi, karar verme birimlerinin kaynakları etkin olarak kullanamadığı gerçeğini kabul etmektedir. Bazı karar verme birimlerinin en iyi teknoloji tarafından tanımlanan üretim sınırının altında üretim yaptığını varsaymaktadır. Karar verme birimlerinin, üretim sınırı tarafından tanımlanan düzeyde üretim yapamamasının temelde iki nedeni vardır. İlk olarak, stokastik yapıyı oluşturan nedenlerdir. Çalışmadaki ülkelerin futbol takımlarını bu açıdan değerlendirsek, iklim şartları, hakem kararları, cezalı oyuncu durumları, beklenmedik sakatlıklar vb. durumların takımın ulaşabileceği etkinlik seviyesine ulaşamamasına neden olabileceğini gözlemlemekteyiz. İkinci olarak ise; karar verme birimleri tam etkin olarak çalışmadığı için beklenen üretim düzeyinin altında kalabilmektedirler. Bu açıdan ise, karar verme birimlerini temsil eden futbol ülkelerinin takımlarının oyun içinde savunma, defans, atak açısından, bir başka deyişle oyun içi performansla dayalı etmenler açısından başarılı olamamaları örnek gösterilebilmektedir. Bu noktada karar verme biriminin etkinlik hesaplamalarında, tesadüfi yapı da dikkate alındığı için, stokastik sınır analizinin istatistiksel sonuçları yansıtma bakımından daha iyi bir yöntem olduğu söylenebilir.

Bunlara ek olarak, zamanla çıktı miktarında değişim profili olma etkisini kapsamına almayan veri zarflama analizi yaklaşımının, ön yargılı olduğu söylenebilir. Ayrıca karar verme birimleri, tahsis etkinliğini başarmak amacıyla çok ileri zamanlar için, optimal girdi ve çıktıları seçmeye ve belirlemeye çalışmaktadırlar. Ancak, gelecekteki fiyatlar ve talep, her zaman tam bir kesinlikte bilinmediği için, yapılan herhangi bir tahsis planı kısmen stokastik bir hal almaktadır. Sonuç olarak, bütün bunlar, etkinlik analizlerinde ve performans değerlendirmelerinde tesadüfi yapının dikkate alınması gerektiğini göstermektedir. Dolayısıyla, stokastik sınır analizi gün geçtikçe uygulamalarda daha çok kullanılan bir yöntem olmaktadır [39].

2.10. Çalışmada Kullanılan Model

Bu çalışmada, stokastik sınır modellerinden hata unsurlu model ile teknik etkinlik etkileri modeli vasıtasıyla stokastik üretim sınırı tahmin edilmektedir. Stokastik sınır yaklaşımının ilk türü olan stokastik üretim sınırına ilişkin Cobb Douglas benzeri tam logaritmik bu modelin seçilme nedeni; diğer modellere göre daha kolay olması, değişkenler arasındaki etkileşim etkileri ve benzeri yapıları tanımlama gereği içermemesidir. Çalışmada, translog üretim sınırına ilişkin modelin seçilmeme nedeni; translog üretim sınırına ilişkin değişkenler arası etkileşim etkilerinin ya da benzeri fonksiyonel yapıların oluşturulması ve tanımlanması gerekliliğidir. Bu noktada bir tercih sözkonusu iken, diğer model türlerinden herhangi birisini ise çalışmamızın yapısı gereği seçememekteyiz. Çalışmamızda finansal modeller yer almadığı için, stokastik maliyet sınırına ilişkin tam logaritmik model seçilememektedir. Battese ve Coelli tarafından Eş. 2.30 ve Eş. 2.35’de tanımlanan modeller ise ancak panel veriler kullanıldığı takdirde seçilebilmektedir. Bu modellerde birden fazla zaman periyodu sözkonusudur. Oysa bizim çalışmamız sadece tek bir periyodu, 2006 yılını içermekte ve 31 ülkeye ait kesit verilerini kullanmaktadır. Bu çalışmada, savunma, hücum ve kaleci modellerinin tahmininde, stokastik üretim sınırına ilişkin Cobb Douglas benzeri tam logaritmik modeller tercih edilmektedir.

2.11. Stokastik Sınır Analizinin Uygulama Alanları

Çizelge 2.1. SSA'nın uygulama alanları

Uygulama Alanı	Uygulama Yılı	Uygulama Yeri	Çalışmanın Amacı
Eğitim	1999	İspanya	İspanya'nın Malaga Üniversitesinde Öğrencilerin zamanı etkin kullanımını stokastik sınır modeli ile ölçmek
Bankacılık	2006	Güney Afrika	Bankaların etkinliğini stokastik sınır analizi ile belirlemek
Otomobil	2001	Japonya	Otomobil imal ederken kullanılan kaynakların etkinliğini stokastik sınır yaklaşımı ile belirlemek
Sağlık	1996	Amerika	Hastanelerin maliyet etkinliğini bir panel stokastik sınır modeli ile ölçmek ve de etkinsizliğe neden olan faktörleri elde etmek
Pazarlama	2000	Portekiz	Stokastik maliyet sınır modeli ile Portekizdeki hipermarket perakende zincirinin etkinliğini değerlendirmek

Yukarıdaki çizelgede stokastik sınır analizi ile ilgili bazı uygulamalar ve bunlara ilişkin bilgiler yer almaktadır. Stokastik sınır analizi bir çok alanda uygulanmaktadır ve bu konu ile ilgili literatürde bir çok çalışma yer almaktadır. Stokastik sınır analizi son yıllarda gittikçe popüleritesini arttıran bir alandır. Stokastik sınır analizi yukarıda bahsedilen alanların dışında bir çok farklı alana da uygulanmaktadır. Stokastik sınır analizi ile yapılan çalışmaların genel özelliği, modelleme yaparken değişken belirleme sürecinin zorluğu ve uzun bir süreç içermeleridir. Ancak buna karşın, daha objektif sonuçlar içermeleri, etkinlik değerlendirmelerine tesadüfi yapıdan kaynaklanan nedenleri de katmaları, olaylara çok yönlü bakmayı sağlamaktadır. Bu yönüyle stokastik sınır analizinin çalışmacıya bir çok avantaj sağladığı söylenebilir. Ancak, stokastik sınır analizine başlamadan önce, seçilen alanın stokastik yapıya uygun olup olmadığı araştırılmalı ve incelenmelidir.

3. UYGULAMA

3.1. Araştırılan Problem

Bu çalışmada 2006 dünya kupasına katılan takımların oyuna dönük performansları araştırılmaktadır. Önerilen takım performans değerlendirme modeli, üç farklı parçadan oluşmaktadır. Bunlar; kaleci etkinliği, takım atak etkinliği, takım savunma etkinliği olarak nitelendirilmektedir. Futbolda takım performansı, oyunun üç parçasının, kaleci, savunma ve atak başarılarının bir bileşkesi olarak düşünülebilir. Bu durumu dikkate alarak, 2006 dünya kupasına katılan takımların performansı 2 ana aşamada hesaplanacaktır. Birinci aşamada takımların kaleci, savunma ve atak performansları bulunacaktır. Bu aşamada elde edilen istatistikler baz alınarak, kaleci, savunma ve atak için 3 ayrı model oluşturulacaktır. Burada oluşturulan modellerde sırasıyla kaleci, savunma ve atak etkinlik değerleri, takımlar bazında hesaplanacaktır. İkinci aşamada ise, takımların kaleci, savunma ve atak etkinlik değerlerinin her bir takım için ortalaması alınacak ve böylelikle takımların oyun eksenindeki tüm unsurları dikkate alan bileşke performansı hesaplanacaktır. Bu hesaplanan bileşke performans değerleri, takımların etkinlik açısından sıralanmasında dikkate alınacaktır.

Bu araştırmada, esas olarak, takımların oyun eksenindeki bileşke performans değerleri dikkate alınarak elde edilen sıralamalarının geçerliliğinin turnuva sonucunda gerçekleşen sıralama sonuçları ile test edilmesi amaçlanmaktadır. FIFA Dünya Kupası kısa bir süreci yansıtmaktadır. 1 aylık süre zarfında, turnuvada bir takım en fazla 7 maç yapabilmektedir. Dolayısıyla bu çalışmada yapılan değerlendirmeler sadece bu kısa süreci yansıtmaktadır. Çalışmada SSA'nın kullanılması nedeni ise, futbol oyununun sadece oyundaki istatistiklere dayandırılmaması ve içinde tesadüfiliği barındıran bir oyun olmasıdır. Takımların performans düşüşlerinde ve etkinsizliklerinde, oyun içinde meydana gelen tesadüflükler de neden olabilir. Bu tesadüflüklerin de etkinlik hesaplanırken dikkate alınması gerekmektedir. Hava şartları, hakem kararları, maç içinde gerçekleşmesi

olası futbolcu sakatlanmaları ve benzeri tesadüfi durumların da dikkate alınması ile takım performans hesaplaması SSA ile mümkün olmaktadır.

3.2. Futbolda Stokastik Sınır Analizi Literatür Araştırması

Literatürde Barros ve Leach, Kern ve Süßmuth, Ascari ve Gagnepain'in çalışmaları futbolda stokastik sınır analizi ile ilgilidir [40-42].

Barros ve Leach yaptıkları çalışmada 1998-2003 yılları arasındaki İngiltere Premier Lig'deki kulüplerin performanslarını belirlemek için, spor ve finansal değişkenleri birleştiren bir ekonometrik sınır yaklaşımı oluşturmuşlardır. Kulüplerin spor ile ilgili etkinlik skorlarını belirlemek için stokastik üretim sınır modeli, finansal değişkenlerle ilgili ilişkileri belirlemek için ise stokastik sınır maliyet modeli oluşturmuşlardır. Sonuç itibariyle, futbol etkinliğinde; kazanılan puanların yanı sıra, oyuncuların ücretleri, stadyumun parasal değeri, kulübün yıllık geliri ve maçlardaki ortalama seyirci sayısı gibi faktörlerin etkili olduğu görülmektedir. Bu çalışma futbol etkinliğini ölçerken, iki yönlü bir bakış açısı olması gerektiğini göstermektedir. Oyun içi başarı için belli bir üretim sınır yaklaşımı tercih edilirken, finansal değişkenler için ise bir maliyet sınırı önerilmektedir [40].

Kern ve Süßmuth 1999-2001 yılları arasındaki Alman kulüplerinin saha içi ve saha dışı performanslarını içeren bir ekonometrik model yapısı tanımlamışlardır. Bu yapıya uygun olacak şekilde bir translog fonksiyon üretilmiştir. Kulübün uluslararası organizasyonlara katılımı, şampiyonlar ligi ve ufa kupasına katılımı, kulübün taraftar sayısı, sezon arası yaptığı transfer sayısı ve sezon arası teknik direktör değişikliğine gitme durumu ve teknik direktör ile oyuncuların ücretlerini içeren değişkenler tanımlanmıştır. Bu değişkenlerle, kulübün geliri ve bu süreçte elde ettiği puanlarla arasındaki ilişkilerini içeren 2 adet model kurulmuştur. Sonuçta gelir ve skor üzerinde etkili olan değişkenler belirlenmiştir. Elde edilen anlamlı modeller ise takımların teknik etkinliklerinin tespitini sağlamıştır [41].

Ascari ve Gagnepain ise çalışmalarında, 1996-2003 yılları arasında İspanya ligindeki 1.ve 2.lig kulüplerini dikkate alarak İspanya futbol endüstrisinde bu dönemde ortaya çıkan mali kayıpları ortaya çıkarmaktadır. Eldeki veriler doğrultusunda kulüplerin bütçe, performans, talep durumları 3 ayrı model kurularak ve bu modelleri birbirleri ile ilişkilendirerek, eş zamanlı düşünerek, futbol endüstrisinin yapısı hakkında sonuçlara ulaşılmıştır. Bu çalışmaya göre, kulüplerin ortalama bütçelerinin yaklaşık % 45 ile %52 arasındaki kısmının mali kayıp olarak gerçekleştiği tespit edilmiştir [42].

Futbolda stokastik sınır analizi ile ilgili çalışmalar oldukça sınırlıdır. Ayrıca, futbolda stokastik sınır modellemesi ile ilgili etkinlik hesaplamalarını yaparken, muhakkak ekonomi ile ilgili bir model de yer almalıdır. Ancak, genelde futbol kulüplerinin finansal verileri açıklanmadığı için yapılan analizlerin kapsamı genişletilememekte, ekonomi ile ilgili değişkenlerin etkisi değerlendirilememektedir. Bu nedenle de stokastik sınır analizi ile ilgili çalışmalar genelde oyun içi performans ekseninde kalmakta, finansal faktörler değerlendirme altına alınamamaktadır. Finansal verilerin de kullanıldığı bu sınırlı sayıdaki çalışmada, veriler çok uzun sürede elde edilmişlerdir. Ancak çok genel değişkenlere ilişkin verilere ulaşılmıştır. Bu durum, futbolda stokastik sınır modelleri ile ilgili çok boyutlu analizlerin ilerleyen yıllarda finansal verilerin kapsamlı bir şekilde yayınlanması ile mümkün olacağını göstermektedir. Sonuç olarak, literatürde futbol ile ilgili stokastik sınır analizi çalışmasının oldukça az sayıda olduğu söylenebilir.

3.3. Veriler ve Değişkenler

Uluslararası futbol federasyonları birliği (Fransızca yazılımın baş harfleriyle, FIFA) 1904'te Fransa'nın öncülüğünde yedi avrupa ülkesi arasında kurulmuştur. Sonraki yıllarda Afrika ve Amerika kıtalarından katılımlar olmuştur. 1930 yılında geniş katılımı ilk dünya kupası yapılmıştır. Bu organizasyon futbol için yeni ve parlak bir çağın başlangıcıdır. Bugün FIFA 200'den çok spor birliğinin üst kuruluşudur [43].

FIFA dünya kupasına takımlar çeşitli bölgelerdeki elemelerden başarıyla geçtikten sonra katılabilmektedir. Bu, Avrupa (UEFA), Asya (AFC), Afrika (CAF), Kuzey-Orta Amerika ve Karayibler (CONCACAF), Okyanusya (OFC) ve Güney Amerika (CONMEBOL) bölgelerinden oluşmaktadır. Her bölge için değişik yolla farklı sayıda takım FIFA Dünya Kupasına katılma hakkı elde etmektedir: UEFA'dan 15, AFC'den 4, CAF'tan 5, CONCACAF'tan 3, OFC'den 0, CONMEBOL'dan 5 takım olmak üzere toplam 32 ülke 2002 FIFA Dünya Kupası'na katılmaya hak kazanmıştır [44]. 9 Haziran 2006 günü Münih'te Almanya – Kostarika maçıyla başlayan Dünya Kupası, 9 Temmuz 2006 günü Berlin'de oynanan İtalya – Fransa maçıyla sona erdi. Karşılaşmalar boyunca tutulan oyuncu ve takım istatistikleri FIFA'nın resmi sitesinde yer almaktadır [45]. Çalışmada bu istatistiklerden yararlanılmıştır.

3.3.1. Veriler ve takım bazında kaleci performansları

2006 FIFA Dünya Kupası kalecilerine ilişkin, çalışma sonucunda elde edilen anlamlı model oluşturulurken, kullanılan değişkenlerin ham verilerinin özet istatistikleri Çizelge 3.1'de görülmektedir.

Çizelge 3.1. Kaleci istatistikleri [45]

Kaleci	Takım	MinP	MP	GAA	SV
Joao Ricardo	Angola	270	3	0,67	21
Abbondanzieri Roberto	Arjantin	460	5	0,40	11
Franco Leonardo	Arjantin	50	1	1,00	1
Schwarzer Mark	Avustralya	270	3	1,33	7
Kalac Zeljko	Avustralya	90	1	2,00	1
Dida	Brezilya	441	5	0,40	19
Rogério Ceni	Brezilya	9	1	0,00	1
TizicJean-Jacques	Fildişi	180	2	2,00	8
Barry Boubacar	Fildişi	90	1	2,00	1
Porras Jose	Kostarika	270	3	3,00	15
Pletikosa Stipe	Hırvatistan	270	3	1,00	15
Cech Petr	Çek Cumhuriyeti	270	3	1,33	9
Mora Cristian	Ekvador	360	4	1,00	13

Çizelge 3.1. (Devam) Kaleci istatistikleri [45]

Robinson Paul	İngiltere	480	5	0,40	16
Casillas Iker	İspanya	270	3	1,33	6
Canizares Santiago	İspanya	90	1	0,00	4
Barthez Fabien	Fransa	660	7	0,43	14
Lehmann Jens	Almanya	600	6	0,83	13
Kahn Oliver	Almanya	90	1	1,00	7
Kingston Richard	Gana	360	4	1,50	22
Mirzapour Ebrahim	İran	270	3	2,00	13
Buffon Gianluigi	İtalya	690	7	0,29	27
Kawaguchi Yoshikatsu	Japonya	270	3	2,33	21
Lee Woon Jae	Kore	270	3	1,33	8
Zaid Mabrouk	Suudi Arabistan	270	3	2,33	15
Sanchez Oswaldo	Meksika	390	4	1,25	11
Van Der Sar Edwin	Hollanda	360	4	0,50	18
Bobadilla Aldo	Paraguay	263	3	0,33	15
Villar Justo	Paraguay	7	1	1,00	0
Boruc Artur	Polonya	270	3	1,33	13
Ricardo	Portekiz	660	7	0,71	25
Jevric Dragoslav	Sırbistan Karadağ	270	3	3,33	14
Zünerbuehler Pascal	İsviçre	390	4	0,00	18
Isaksson Andreas	İsveç	270	3	1,33	15
Shaabaan Rami	İsveç	90	1	0,00	1
Agassa Kossi	Togo	270	3	2,00	17
Boumnijel Ali	Tunus	270	3	2,00	12
Shovkovskyi Oleksandr	Ukrayna	480	5	1,40	18
Keller Kasey	Amerika	270	3	2,00	4

Çizelgedeki değişkenler

MinP: Turnuvadaki kalecilerin oynadıkları dakikaları ifade eden değişkendir.

MP: Turnuvadaki kalecilerin oynadıkları maç sayılarını gösteren değişkendir.

GAA: Turnuvadaki kalecilerin yedikleri gol ortalamalarını gösteren değişkendir.

SV: Turnuvadaki kalecilerin yaptıkları kurtuluş sayılarını ifade eden değişkendir.

FIFA web sitesinde 41 kaleciye ait istatistikler bulunmaktadır. Ancak Trinidad Tobago takımı turnuvada gol atamadığından dolayı, hücum açısından

değerlendirilmemiş, bu çalışmanın kapsamı dışında tutulmuştur. Dolayısıyla Trinidad Tobago takımının kaleci etkinliği de ölçülmemiştir, bu durumdan ötürü Trinidad Tobago takımı adına turnuvada kaleyi koruyan 2 kalecinin istatistikleri değerlendirme altına alınmamıştır.

Kaleci etkinliğine ilişkin anlamlı modeli oluştururken, Çizelge 3.1’de yer alan değişkenlerden yararlanılmıştır. Yöntemin doğru işleyişi için ve anlamlı modeli elde etmek için bu değişkenler anlamlı dönüşümlere uğratılmışlardır. Yeni değişkenler türetilmiştir. Dünya kupası eleme tabanlı olduğundan, tüm kaleciler liglerdeki gibi aynı sayıda maç yapmamaktadırlar. Bu yüzden kalecilerin maç başına yaptığı kurtarış sayısını ele almak, değerlendirmede anlamlılığı sağlayacağı için, SV (kurtarış sayısı) değişkenindeki değerleri, MP (oynanan maç sayısı) değişkeninin değerine oranlamak gerekmektedir. Ancak, çalışmada amacımız ülkeler bazında kaleci etkinliğini elde etmek olduğu için, turnuvada takımları adına oynayan kalecilerin yaptığı kurtarış sayılarının toplamının, maç sayısına oranlanması gerekmektedir. Örneğin; Arjantin milli takımının maç başına yaptığı kurtarış sayısını hesaplamak için, Arjantin milli takımının maçlarında yer alan iki kalecinin kurtarış sayıları toplanacak ve bu değer takımın turnuvada oynadığı maç sayısına oranlanarak, takım bazında maç başına kalecilerin yaptığı kurtarış sayısı hesaplanacaktır. Bu tabloda, MinP ile kalecilerin oynadığı dakika sayısını ifade eden değişkenin yer alma nedeni ise; takımın oynadığı toplam maç sayısını yanlış hesaplama ihtimalini ortadan kaldırmaktır. Tabloda takımın kalecilerinin oynadığı toplam maç sayısının, her zaman takımın oynadığı maç sayısına eşit olmadığı görülmektedir. Örneğin; Arjantin milli takımı kalecilerinin oynadığı maç sayıları toplanıldığında 6 değeri elde edilirken, kalecilerin MinP değerlerine bakıldığı zaman doğru değer olan 5 elde edilmektedir. Çünkü, Arjantin turnuvada grup maçlarında 3 tane 90 dakika, 2. tur ve Çeyrek finalde 2 tane 120 dakika olmak üzere 510 dakika yer almıştır. Dolayısıyla MinP değişkenine ait değerlerin dikkate alınması gerekmektedir.

Kaleci etkinliğine ilişkin anlamlı model, Çizelge 3.1’de yer alan değişkenlerin dönüşümleri ile 2 aşamada elde edilmiştir.

Kaleci etkinliđi anlamlı modeli için izlenen aşamalar

Aşama 1

Takımların kalecilerinin yaptıkları kurtarış sayıları (SV) toplanıp, MinP deđişkeninden elde edilen takımın oynadıđı maç sayısına oranlanması ile MPSV (maç başına yapılan kurtarış sayısı) deđişkeni elde edilmiştir.

Aşama 2

Kaleci etkinliđine ilişkin modelin çıktı ve girdi deđişkenleri, Çizelge 3.1’de yer alan deđişkenler , Aşama 1’de elde edilen deđişken ve aşağıda yer alan dönüşümler vasıtasıyla elde edilmişlerdir.

Kaleci etkinliđine ilişkin modeldeki deđişkenler

GAKM: Türetilen bu deđişken kaleci etkinliđine ilişkin modelin çıktı deđişkenidir. Aşağıdaki dönüşümler yardımıyla elde edilmiştir.

$$GAKM_i = \max(GAA) - GAA_i + 0,1 \quad , \quad i=1,2,...,31 \quad (3.1)$$

En çok yenilen gol ortalamasından, takımın yediđi gol ortalamasını çıkartıp, elde edilen değere, çok küçük bir değer eklenmesi ile türetilen deđişkendir. Bu noktada eklenilecek değer olarak 0,1 değeri seçilmiştir. Bu değerin; en düşük yenilen ortalama gol sayısı değerinden daha düşük bir değer olarak seçilmesine dikkat edilmiştir.

MPSVK: Türetilen bu deđişken kaleci etkinliđine ilişkin modelin girdi deđişkenidir. Aşağıdaki dönüşümler sayesinde elde edilmiştir.

$$MPSVK_i = MPSV_i - \min(MPSV) + 0,1 \quad , \quad i=1,2,...,31 \quad (3.2)$$

Kaleci etkinliğine ilişkin tahmin edilen model

Kaleci etkinliğine ilişkin elde edilen değişkenlerin, Frontier 4.1 programında uygulanması sonucunda aşağıdaki model tahmin edilmiştir.

$$\text{LnGAKM} = 1,12307 + 0,09264 \text{ LnMPSVK} \quad (3.3)$$

Modelin katsayıları açısından değerlendirilmesi

Katsayıların anlamlılığının incelenmesi

Çizelge 3.2. Kaleci modeli katsayı tablosu

Değişken	Anlamlılık Sınaması	Sonucun Yorumu
MPSVK	$t_{hes}=392,089 > t_{tab, \alpha=0.05, 29}=2.045$	$\alpha=0,05$ için katsayı anlamlı

Katsayıların yorumlanması

1) MPSVK değişkeni %1 arttığında GAKM değişkeni %0,092 artmaktadır. MPSVK değişkeni GAKM değişkenini pozitif etkilemektedir.

Modelle ilgili genel yorumlar

Bu modele göre elde edilen gamma değeri, en çok olabilirlik tahminleri ile 0,99 dur. Standart hatası ise 0,00000005 dir. $\gamma \equiv \sigma^2 / \sigma_s^2$ dir. $\sigma_s^2 \equiv \sigma^2 + \sigma_v^2$ Buradan, artık varyansının yaklaşık %99 kadar olan bölümünün etkin olmama etkisi u_i den kaynaklandığı söylenebilir. Yaklaşık % 1 kadar olan bölümü ise tesadüfi hata v_i den kaynaklanmaktadır. Tek yanlı olabilirlik oranı değeri $24,78 > 2,71$ (%5 deki kritik değer) olduğu için, model geleneksel average tepki fonksiyonuna eşit değildir. Geleneksel tepki fonksiyonu verinin yeterli bir temsilcisi değildir. Stokastik sınır modeli, stokastik üretim sınır modeline uymakla beraber, rastgele hata içermeyen belirleyici (deterministik) modelden çok farklı değildir.

Model sonucuna göre oluşan teknik etkinlikler

Çizelge 3.3. Kaleci modeli teknik etkinlik tablosu

Takım	Teknik Etkinlik	Modele Göre Sıralama
Fransa	0,9997	1
İsviçre	0,9997	2
İtalya	0,9338	3
İngilter	0,9256	4
Arjantin	0,9072	5
Brezilya	0,8968	6
Hollanda	0,8540	7
Portekiz	0,8177	8
Almanya	0,7990	9
Paraguay	0,7939	10
İspanya	0,7731	11
Angola	0,7632	12
Ekvador	0,7406	13
İsveç	0,7192	14
Hırvatistan	0,6936	15
Meksika	0,6821	16
Kore	0,6604	17
Çek Cumhuriyeti	0,6479	18
Avustralya	0,6432	19
Polonya	0,6151	20
Ukrayna	0,6096	21
Amerika	0,5757	22
Gana	0,5488	23
Fildişi	0,4412	24
Tunus	0,4232	25
İran	0,4189	26
Togo	0,4051	27
Suudi Arabistan	0,3164	28
Japonya	0,3026	29
Kostarika	0,1237	30
Sırbistan Karadağ	0,0290	31

Model sonucuna göre, elde edilen teknik etkinlik değerleri sıralanmış şekilde yukarıda yer almaktadır. 31 ülkenin bu kaleci modeli açısından ortalama etkinlik değeri 0,64 dür. 31 takımdan kaleci etkinliği açısından 19 takım bu modele göre ortalama etkinlik değerinin üzerindedir. Kaleci etkinliği açısından en etkin takım Fransa iken, kaleci etkinliği en düşük takım Sırbistan Karadağ takımıdır. Kaleci etkinliği açısından ilk 10 sırada yer alan 7 takım turnuvada çeyrek final oynama

başarısı gösterirken, son 10 sırada yer alan 9 takım ilk turda elenmiştir. Bu durum, kaleci etkinliğinin 2006 FIFA dünya kupasındaki takımların performansında yadsınamayacak derecede önem taşıdığını göstermektedir.

Tahmin edilen modele ilişkin Frontier 4.1 programı sayesinde elde edilen çıktı, ekler kısmında EK-1’ de yer almaktadır.

3.3.2. Veriler ve takım atak performansları

2006 FIFA Dünya Kupası takımları atak performansları ile ilgili anlamlı model oluşturulurken kullanılan değişkenlerin ham verilerinin özet istatistikleri Çizelge 3.4 ’de görülmektedir.

Çizelge 3.4. Takım atak istatistikleri [45]

Takım	MP	GFA	SOG	S	SP	LP
İtalya	7	1,71	48	83	2257	711
Fransa	7	1,29	35	77	2273	553
Gana	4	1	23	61	1311	353
Arjantin	5	2,20	26	53	1923	510
Almanya	7	1,86	50	113	2392	821
Portekiz	7	1	51	100	2547	674
Brezilya	5	2	37	68	2038	372
Angola	3	0,33	11	34	650	269
Çek Cumhuriyeti	3	1	17	35	907	324
Togo	3	0,33	12	27	693	270
Ukrayna	5	1	26	56	1444	592
Hırvatistan	3	0,67	12	33	710	245
Hollanda	4	0,75	26	50	1275	411
Tunus	3	1	8	19	746	294
Fildişi	3	1,67	23	49	1002	272
Ekvador	4	1,25	18	40	1356	375
İngiltere	5	1	29	67	1600	555
Avustralya	4	1,25	27	54	1339	360
Kostarika	3	1	11	28	911	292

Çizelge 3.4. (Devam) Takım atak istatistikleri [45]

Japonya	3	0,67	10	27	878	269
İsviçre	4	1	25	46	1420	423
İran	3	0,67	19	30	741	234
Paraguay	3	0,33	14	39	796	279
İsveç	4	0,75	24	49	1072	380
Amerika	3	0,33	4	21	834	328
Kore	3	1	16	36	945	319
Suudi Arabistan	3	0,67	9	26	805	235
Polonya	3	0,67	13	22	898	294
Meksika	4	1,25	21	46	1527	383
İspanya	4	2,25	35	69	1814	372
Sırbistan Karadağ	3	0,67	8	21	567	221

Atak etkinliği modeli için izlenen aşamalar

Aşama 1

Kısa pas sayısı (SP) ile uzun pas sayısı (LP) değişkeni toplanarak, MP(oynanan maç sayısı) değişkenine oranlanmış ve de SPLPR değişkeni elde edilmiştir. SOG (gollük şut sayısı) ve S (şut sayısı) değişkenleri de MP (oynanan maç sayısı) değişkenine oranlanmış ve de sırasıyla SOGR ve de SR değişkenleri elde edilmiştir.

Aşama 2

Atak etkinliğine ilişkin modelin çıktı ve girdi değişkenleri, ilk aşamada elde edilen değişkenler modelin girdi değişkenleri ve GFA değişkeninin aşağıda yer alan dönüşümü ile elde edilen yeni değişken çıktı değişkeni olmak üzere aşağıda ifade edilmişlerdir.

Atak etkinliğine ilişkin modeldeki değişkenler

GFAHM: Türetilen bu değişken atak etkinliğine ilişkin modelin çıktı değişkenidir.

Aşağıdaki dönüşümler yardımıyla elde edilmiştir.

$$GFAHM_i = GFA_i - \min(GFA) + 0,1 \quad , \quad i=1,2,...,31 \quad (3.4)$$

Takımının attığı gol ortalamasından, turnuvada en az gol atan takımın gol ortalamasını çıkarıp, çok küçük bir değer eklendiğinde elde edilen değişkendir. Bu noktada eklenilecek değer olarak 0,1 değeri seçilmiştir. Bu değer, en düşük atılan ortalama gol sayısı değerinden daha düşük bir değer olarak seçilmesine dikkat edilmiştir.

SPLPR: Modelin girdi değişkenlerinden biridir. Aşağıdaki dönüşümler yardımıyla elde edilmiştir.

$$SPLPR_i = (SP_i + LP_i)/(MP_i) , \quad i=1,2,...,31 \quad (3.5)$$

Kısa ve uzun pas sayısının toplamının, maç sayısına oranlanması ile elde edilen değişkendir.

SOGR: Modelin girdi değişkenlerinden biridir. Aşağıdaki dönüşümler yardımıyla elde edilmiştir.

$$SOGR_i = (SOG_i)/(MP_i) , \quad i=1,2,...,31 \quad (3.6)$$

Gollük şut sayısının, maç sayısına oranlanması ile elde edilen değişkendir.

SR: Modelin girdi değişkenlerinden biridir. Aşağıdaki dönüşümler yardımıyla elde edilmiştir.

$$SR_i = (S_i)/(MP_i) , \quad i=1,2,...,31 \quad (3.7)$$

Şut sayısının maç sayısına oranlanması ile elde edilen değişkendir.

Atak etkinliğine ilişkin tahmin edilen model

Atak etkinliğine ilişkin elde edilen değişkenlerin, Frontier 4.1 programında uygulanması sonucunda aşağıdaki model tahmin edilmiştir.

$$\text{LnGFAHM} = -12,89378 + 2,37205 \text{LnSPLPR} + 0,94519 \text{LnSOGR} - 1,0707 \text{LnSR} \quad (3.8)$$

Modelin katsayıları açısından değerlendirilmesi

Katsayıların anlamlılığının incelenmesi

Çizelge 3.5. Takım atak modeli katsayı tablosu

Katsayı	İlgili Değişken	Anlamlılık Sınaması	Sonucun Yorumu
B ₁	SPLPR	$t_{hes}=6,152 > t_{tab,\alpha=0,05, 27}=2,052$	$\alpha=0,05$ için katsayı anlamlı
B ₂	SOGR	$t_{hes}=2,559 > t_{tab,\alpha=0,05, 27}=2,052$	$\alpha=0,05$ için katsayı anlamlı
B ₃	SR	$ t_{hes} = 1,943 > t_{tab,\alpha=0,10, 27}=1,703$	$\alpha=0,10$ için katsayı anlamlı

Katsayıların yorumlanması

1) SPLPR değişkeni %1 arttığında GFAHM değişkeni %2,37 artmaktadır. (Diğer değişkenler sabitken)

2) SOGR değişkeni % 1 arttığında GFAHM değişkeni %0,94 artmaktadır. (Diğer değişkenler sabitken)

3) SR değişkeni % 1 arttığında GFAHM değişkeni %1,07 azalmaktadır. (Diğer değişkenler sabitken)

SPLPR ve SOGR değişkeni GFAHM değişkenini pozitif etkilerken; SR değişkeni GFAHM değişkenini negatif etkilemektedir. Diğer bir ifade ile; kısa ve uzun pas

sayısı ve gollük şut sayısına ilişkin değişkenler, takımın attığı gol ortalamasına ilişkin değişkeni pozitif etkilerken, şut sayısına ilişkin değişken, takımın attığı gol ortalamasına ilişkin değişkeni negatif etkilemektedir.

Modelle ilgili genel yorumlar

Elde edilen gamma değeri en çok olabilirlik tahminleri ile 0,99 dur. Standart hatası 0,000006 dır. $\gamma \equiv \sigma^2 / \sigma_s^2$ dir. $\sigma_s^2 \equiv \sigma^2 + \sigma_v^2$ Buradan artık varyansının yaklaşık %99 kadar olan bölümünün etkin olmama etkisi u_i den kaynaklandığı söylenebilir. Yaklaşık % 1kadar olan bölümü ise tesadüfi hata v_i den kaynaklanmaktadır. Tek yanlı olabilirlik oranı değeri $9,570 > 2,71$ (%5 deki kritik değer) olduğu için, model geleneksel average tepki fonksiyonuna eşit değildir. Geleneksel tepki fonksiyonu verinin yeterli bir temsilcisi değildir. Stokastik sınır modeli stokastik üretim sınır modeline uymakla beraber, rastgele hata içermeyen belirleyici (deterministik) modelden çok farklı değildir.

Model sonucuna göre oluşan teknik etkinlikler

Çizelge 3.6. Takım atak modeli teknik etkinlik tablosu

Takım	Teknik Etkinlik	Modele Göre Sıralama
Sırbistan Karadağ	0,9997	1
Fildişi	0,9661	2
Almanya	0,9610	3
Arjantin	0,8719	4
Tunus	0,8227	5
İtalya	0,7901	6
Fransa	0,7845	7
Brezilya	0,7494	8
Hırvatistan	0,7008	9
İspanya	0,6992	10
Gana	0,6617	11
Kostarika	0,6530	12
Ekvador	0,6412	13
Avustralya	0,6300	14
Suudi Arabistan	0,5821	15
Ukrayna	0,5501	16
Kore	0,5333	17
İngiltere	0,5254	18
Çek Cumhuriyeti	0,5203	19
Meksika	0,5097	20
İsveç	0,4681	21

Çizelge 3.6. (Devam) Takım atak modeli teknik etkinlik tablosu

Japonya	0,4349	22
İran	0,3902	23
Portekiz	0,3884	24
İsviçre	0,3548	25
Hollanda	0,3111	26
Polonya	0,2488	27
Angola	0,1986	28
Amerika	0,1768	29
Togo	0,1279	30
Paraguay	0,1263	31

Model sonucuna göre elde edilen teknik etkinlik değerleri sıralanmış şekilde yukarıda yer almaktadır. 31 ülkenin bu hücum modeli açısından ortalama etkinlik değeri 0,56 dır. 31 takımdan atak etkinliği açısından 15 takım, bu modele göre ortalama etkinlik değerinin üzerindedir. Atak etkinliği açısından en etkin takım Sırbistan Karadağ iken, atak etkinliği en düşük takım Paraguay takımıdır. Atak etkinliği en yüksek takım olan Sırbistan Karadağ takımının, turnuvadan ilk turda elenmesi bu sonucun geçerli olmadığına iddia edilmesine neden olabilmektedir. Ancak, futbol oyununun tesadüfiliği bu noktada ortaya çıkmaktadır. Futbol bir sonuç oyunudur. Takımlar bazen çok etkin maçlar çıkarmalarına rağmen, maçlarda gole ulaşamadıklarından üst turlara çıkmaları mümkün olmayabilir. Oluşturduğumuz modeldeki değişkenler açısından takım etkin çıkmış olabilir. Ancak bu noktada, hücumun futbolda performans değerlendirmesi açısından tek başına bir değerlendirme unsuru olmadığı ortaya çıkmaktadır. Ayrıca bu durum, dünya kupasının bir turnuva olması ve sürecinin kısa olmasının doğal bir sonucudur. Çünkü; bir takım, turnuvanın başlangıcında 3 maç yapmakta ve bunların sonucuna göre gruptan bir üst tura çıkmakta ya da elenmektedir. Oysaki, lig gibi uzun bir süreçte, hücum etkinliği yüksek ama bir türlü maç kazanamayan takım büyük olasılıkla belli bir noktadan sonra başarılı sonuçlar elde edecektir. Atak etkinliği açısından ilk 10 sırada yer alan 5 takım turnuvada çeyrek final oynama başarısı gösterirken; son 10 sırada yer alan 8 takım ilk turda elenmiştir. Sonuç olarak; atak etkinliğinin 2006 FIFA dünya kupasındaki takımların performansında tek başına etkili olmadığı, ama önem de taşıdığı görülmektedir.

Tahmin edilen modele ilişkin Frontier 4.1 programı sayesinde elde edilen çıktı, ekler kısmında EK-2’ de yer almaktadır.

3.3.3. Veriler ve takım savunma performansları

2006 FIFA Dünya Kupası takımları savunma performansları ile ilgili anlamlı model oluşturulurken kullanılan değişkenlerin ham verilerinin özet istatistikleri Çizelge 3.7’de görülmektedir.

Çizelge 3.7. Takım savunma istatistikleri [45]

Takım	MP	GA	GAA	TC	TS	FC	FS
İtalya	7	2	0,285714	187	178	106	152
Fransa	7	3	0,428571	152	204	125	126
Gana	4	6	1,5	67	88	100	55
Arjantin	5	3	0,6	140	131	101	106
Almanya	7	6	0,857143	220	186	125	133
Portekiz	7	5	0,714286	167	194	121	116
Brezilya	5	2	0,4	127	124	75	91
Angola	3	2	0,666667	72	73	74	52
Çek Cumhuriyeti	3	4	1,333333	63	62	53	51
Togo	3	6	2	68	72	57	41
Ukrayna	5	7	1,4	170	101	108	93
Hırvatistan	3	3	1	82	73	59	61
Hollanda	4	2	0,5	91	73	85	53
Tunus	3	6	2	75	95	65	37
Fildişi	3	6	2	44	83	45	55
Ekvador	4	4	1	91	113	79	62
İngiltere	5	2	0,4	120	93	75	79
Avustralya	4	6	1,5	99	101	98	56
Kostarika	3	9	3	87	78	49	49
Japonya	3	7	2,333333	68	62	39	45
İsviçre	4	0	0	109	101	64	73
İran	3	6	2	69	76	58	66
Paraguay	3	2	0,666667	64	95	46	49
İsveç	4	4	1	98	94	66	51
Amerika	3	6	2	61	51	55	60
Kore	3	4	1,333333	72	64	46	44
Suudi Arabistan	3	7	2,333333	85	86	58	60
Polonya	3	4	1,333333	71	83	46	48
Meksika	4	5	1,25	117	103	91	84
İspanya	4	4	1	83	102	71	77
Sırbistan Karadağ	3	10	3,333333	63	46	59	47

Savunma etkinliğine ilişkin anlamlı model, Çizelge 3.7’de yer alan değişkenlerin dönüşümleri ile elde edilmiştir. Modeldeki girdi ve çıktı değişkenleri ve elde edilişleri aşağıda ifade edilmektedir.

Savunma etkinliğine ilişkin modeldeki değişkenler

GASM: Türetilen bu değişken savunma etkinliğine ilişkin modelin çıktı değişkenidir. Aşağıdaki dönüşümler yardımıyla elde edilmiştir.

$$GASM_i = \max(GAA) + 0,1 - GAA_i, \quad i=1,2,...,31 \quad (3.9)$$

En çok yenilen gol ortalamasından, takımın yediği gol ortalamasını çıkarıp çok küçük bir değer eklendiğinde elde edilen değişkendir. Burada eklenen değer 0,1 olarak seçilmiştir.

TKAR: Türetilen bu değişken, savunma etkinliğine ilişkin modelin girdi değişkenlerinden biridir. Aşağıdaki dönüşümler yardımıyla elde edilmiştir.

$$TKAR_i = (TC_i - TS_i)/(MP_i) - \min((TC - TS)/(MP)) + 0,1, \quad i=1,2,...,31 \quad (3.10)$$

Takımın turnuvada çaldığı (kaptığı) top sayısı ile kaybettiği (kaptırdığı) top sayısının arasındaki farkın, takımın oynadığı maç sayısına oranlanması ile elde edilen değerden, aynı formülle elde edilen minimum değer çıkarılması ile elde edilen değere, çok küçük bir değer eklenmesi ile türetilen değişkendir. Burada eklenen değer 0,1 olarak seçilmiştir. Bu değişkenin oluşturulma nedeni, bir takımın top kapma ve top kaybetme durumlarının birlikte değerlendirilmesinin, diğer takımlara göre bu açıdan durumunun belirlenmesinin gerekliliğindendir. Çünkü top kapma ve top kaybetme oyun sürecinde birbirleri ile ilişkili değişkenlerdir. Top kapma olumlu bir değişken, top kaybetme olumsuz bir değişkendir. Bu iki değişkenin oluşturduğu bileşke etki takım savunması açısından anlamlılık taşımaktadır.

FKAR: Türetilen bu değişken savunma etkinliğine ilişkin modelin girdi değişkenlerinden biridir. Aşağıdaki dönüşümlerle elde edilmiştir.

$$FKAR_i = (FS_i - FC_i)/(MP_i) - \min((FS - FC)/(MP)) + 0,1, \quad i=1,2,...,31 \quad (3.11)$$

Takımın turnuvada kazandığı faul sayısı ile yaptığı faul sayısı arasındaki farkın, takımın oynadığı maç sayısına oranlanması ile elde edilen değerden, aynı formülle elde edilen minimum değer çıkarılması ile elde edilen değere çok küçük bir değer eklenmesi ile türetilen değişkendir. Burada eklenen değer 0,1 olarak seçilmiştir. Bu değişkenin oluşturulma nedeni, bir takımın faul kazanma ve faul yapma durumlarının birlikte değerlendirilmesinin, diğer takımlara göre bu açıdan durumunun belirlenmesinin gerekliliğidir. Çünkü faul kazanma ve faul yapma oyun sürecinde birbirleri ile ilişkili değişkenlerdir. Faul kazanma olumlu bir değişken; faul yapma olumsuz bir değişkendir. Bu iki değişkenin oluşturduğu bileşke etki takım savunması açısından anlamlılık taşımaktadır.

Savunma etkinliğine ilişkin tahmin edilen model

Savunma etkinliğine ilişkin elde edilen değişkenlerin , Frontier 4.1 programında uygulanması sonucunda aşağıdaki model tahmin edilmiştir.

$$\ln GASM = 0,6494 + 0,1194 \ln TKAR + 0,0993 \ln FKAR \quad (3.12)$$

Modelin katsayıları açısından değerlendirilmesi

Katsayıların anlamlılığının incelenmesi

Çizelge 3.8. Takım savunma modeli katsayı tablosu

Katsayı	İlgili Değişken	Anlamlılık Sınaması	Sonucun Yorumu
B ₁	TKAR	t _{hes} =3,341 > t _{tab;α=0,05, 28} =2,048	α=0,05 için katsayı anlamlı
B ₂	FKAR	t _{hes} =47,073 > t _{tab;α=0,05, 28} =2,048	α=0,05 için katsayı anlamlı

Katsayıların yorumlanması

1) TKAR değişkeni %1 arttığında GAS değişkeni %0,1194 artmaktadır. (Diğer değişkenler sabitken)

2) FKAR değişkeni %1 arttığında GAS değişkeni %0,0993 artmaktadır. (Diğer değişkenler sabitken)

Hem TKAR, hem de FKAR değişkeni GASM değişkenini pozitif etkilemişlerdir. TKAR değişkeni FKAR değişkenine göre GASM değişkenini daha yüksek düzeyde etkilemektedir. Diğer bir ifade ile; top kapma avantaj oranı ve faul kazanma avantaj oranı, gol yeme durumu ile ilgili değişkeni pozitif etkilemektedir.

Modelle ilgili genel yorumlar

Elde edilen gamma değeri en çok olabilirlik tahminleri ile 0,99 dur. Standart hatası 0,00000024 dür. $\gamma \equiv \sigma^2 / \sigma_s^2$ dir. $\sigma_s^2 \equiv \sigma^2 + \sigma_v^2$. Buradan artık varyansının yaklaşık %99 kadar olan bölümünün etkin olmama etkisi u_i den kaynaklandığı söylenebilir. Yaklaşık % 1 kadar olan bölümü ise tesadüfi hata v_i den kaynaklanmaktadır. Tek yanlı olabilirlik oranı değeri $27,80 > 2,71$ (%5 deki kritik değer) olduğu için, model geleneksel average tepki fonksiyonuna eşit değildir. Geleneksel tepki fonksiyonu verinin yeterli bir temsilcisi değildir. Stokastik sınır modeli, stokastik üretim sınır modeline uymakla beraber, rastgele hata içermeyen belirleyici (deterministik) modelden çok farklı değildir.

Model sonucuna göre oluşan teknik etkinlikler

Çizelge 3.9. Takım savunma modeli teknik etkinlik tablosu

Takım	Teknik Etkinlik	Modele Göre Sıralama
İsviçre	0,9997	1
Fransa	0,9994	2
Paraguay	0,9946	3
Gana	0,9907	4
Hollanda	0,9637	5
Angola	0,9264	6
İtalya	0,8956	7
Brezilya	0,8875	8
İngiltere	0,8716	9
Portekiz	0,8614	10
Arjantin	0,8341	11
Ekvador	0,8200	12
İspanya	0,7645	13
Avustralya	0,7570	14
İsveç	0,7565	15
Fildişi	0,7531	16
Almanya	0,7399	17
Hırvatistan	0,7115	18
Polonya	0,6583	19
Meksika	0,6503	20
Çek Cumhuriyeti	0,6357	21
Kore	0,6237	22
Ukrayna	0,5796	23
Tunus	0,5578	24
Togo	0,4656	25
İran	0,4327	26
Amerika	0,4144	27
Suudi Arabistan	0,3311	28
Japonya	0,3212	29
Kostarika	0,1266	30
Sırbistan Karadağ	0,0302	31

Model sonucuna göre elde edilen teknik etkinlik değerleri sıralanmış şekilde yukarıda yer almaktadır. 31 ülkenin bu savunma modeli açısından ortalama etkinlik değeri 0,68 dir.

31 takımdan atak etkinliği açısından 18 takım, bu modele göre ortalama etkinlik değerinin üzerindedir. Savunma etkinliği açısından en etkin takım bu modele göre

İsviçre iken, savunma etkinliği en düşük takım Sırbistan Karadağ takımıdır. İsviçre'nin savunma etkinliği açısından en etkin takım olması normal bir sonuç gibi görülmektedir. Ancak İsviçre, buna rağmen, turnuvadan 2.turda elenmiştir. İsviçre normal oyun sürelerinde hiç gol yememiştir. 2. turda penaltı atışları sonucunda elenmiştir. Bu durum, futbol oyunun stokastik bir yapıya sahip olduğu gerçeği ile açıklanabilmektedir. Hücum modeli açısından en etkin olan Sırbistan Karadağ takımının hem kaleci hem de savunma etkinliği açısından son sırada yer alması, futbol oyununda başarının tek bir mevkide etkin olmak ile elde edilemeyeceğini ortaya koymaktadır.

Savunma etkinliği açısından ilk 10 sırada yer alan 5 takım turnuvada çeyrek final oynama başarısı gösterirken; son 10 sırada yer alan 9 takım ilk turda elenmiştir. Savunma etkinliğinin 2006 FIFA dünya kupasındaki takımların performansında tek başına etkili olmadığı ama önem de taşıdığı görülmektedir.

Tahmin edilen modele ilişkin Frontier 4.1 programı sayesinde elde edilen çıktı, ekler kısmında EK-3' de yer almaktadır.

3.3.4. Toplu sonuçların değerlendirilmesi

31 takımın atak, savunma, kaleci etkinlik değerlendirmeleri sonuçlarıyla bunların ortalaması Çizelge 3.10' da yer almaktadır. Ayrıca elde edilen ortalama etkinlik değerlerine göre takımlar Çizelge 3.11' de sıralanmıştır.

Çizelge 3.10. Toplu etkinlik sonuçları tablosu

Takım	Hücum Etkinliği	Kaleci Etkinliği	Savunma Etkinliği	Ortalama Etkinlik
İtalya	0,7901	0,9338	0,8956	0,8732
Fransa	0,7845	0,9997	0,9994	0,9279
Gana	0,6617	0,5488	0,9907	0,7337
Arjantin	0,8719	0,9072	0,8341	0,8711
Almanya	0,9610	0,7990	0,7399	0,8333
Portekiz	0,3884	0,8177	0,8614	0,6892
Brezilya	0,7494	0,8968	0,8875	0,8446
Angola	0,1986	0,7632	0,9264	0,6294
Çek Cumhuriyeti	0,5203	0,6479	0,6357	0,6013
Togo	0,1279	0,4051	0,4656	0,3329
Ukrayna	0,5501	0,6096	0,5796	0,5798
Hırvatistan	0,7008	0,6936	0,7115	0,7020
Hollanda	0,3111	0,8540	0,9637	0,7096
Tunus	0,8227	0,4232	0,5578	0,6013
Fildişi	0,9661	0,4412	0,7531	0,7201
Ekvador	0,6412	0,7406	0,8200	0,7339
İngiltere	0,5254	0,9256	0,8716	0,7742
Avustralya	0,6300	0,6432	0,7570	0,6767
Kostarika	0,6530	0,1237	0,1266	0,3011
Japonya	0,4349	0,3026	0,3212	0,3529
İsviçre	0,3548	0,9997	0,9997	0,7847
İran	0,3902	0,4189	0,4327	0,4139
Paraguay	0,1263	0,7939	0,9946	0,6383
İsveç	0,4681	0,7192	0,7565	0,6480
Amerika	0,1768	0,5757	0,4144	0,3890
Kore	0,5333	0,6604	0,5796	0,5911
Suudi Arabistan	0,5821	0,3164	0,3311	0,4099
Polonya	0,2488	0,6151	0,6583	0,5074
Meksika	0,5097	0,6821	0,6503	0,6141
İspanya	0,6992	0,7731	0,7645	0,7456
Sırbistan Karadağ	0,9997	0,0290	0,0302	0,3530

Çizelge 3.11. Ortalama etkinlik sonuçlarına göre sıralama tablosu

Takım	Ortalama Etkinlik	Sıralama
Fransa	0,9279	1
İtalya	0,8732	2
Arjantin	0,8711	3
Brezilya	0,8446	4
Almanya	0,8333	5
İsviçre	0,7847	6
İngiltere	0,7742	7
İspanya	0,7456	8
Ekvador	0,7339	9
Gana	0,7337	10
Fildişi	0,7201	11
Hollanda	0,7096	12
Hırvatistan	0,7020	13
Portekiz	0,6892	14
Avustralya	0,6767	15
İsveç	0,6480	16
Paraguay	0,6383	17
Angola	0,6294	18
Meksika	0,6141	19
Çek Cumhuriyeti	0,6013	20
Tunus	0,6013	21
Kore	0,5911	22
Ukrayna	0,5798	23
Polonya	0,5074	24
İran	0,4139	25
Suudi Arabistan	0,4099	26
Amerika	0,3890	27
Sırbistan Karadağ	0,3530	28
Japonya	0,3529	29
Togo	0,3329	30
Kostarika	0,3011	31

Dünya kupası elemeye, lig maçları ise puanlama sistemine göre oynanmaktadır. Bu çalışmada önerilen takım değerlendirme biçimi, puan sistemi uygulayan liglere daha uygundur yada uygunluğu istatistiki olarak test edilebilmektedir. Çünkü, lig sisteminde takımlara puan verilmekte ve tümü bu puana göre sıralanmaktadır. Dünya kupası ise, eleme sistemine göre oynanmakta ve yenilenler listeden düşmektedir. Puan ve buna dayalı sıralama söz konusu değildir. Final ve üçüncülük maçlarından sonra dört takım için sıralama belirlenmektedir. Ancak Temmuz 2006'da FIFA'nın sitesinde yayınlanan yeni dünya kupası sıralaması dökümanında

belirlenen puanlama kriterleri ve bir takım varsayımlarla puan sistemli lig sonuçlarına benzer bir sonuç elde edilebilmektedir [46]. Böylece 31 takımın elde edilen toplam skor değerlerine göre sıralaması mümkün olmaktadır. Bu sıralama turnuva sıralaması ile tutarlı olmaktadır. Bu sayede, puan sistemli turnuva sonuçlarıyla, analiz sonuçları parametrik olmayan testlerle sınanarak iki sıralamanın uyum ya da uyumsuzluğu bilimsel olarak test edilebilecektir.

3.3.5. Turnuva sonundaki gerçek sıralamanın hesaplanması

FIFA'nın dünya kupası sıralaması dökümanına göre kazanılan maç 3 puan ile, beraberlik 1 puan, kaybedilen maç ise 0 puan ile değerlendirilmektedir [46]. Bu noktadaki hesaplama, grupta oynanan maçlarda elde edilen puanları kapsamaktadır. Ancak, turnuvanın tümü üzerinde bir hesaplama yapılacağı için, grup maçlarında elde edilen puanların belli bir ağırlıkla çarpılması gerektiği varsayılmıştır. Bilindiği üzere, dünya kupası, grup maçlarının oynandığı 1.tur, 2.tur, çeyrek final, yarı final, final olmak üzere 5 aşamadan oluşmaktadır. 1.tur turnuvanın yalnızca 1/5 lik kısmını içermektedir, dolayısıyla takımların grup maçlarında elde ettiği puanlar 0,2 ile çarpılarak hesaplama dahil edilmiştir.

Dünya kupası sıralaması dökümanına göre; bir üst tura çıkmak 2,5 puan ile değerlendirilmektedir. 1.turdan 2. tura, 2.turdan çeyrek finale, çeyrek finalden yarı finale, yarı finalden finale çıkmak hep 2,5 puan ile hesaplama dahil edilmektedir [46].

Bu dökümana göre; dünya kupasını kazanma, kazanan takıma 4 puan sağlamaktadır. Buna ek olarak, hesaplama; dünya kupası finali oynayan ve kaybeden takıma 2 puan, üçüncülük maçı oynayan ve kazanan takıma 1 puan, kaybedene ise 0 puan verildiği varsayılmıştır [46].

Bunlara ek olarak, hesaplamanın son aşamasında; takımların maç başına gol ortalamaları da toplam puanlarına eklenmiştir. Böylelikle turnuva sonucunda takımların elde ettikleri toplam skor, her takım için hesaplanmıştır.

Hesaplamaya ilişkin formül aşağıda yer aldığı gibidir.

$$TScore_i = GRMP_i * 0,2 + TAS_i * 2,5 + ÜKS_i * 1 + İKS_i * 2 + KKS_i * 4 + GFA_i \quad (3.13)$$

$$i=1,2,...,31 \quad (3.14)$$

Formüldeki değişkenlerin tanımlanması

$TScore_i$: i. takımın turnuva sonucunda elde ettiği toplam skoru ifade etmektedir.

$GRMP_i$: i.takımın grup maçları sonucunda elde ettiği puanı ifade etmektedir.

TAS_i : i. takımın turnuvada atladığı tur sayısını ifade etmektedir.

$ÜKS_i$: i. takımın turnuvada üçüncü olma sayısını gösteren değişkendir. Takım turnuvada üçüncü olursa 1 değerini, aksi takdirde 0 değerini almaktadır.

$İKS_i$: i. takımın turnuvada ikinci olma sayısını gösteren değişkendir. Takım turnuvada ikinci olursa 1 değerini, aksi takdirde 0 değerini almaktadır.

KKS_i : i. takımın turnuvayı kazanma (1.lik ile bitirme) sayısını gösteren değişkendir. Takım turnuvayı kazanırsa 1 değerini, aksi takdirde 0 değerini almaktadır.

GFA_i : i. takımın maç başına gol ortalamasını gösteren değişkendir.

Gerçek sıralama sonuçları

Eş.3.13’de ifade edilen formül dikkate alınarak, takımlar bazında elde edilen toplam skor değerleri ve gerçek sıralama aşağıda Çizelge 3.12’de yer almaktadır.

Çizelge 3.12. Turnuva gerçek sıralama tablosu

Takım	GRMP	TAS	ÜKS	İKS	KKS	GFA	TScore	Sıralama
İtalya	7	4	0	0	1	1,71	17,11	1
Fransa	5	4	0	1	0	1,29	14,29	2
Almanya	9	3	1	0	0	1,86	12,16	3
Portekiz	9	3	0	0	0	1	10,30	4
Brezilya	9	2	0	0	0	2	8,80	5
Arjantin	7	2	0	0	0	2,20	8,60	6
İngiltere	7	2	0	0	0	1	7,40	7
Ukrayna	6	2	0	0	0	1	7,20	8
İspanya	9	1	0	0	0	2,25	6,55	9
Ekvador	6	1	0	0	0	1,25	4,95	10
İsviçre	7	1	0	0	0	1	4,90	11
Gana	6	1	0	0	0	1	4,70	12
Hollanda	7	1	0	0	0	0,75	4,65	13
Avustralya	4	1	0	0	0	1,25	4,55	14
Meksika	4	1	0	0	0	1,25	4,55	15
İsveç	5	1	0	0	0	0,75	4,25	16
Fildişi	3	0	0	0	0	1,67	2,27	17
Kore	4	0	0	0	0	1	1,80	18
Çek Cumhuriyeti	3	0	0	0	0	1	1,60	19
Polonya	3	0	0	0	0	0,67	1,27	20
Tunus	1	0	0	0	0	1	1,20	21
Hırvatistan	2	0	0	0	0	0,67	1,07	22
Kostarika	0	0	0	0	0	1	1,00	23
Paraguay	3	0	0	0	0	0,33	0,93	24
Japonya	1	0	0	0	0	0,67	0,87	25
İran	1	0	0	0	0	0,67	0,87	26
Suudi Arabistan	1	0	0	0	0	0,67	0,87	27
Angola	2	0	0	0	0	0,33	0,73	28
Sırbistan Karadağ	0	0	0	0	0	0,67	0,67	29
Amerika	1	0	0	0	0	0,33	0,53	30
Togo	0	0	0	0	0	0,33	0,33	31
Trinidad	1	0	0	0	0	0	0,20	32

Gerçek sıralama tablosunda, aynı toplam skora sahip olan takımların sıralamasında, turnuva öncesi dünya sıralamasında önde olan takımın daha üst sırada yer aldığı varsayılmaktadır. Örneğin, Avustralya ile Meksika 'nın toplam skorları eşittir. 2006 Dünya kupası öncesi, Avustralya dünya sıralamasında Meksika'dan önde olduğu için, gerçek sıralamada da önde olduğu varsayılmıştır. Benzer şekilde; eşit skorlara sahip Japonya, İran ve Suudi Arabistan arasındaki sıralama da, bu takımların 2006 Dünya Kupası öncesi dünya sıralamaları dikkate alınarak yapılmıştır.

3.3.6. Analiz sonuçlarının testi

Analiz sonucunda ortaya çıkan sıralama ile turnuva sonucunda ortaya çıkan sıralamanın uyumu ya da uyumsuzluğu bilimsel olarak parametrik olmayan testlerden Spearman'ın korelasyon testi ile sınanabilmektedir.

Analiz sonucunda ortaya çıkan sıralama ve turnuva sonucundaki gerçek sıralama aşağıda Çizelge 3.13'de toplu olarak yer almaktadır.

Çizelge 3.13. Analiz ve gerçek sıralama tablosu

Takım	SFSONSIR	NORSIR
Fransa	1	2
İtalya	2	1
Arjantin	3	6
Brezilya	4	5
Almanya	5	3
İsviçre	6	11
İngiltere	7	7
İspanya	8	9
Ekvador	9	10
Gana	10	12
Fildişi	11	17
Hollanda	12	13
Hırvatistan	13	22
Portekiz	14	4
Avustralya	15	14
İsveç	16	16
Paraguay	17	24
Angola	18	28
Meksika	19	15
Çek Cumhuriyeti	20	19
Tunus	21	21
Kore	22	18
Ukrayna	23	8
Polonya	24	20
İran	25	26
Suudi Arabistan	26	27
Amerika	27	30
Sırbistan Karadağ	28	29
Japonya	29	25
Togo	30	31
Kostarika	31	23

SFSONSIR analiz sonucunda ortaya çıkan sıralamayı gösteren sütun iken; NORSIR ise turnuva sonucunda ortaya çıkan sıralamayı gösteren sütundur. SPSS vasıtasıyla bu iki sıralamanın uyumu Spearman'ın korelasyon testi ile test edilmiştir. Test sonucunda aşağıda Çizelge 3.14'de yer alan sonuç ile karşılaşılmıştır..

Çizelge 3.14. Analiz sonuçlarının testi

			SFSONSIR	NORSIR
Spearman's rho	SFSONSIR	Correlation Coefficient	1,000	,842
		Sig. (2-tailed)	,	,000
		N	31	31
	NORSIR	Correlation Coefficient	,842	1,000
		Sig. (2-tailed)	,000	,
		N	31	31

** Correlation is significant at the .01 level (2-tailed).

Çizelgedeki değişkenler

SFSONSIR: Stokastik sınır analizi sonucunda elde edilen sıralamayı ifade etmektedir.

NORSIR: Turnuva sonucunda ortaya çıkan sıralamayı temsil etmektedir.

Analiz sonucunda elde edilen korelasyon katsayısı 0,842 dir. Bu durum analiz sonucunda ortaya çıkan sıralama ile turnuva sonucunda ortaya çıkan sıralama arasında pozitif bir ilişki olduğunu göstermektedir. Analiz sonucunda ortaya çıkan sıralama ile turnuva sonucunda ortaya çıkan sıralama arasındaki ilişkinin istatistiki açıdan önemli olup olmadığının test edilmesi gerekmektedir. Aksi takdirde, ortaya çıkan ilişkinin bir anlamı olmaz. Çizelge 3.14 'de, $\alpha = 0,01$ için bu ilişkinin önemli olduğu ifade edilmektedir. Bu durum, analiz sonucu ile gerçekleşen sonuç arasında yüksek sayılabilecek bir oranda ilişki olduğunu göstermektedir.

Analiz sonucunda ortaya çıkan 0,842 değeri yüksek bir değer olmasına rağmen, çok yüksek sayılabilecek bir değer değildir. Bu durum, analiz sonuçlarının turnuva sonuçlarından bir miktar sapma gösterdiğini ortaya koymaktadır. Bu sapmada etkili olan temel nokta turnuvanın yapısıdır. Örneğin, Arjantin analiz sonucuna göre 3. ve Brezilya ise 4. dür. Turnuva sonucunda ise Arjantin 6. ve Brezilya 5.dir. Bu durum turnuvadaki eleme sisteminden kaynaklanmaktadır. Gerçekten Arjantin ve Brezilya oyun etkinliği açısından, 3.ve 4. sırada yer alan Almanya ve Portekiz'den daha başarılıdır. Ancak çeyrek finalde elenmiş olmaları, onların sıralamasının doğal olarak Almanya ve Portekiz'den geride olmasına neden olmaktadır. İngiltere, İsveç ve Tunus milli takımlarının analiz sonucundaki sıralamaları ile turnuva sonucundaki sıralamaları birebir aynıdır. Turnuvada ilk 4 sırayı alan takımlardan analiz sonucu turnuva sonucundan en çok sapma gösteren takım Portekiz dir. Turnuvayı 4. bitiren Portekiz, analize göre ise 14.sırada yer almaktadır. Turnuvada yarı final oynayan Portekiz'in, analiz sonucuna göre ise ancak 2.tur oynaması gerektiği görülmektedir. Bu durum yine turnuvanın yapısını, futbolda şans faktörünün olduğunu göstermektedir.

Turnuva sonucu ile analiz sonucu arasında en çok sapma olan milli takım ise Ukrayna dır. Turnuvayı 8. bitiren Ukrayna, analiz sonucuna göre ise 23. sırada yer almaktadır. Analiz sonucuna göre ilk 16'da yer alan 14 takım turnuva sonucunda da ilk 16 ya kalma başarısı göstermiştir. Analiz sonucuna göre ilk 8 de yer alan 6 takım ise, turnuva sonucunda da ilk 8 takım arasına kalma başarısı göstermiştir. Ortalama etkinlik değerlerinin ortalaması 0,63 dür. Buna göre 17 takım ortalama etkinlik değerinin üzerinde yer almaktadır.

4. SONUÇ VE ÖNERİLER

Stokastik sınır modellerinden hata unsurlu model ya da teknik etkinlik etki modeli vasıtasıyla stokastik üretim sınırı tahmin edilebilmekte ve böylece takımların futbolda performans değerlendirmeleri yapılabilmektedir. Bu model sayesinde takımların teknik etkinlik düzeyleri hesaplanabilmektedir. Ayrıca teknik etkinlikler hesaplanırken, stokastik sınır yaklaşımı ile futbol oyununun tesadüfiliği de dikkate alınmıştır. Futbol oyunu sonuçta bir şans oyunudur. Ve içinde bir takım tesadüfiliği barındırmaktadır. Bu nedenle futbola dair istatistiklerin turnuva sonuçlarını tamamen belirlemesi söz konusu olamamaktadır. Tutulan istatistiklerde hakem kararları, hava şartları, oyuncu sakatlıkları, cezalı oyuncu durumları gibi faktörler ele alınmamaktadır. Ancak bu faktörler oyun sonucunu etkilemektedir. Bu nedenle, stokastik sınır analizi yaklaşımı; oyun içindeki sapmayı dikkate alarak takımların etkinlik düzeylerini hesapladığı için, futbol oyunu açısından uygun bir yaklaşımdır.

Futbol oyununda netice, oyuna yansıyan bir takım etmenlerle şekillenmektedir. Takım aleyhine gerçekleşen bir hakem kararı, örneğin oyunculardan birinin kırmızı kart görmesi ya da yanlış bir penaltı kararı gibi durumlar takımın maç içerisindeki başarısını etkilemektedir. Özellikle dünya kupası gibi kısa bir sürece dayanan karşılaşmalarda; yanlış hakem kararı önemli bir etken olabilmektedir. Çünkü süreç kısa olduğu için takımların hatalı kararları telafi edebilme imkanları da azdır. Hava şartları ise takım başarısını etkileyen diğer bir faktördür. Turnuvanın düzenlendiği ülkenin iklim şartları ya da oyun içinde meydana gelen yağış ve benzeri durumlar, oyun içine şans faktörünü de yerleştirmektedir. Böylece gerçekte maçı kazanması gereken takım maçı kaybedebilmektedir. Futbolda artık takımların oyunu; oyun kurgusu için benimsedikleri sistem ile şekillenmektedir. Bu nedenle oyuncu sakatlıkları ve cezalı oyuncu durumları da takımın başarısını etkilemektedir. Çünkü sakat veya cezalı oyuncu maça yer alamayarak, takımın sisteminin işlemesine engel olabilmektedir. Takımın savunma veya atak gücü azalabilmekte ve takımın başarısının düşmesine neden olabilmektedir. Özellikle; takımın genelde oynayan kalecisinin sakatlanması veya cezalı duruma düşmesi takım için önemli bir risk

teşkil edebilmektedir. Çünkü kaleci hatası, oyun sonucunu en çok etkileyen değişkenlerden biridir. Telafi edilmesi zordur. Bütün bunların dışında; futbolda tamamen şans faktörü de etkili olabilmektedir. Maç boyunca tamamen savunmaya dayalı oynayan, hücum gücü düşük olan bir takım tesadüfi bir gol ile maçı kazanabilmektedir. Bir de turnuva yapısı gereği, üst turlarda karşılaşacağı zorlu takımlar da turnuvadan elenebilmektedirler. Böylece bir takım kendini aniden yarı final ya da finalde bulabilmektedir.

Çalışmada, analiz sonucunda elde edilen sonuçlar ile gerçek sonuçların büyük bir oranda uyum taşıdığı görülmektedir. Sonuçlardaki belli bir miktar sapma futbol oyununun içersinde barındırdığı tesadüfilikten kaynaklanmaktadır.

Stokastik sınır analizi yaklaşımı, futbol oyunu için uygun bir yaklaşımdır. Bu yaklaşım sonucunda elde edilen değerlendirmeler; gerek takımlar arası ve gerekse takım içi teknik direktörlerin çeşitli şekillerde yararlanacağı bilimsel analizler olacaktır. Böylece, teknik direktörler ve oyuncular kendi takımlarının ve karşı takımın savunma, atak ve kaleci açısından güçlü ve zayıf yönlerini sayısal olarak bilecek, bu da taktik çalışmalarında ve maçlarda yol gösterici olacaktır.

Stokastik sınır yaklaşımı, futbolun sadece istatistiklerle şekillenmediğini, şans ile ilgili faktörlerin de oyun sonucunu etkilediğini göstermektedir. Takımların etkinlik düzeylerinin bu faktörleri de dikkate alarak hesaplanması gerekmektedir.

Yapılan çalışma 2006 Dünya Kupası'nı içermektedir. Bu çalışmalarda kullanılan modellerden, ilerideki turnuvalarda, sonuçları değerlendirme açısından yararlanılabilir. Bu modellerin istatistiki olarak geçerliliği bundan sonraki turnuvalarda da söz konusu olursa, bu modeller genel kabul gören modeller olarak değerlendirileceklerdir. Bu yaklaşım ile elde edilen sonuçların daha objektif olacağı söylenebilir.

Bu çalışma, araştırmacılar için bir ön çalışma niteliği taşıyabilir. Araştırmacılar çalışmada sunulan modelleri dikkate alarak ve bu modellere bir takım değişkenler

ekleyerek, modelleri genişletebilirler ve ileriye dönük tahminler yapabilirler. Takımların turnuvada yakalayabileceği olası sonuçları tahmin edebilirler. Takımlar bazında etkinlik düzeyleri açısından takım trendi elde edebilirler.

Bununla birlikte bu çalışma sonucunda elde edilen korelasyon katsayısı diğer turnuvalarda da benzer şekilde hesaplanır ve istatistiki açıdan anlamlı çıkarsa; takımların oyun dışı faktörlerin etkisini genel anlamda bilmesi sağlanabilir. Bu bağlamda takımlara yol gösterici olabilir. Yapılan çalışmada Spearman sıra korelasyon testi ile elde edilen 0,84 korelasyon katsayısı değeri, analiz sonuçlarıyla gerçekleşen sonuçların arasında %84 düzeyinde bir ilişki olduğunu göstermektedir. Geriye kalan %16 lık kısım, oyun içinde etkili olan savunma, hücum ve atak istatistikleri dışındaki faktörleri temsil etmektedir. Takımlar bu kısmı oluşturan faktörleri listeleterek, bir takım çalışmalarla, bu şans oranını takımları açısından azaltabilecek önlemler alabilirler. Tabii ki şans faktörünü tamamen ortadan kaldırmaları mümkün olmamaktadır. Özellikle, tamamen şanstı kaynaklanan nedenleri ortadan kaldıramazlar. Oyuncularına turnuva öncesi bir takım psikolojik destekler vererek, hakemlere itiraz gibi gereksiz yere kart görmelerini engelleyen çalışmalar yapabilirler. Turnuvanın düzenlendiği ülkede çok farklı iklim şartları söz konusu ise; takım turnuva öncesi iklim şartlarına uyum sağlasın diye turnuvanın yapılacağı ülkeye erken gidebilirler. Bu çalışma futbol ile ilgilenen uzman kişilerin turnuva bittikten sonraki değerlendirmelerinde, turnuvada şans faktörünün etkili olup olmadığına dair yorumlarına yardımcı olabilir.

Bu çalışma sadece oyun ile ilgili faktörler dikkate alınarak yapılmıştır. Modelde yer alan kaleci, savunma ve atak ile ifade edilen oyun ile ilgili değişkenlere, sosyal ve ekonomik faktörleri de dikkate alan değişkenler eklenerek oluşturulacak modeller, turnuvaya katılan takımların başarı ve etkinlik düzeylerinin ölçümünde kullanılabilir. Sosyal ve ekonomik faktörlerin etkileri beraber ele alınarak, oluşturulan modeller sayesinde takımların etkinlik skorları hesaplanabilir. Sosyal ve ekonomik faktörler etkinlik hesaplamalarında önem taşımaktadır. Çünkü, sosyal ve ekonomik şartları iyi olmayan ülkeler bazı turnuvalarda çok iyi dereceler elde etmekte iken; bazen turnuvaya çok erken veda edebilmektedirler. Analizde sosyal

ve ekonomik faktörlerin dikkate alınması; turnuvadaki takımların performans düzeyleri üzerinde bu faktörlerin ne derece etkili olduğunun saptanmasına yardımcı olabilir.

Stokastik sınır analizi ile ilgili uygulamalarda modellerin çıktı değişkeni ve girdi değişkenlerini belirlemenin yanında; bu değişkenlerle ilgili dönüşümlerde önemlidir. Tabii ki öncelikle oluşturulan modellerdeki değişkenlerin istatistiki olarak anlamlı olması ve modelin toplu olarak anlam taşıması gerekmektedir. Yapılan bu stokastik sınır analizi çalışmasında, kaleci; savunma ve hücum modellerinin tümü için anlamlı modeller elde edilmiş ve bunu sağlamak için değişkenlerde gerekli dönüşümler yapılmıştır. Özellikle bu çalışmada takımların birbirine göre kıyaslaması yapıldığı takdirde anlamlı sonuçlar vereceği düşünüldüğünden; bu durum dikkate alınarak gerekli dönüşümler yapılmıştır. Bununla beraber yapılan dönüşümlerde futbolda bir mevkide bileşik durumların dikkate alınması gerektiği görülmüştür. Örneğin; savunma modelinde top çalma ve top kapma; faul kazanma ve faul yapma beraber değerlendirilmiştir. Çünkü; bu değişkenlerden biri pozitif diğeri negatif etki gösterirken; ayrı değerlendirmek yerine bu değişkenlerin beraber oluşturduğu etkiyi hesaba katmak, modeller açısından daha uygundur. Modeller oluşturulurken yapılan denemelerde modelleri bu yönlü tanımlamanın daha mantıklı olduğu görülmüştür.

Sonuç olarak; ülkeler lig kalitelerini belirlemek açısından FIFA'nın tuttuğu istatistiklere benzer istatistikleri tutmalı, bu istatistikler üzerinde değişimler ve yenilemeler yapmalıdırlar. Dünya kupası ülkelerin futbol oyunu için katılabileceği en önemli organizasyondur. Ancak dünya kupasına katılma aşamalı süreçlerin bir sonucudur. Ülkedeki futbol liginin kalitesi ve oyuncu düzeyi; futbol takımının dünya kupası öncesi elemelerdeki başarısına etki etmektedir. Kaliteli bir ligdeki oyuncu düzeyi yüksek olacak, dolayısıyla takımın kupa finallerine katılma olasılığı yükselecektir. Bu nedenle istatistiki çalışmalar ilgili kurumlar tarafından dikkate alınmalı, takımlar bilimsel veriler ile durumlarını değerlendirmelidirler.

Tüm bu değerlendirmeler dikkate alındığında; bu çalışmanın, futbolun stokastik yapısını dikkate alması ile futbol değerlendirmelerinde önemli bir araç işlevi üstlenebileceği görülmektedir.

KAYNAKLAR

1. Farrell, M.J., "The Measurement of Productive Efficiency", *Journal of the Royal Statistical Society*, 3: 253-290 (1957).
2. Aigner, D. J., Chu, S. F., "On Estimating the Industry Production Function", *American Economic Review*, 58: 826-839 (1968).
3. Afriat, S. N., "Efficiency Estimation of Production Functions", *International Economic Review*, 13: 568-598 (1972).
4. Richmond, J., "Estimating the Efficiency of Production", *International Economic Review*, 15: 515-521 (1974).
5. Schmidt, P., "On the Statistical Estimation of Parametric Frontier Production Functions", *Review of Economics and Statistics*, 58: 238-239 (1976).
6. Timmer, C. P., "Using a Probabilistic Frontier Function to Measure Technical Efficiency", *Journal of Political Economy*, 79: 776-794 (1971).
7. Aigner, D. J., Lovell, C. A. K, Schmidt, P., "Stochastic Frontier Production Function Models", *Journal of Econometrics*, 6: 21-37 (1977).
8. Meeusen, W., van den Broeck, J., "Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions With Composed Error", *International Economic Review*, 18: 435-444 (1977).
9. Greene, W. H., "LIMDEP Version 6.0: User's Manual and Reference Guide", *Econometric Software Inc.*, New York, 1-26 (1992).
10. Coelli, T. J., "A Computer Program for Frontier Production Function Estimation: FRONTIER Version 2.0", *Economics Letters*, 39: 29-32 (1992).
11. Coelli, T. J., "A Guide to FRONTIER Version 4.1: A Computer Program for Frontier Production Function Estimation", *CEPA Working Paper 96/07*, Department of Econometrics, University of New England, Armidale, 3-24 (1996).
12. Coelli, T. J., "Estimators and Hypothesis Tests for a Stochastic Frontier Function: A Monte Carlo Analysis", *Journal of Productivity Analysis*, 6: 247-268 (1995).
13. Battese, G. E, Corra, G. S., "Estimation of a Production Frontier Model: With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia", *Australian Journal of Agricultural Economics*, 21: 169-179 (1977).

14. Jondrow, J., Lovell, C. A. K, Materov, I. S., Schmidt, P., "On Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model", *Journal of Econometrics*, 19: 233-238 (1982).
15. Battese, G. E., Coelli, T.J., "Prediction of Firm-Level Technical Efficiencies With a Generalised Frontier Production Function and Panel Data", *Journal of Econometrics*, 38: 387-399 (1988).
16. Stevenson, R. E., "Likelihood Functions for Generalised Stochastic Frontier Estimation", *Journal of Econometrics*, 13: 57-66 (1980).
17. Greene, W. H., "A Gamma-distributed Stochastic Frontier Model", *Journal of Econometrics*, 46: 141-164 (1990).
18. Kodde, D. A., Palm, F. C., "Wald Criteria for Jointly Testing Equality and Inequality Restrictions", *Econometrica*, 54: 1243-1248 (1986).
19. Coelli, T. J., Battese, G. E., "Identification of Factors which Influence the Technical Efficiency of Indian Farmers", *Australian Journal of Agricultural Economics*, 40(2): 19-44 (1996).
20. Greene, W. H., "On the Estimation of a Flexible Frontier Production Model", *Journal of Econometrics*, 46: 141-164 (1980).
21. Forsund, F. R., Hjalmarsson, L., "Generalised Farrell Measures of Efficiency: An Application to Milk Processing in Swedish Dairy Plants", *Economic Journal*, 89: 294-315 (1979).
22. Griffiths, W. E., Hill, R. C., Judge, G. G., "Learning and Practicing Econometrics", *Wiley*, New York, 850-865 (1993).
23. Pitt, M. M., Lee, L. F., "Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry", *Journal of Development Economics*, 9: 43-64 (1981).
24. Battese, G. E., Coelli, T. J., Colby, T. C., "Estimation of Frontier Production Functions and the Efficiencies of Indian Farms Using Panel Data From ICRISAT's Village Level Studies", *Journal of Quantitative Economics*, 5: 327-348 (1989).
25. Kumbhakar, S. C., "Production Frontiers, Panel Data and Time-Varying Technical Inefficiency", *Journal of Econometrics*, 46: 201-211 (1990).
26. Battese, G. E., Coelli, T. J., "Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India", *Journal of Productivity Analysis*, 3: 153-169 (1992).

27. Schmidt, P., Sickles, R. C., "Production Frontiers and Panel Data", *Journal of Business and Economic Statistics*, 2: 367-374 (1984).
28. Cornwell, C., Schmidt, P., Sickles, R. C., "Production Frontiers With Cross-sectional and Time-series Variation in Efficiency Levels", *Journal of Econometrics*, 46: 185-200 (1990).
29. Lee, Y. H., Schmidt, P., "A Production Frontier Model with Flexible Temporal Variation in Technical Inefficiency", The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications, in Fried, H. O., Lovell, C. A. K, Schmidt, S. S. (Eds.), *Oxford University Press*, New York, 237-255 (1993).
30. Kalirajan, K. P., "An Econometric Analysis of Yield Variability in Paddy Production", *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 29: 283-294 (1981).
31. Kumbhakar, S. C., Ghosh, S., McGuckin, J. T., "A Generalized Production Frontier Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in U.S. Dairy Farms", *Journal of Business and Economic Statistics*, 9: 279-286 (1991).
32. Reifschneider, D., Stevenson, R., "Systematic Departures from the Frontier: A Framework for the Analysis of Firm Inefficiency", *International Economic Review*, 32: 715-723 (1991).
33. Battese, G. E., Coelli, T. J., "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production for Panel Data", *Empirical Economics*, 20: 325-332 (1995).
34. Battese, G. E., Coelli, T. J., "A Stochastic Frontier Production Incorporating a Model for Technical Inefficiency Effects", *Working Papers in Econometrics and Applied Statistics*, Department of Econometrics, University of New England, Armidale, 22 (1993).
35. Schmidt, P., Lovell, C. A. K., "Estimating Technical and Allocative Inefficiency Relative to Stochastic Production and Cost Functions", *Journal of Econometrics*, 9: 343-366 (1979).
36. Kopp, R. J., Diewert, W. E., "The Decomposition of Frontier Cost Function Deviations into Measures of Technical and Allocative Efficiency", *Journal of Econometrics*, 19: 319-331 (1982).
37. Zeischang, K. D., "A Note on the Decomposition of Cost Efficiency into Technical and Allocative Components", *Journal of Econometrics*, 23: 401-405 (1983).

38. Ali, M., Flinn, J. C., "Profit Efficiency Among Basmati Rice Producers in Pakistan Punjab", *American Journal of Agricultural Economics*, 71: 303-310 (1989).
39. Sengupta, J. K., "New Efficiency Theory", Dynamic and Stochastic Efficiency Analysis, *World Scientific Publishing Co. Pte. Ltd.*, Singapore, 1-5 (2000).
40. Barros, C. P, Leach, S., "Analyzing the Performance of the English F.A. Premier League With an Econometric Frontier Model", *Journal of Sports Economics*, 7(4): 391-407 (2006).
41. Kern, M., Süßmuth, B., "Managerial Efficiency in German Top League Soccer: An Econometric Analysis of Club Performances On and Off the Pitch", *German Economic Review*, 6(4): 485-506 (2005).
42. Ascari, G., Gagnepain, P., "Evaluating Rent Dissipation in the Spanish Football Industry", *Rimini Group, 120304*, London, 1-31 (2004).
43. Alp, İ., "Futbolda Performans Değerlendirmesi", *İstatistik Araştırma Sempozyumu*, TÜİK, Ankara, 77-78 (2007).
44. Alp, İ., "Performance Evaluation of Goalkeepers of the World Cup", *G.U. Journal of Science*, 19(2): 119-125 (2006).
45. İnternet: Uluslararası Futbol Federasyonları Birliği "2006 Dünya Kupası İstatistikleri"<http://www.fifa.com/worldcup/archive/germany2006/statistics/index.html> (2006).
46. İnternet: Uluslararası Futbol Federasyonları Birliği "Yeni Dünya Sıralaması Prosedürü"http://www.fifa.com/mm/document/fifafacts/rawrank/ip590_03e_medium_2639.pdf (2006).

EKLER

EK-1 Kaleci modeli

Output from the program FRONTIER (Version 4.1c)

instruction file = terminal

data file = Kalecimodeli.dta

Error Components Frontier (see B&C 1992)

The model is a production function

The dependent variable is logged

the ols estimates are :

	coefficient	standard-error	t-ratio
beta 0	0,71216345E+00	0,18100622E+00	0,39344694E+01
beta 1	-0,11590525E+00	0,16342396E+00	-0,70923045E+00
sigma-squared	0,48297955E+00		
log likelihood function = -0,31672773E+02			
the estimates after the grid search were :			
beta 0	0,15436779E+01		
beta 1	-0,11590525E+00		
sigma-squared	0,11432358E+01		
gamma	0,95000000E+00		
mu is restricted to be zero			
eta is restricted to be zero			

EK-1 (Devam) Kaleci modeli

```

iteration = 0 func evals = 20 llf = -0,25572877E+02
0,15436779E+01-0,11590525E+00 0,11432358E+01 0,95000000E+00
gradient step
iteration = 5 func evals = 91 llf = -0,21526052E+02
0,14463007E+01-0,18010568E+00 0,11335803E+01 0,99999999E+00
iteration = 10 func evals = 149 llf = -0,19717764E+02
0,11393054E+01 0,78777816E-01 0,69055000E+00 0,99999999E+00
iteration = 15 func evals = 195 llf = -0,19641978E+02
0,11230033E+01 0,92542098E-01 0,69021526E+00 0,99999999E+00
iteration = 20 func evals = 235 llf = -0,19281771E+02
0,11230783E+01 0,92644060E-01 0,77472175E+00 0,99999999E+00
search failed, fn val indep of search direction
iteration = 21 func evals = 236 llf = -0,19281771E+02
0,11230783E+01 0,92644060E-01 0,77472175E+00 0,99999999E+00

```

the final mle estimates are :

	coefficient	standard-error	t-ratio
--	-------------	----------------	---------

beta 0	0,11230783E+01	0,32050632E-03	0,35040753E+04
beta 1	0,92644060E-01	0,23628315E-03	0,39208915E+03
sigma-squared	0,77472175E+00	0,13880374E+00	0,55814183E+01
gamma	0,99999999E+00	0,49224947E-07	0,20314902E+08
mu	is restricted to be zero		
eta	is restricted to be zero		

log likelihood function = -0,19281771E+02

LR test of the one-sided error = 0,24782003E+02

with number of restrictions = 1

EK-1 (Devam) Kaleci modeli

[note that this statistic has a mixed chi-square distribution]

number of iterations = 21

(maximum number of iterations set at : 100)

number of cross-sections = 31

number of time periods = 1

total number of observations = 31

thus there are: 0 obsns not in the panel

covariance matrix :

```
0,10272430E-06 -0,36140159E-07 0,17765538E-04 -0,12210336E-10
-0,36140159E-07 0,55829729E-07 0,15620840E-04 0,23285011E-11
0,17765538E-04 0,15620840E-04 0,19266479E-01 -0,33115602E-08
-0,12210336E-10 0,23285011E-11 -0,33115602E-08 0,24230954E-14
```

technical efficiency estimates :

Team	eff.-est.
------	-----------

1	0,93384874E+00
2	0,99974733E+00
3	0,54878876E+00
4	0,90724109E+00

EK-1 (Devam) Kaleci modeli

5	0,79896636E+00
6	0,81774245E+00
7	0,89681487E+00
8	0,76320983E+00
9	0,64788711E+00
10	0,40514748E+00
11	0,60958058E+00
12	0,69356758E+00
13	0,85398673E+00
14	0,42324926E+00
15	0,44118027E+00
16	0,74057761E+00
17	0,92558301E+00
18	0,64317116E+00
19	0,12368788E+00
20	0,30261457E+00
21	0,99971804E+00
22	0,41885875E+00
23	0,79390360E+00
24	0,71922777E+00
25	0,57574926E+00
26	0,66039115E+00
27	0,31641086E+00
28	0,61510725E+00
29	0,68212357E+00
30	0,77311263E+00
31	0,29009775E-01

mean efficiency = 0,64710340E+00

EK-2 Takım atak modeli

Output from the program FRONTIER (Version 4.1c)

instruction file = terminal

data file = atakmodeli.dta

Error Components Frontier (see B&C 1992)

The model is a production function

The dependent variable is logged

the ols estimates are :

	coefficient	standard-error	t-ratio
beta 0	-0,17223311E+02	0,45485716E+01	-0,37865319E+01
beta 1	0,30168543E+01	0,82374915E+00	0,36623459E+01
beta 2	0,14571958E+01	0,49602380E+00	0,29377538E+01
beta 3	-0,15078537E+01	0,76672811E+00	-0,19666081E+01
sigma-squared	0,31737153E+00		

log likelihood function = -0,24056690E+02

the estimates after the grid search were :

beta 0	-0,16652374E+02
beta 1	0,30168543E+01
beta 2	0,14571958E+01
beta 3	-0,15078537E+01

EK-2 (Devam) Takım atak modeli

sigma-squared 0,60238948E+00

gamma 0,85000000E+00

mu is restricted to be zero

eta is restricted to be zero

iteration = 0 func evals = 20 llf = -0,23117043E+02

-0,16652374E+02 0,30168543E+01 0,14571958E+01-0,15078537E+01

0,60238948E+00

0,85000000E+00

gradient step

iteration = 5 func evals = 134 llf = -0,22431478E+02

-0,16377497E+02 0,30209005E+01 0,10356806E+01-0,13259379E+01

0,69920530E+00

0,95083212E+00

iteration = 10 func evals = 533 llf = -0,19273825E+02

-0,12890491E+02 0,23715855E+01 0,94563086E+00-0,10712511E+01

0,79262947E+00

0,99999999E+00

pt better than entering pt cannot be found

iteration = 13 func evals = 869 llf = -0,19271630E+02

-0,12893783E+02 0,23720525E+01 0,94519006E+00-0,10707980E+01

0,79256678E+00

0,99999999E+00

the final mle estimates are :

coefficient standard-error t-ratio

beta 0 -0,12893783E+02 0,18008874E+01 -0,71596832E+01

beta 1 0,23720525E+01 0,38552138E+00 0,61528428E+01

EK-2 (Devam) Takım atak modeli

beta 2 0,94519006E+00 0,36932213E+00 0,25592565E+01
 beta 3 -0,10707980E+01 0,55089354E+00 -0,19437476E+01
 sigma-squared 0,79256678E+00 0,14564906E+00 0,54416197E+01
 gamma 0,99999999E+00 0,64578180E-05 0,15485106E+06
 mu is restricted to be zero
 eta is restricted to be zero

log likelihood function = -0,19271630E+02

LR test of the one-sided error = 0,95701199E+01

with number of restrictions = 1

[note that this statistic has a mixed chi-square distribution]

number of iterations = 13

(maximum number of iterations set at : 100)

number of cross-sections = 31

number of time periods = 1

total number of observations = 31

thus there are: 0 obsns not in the panel

EK-2 (Devam) Takım atak modeli

covariance matrix :

```

0,32431955E+01  -0,64168662E+00    0,28945336E+00    0,85752264E-01
0,93827561E-01
-0,81859341E-05
-0,64168662E+00    0,14862674E+00  -0,16884753E-01  -0,95908358E-01  -
0,73890871E-02
0,11602318E-05
0,28945336E+00  -0,16884753E-01    0,13639884E+00  -0,16123133E+00
0,49202667E-01
-0,10593234E-05
0,85752264E-01  -0,95908358E-01  -0,16123133E+00    0,30348369E+00  -
0,50741749E-01
0,11072483E-05
0,93827561E-01  -0,73890871E-02    0,49202667E-01  -0,50741749E-01
0,21213648E-01
-0,14975634E-06
-0,81859341E-05    0,11602318E-05  -0,10593234E-05    0,11072483E-05  -
0,14975634E-06
0,41703413E-10

```

technical efficiency estimates :

Team	eff.-est.
1	0,79011771E+00
2	0,78449297E+00
3	0,66174579E+00

EK-2 (Devam) Takım atak modeli

4	0,87187189E+00
5	0,96096231E+00
6	0,38837472E+00
7	0,74942331E+00
8	0,19859853E+00
9	0,52030090E+00
10	0,12790200E+00
11	0,55010533E+00
12	0,70083115E+00
13	0,31114528E+00
14	0,82274580E+00
15	0,96608360E+00
16	0,64116951E+00
17	0,52541710E+00
18	0,62996536E+00
19	0,65295035E+00
20	0,43492452E+00
21	0,35478169E+00
22	0,39021591E+00
23	0,12625989E+00
24	0,46811187E+00
25	0,17679267E+00
26	0,53332077E+00
27	0,58209808E+00
28	0,24879068E+00
29	0,50970372E+00
30	0,69919799E+00
31	0,99970833E+00

mean efficiency = 0,56058418E+00

EK-3 Takım savunma modeli

Output from the program FRONTIER (Version 4.1c)

instruction file = terminal

data file = savunmamodeli.dta

Error Components Frontier (see B&C 1992)

The model is a production function

The dependent variable is logged

the ols estimates are :

	coefficient	standard-error	t-ratio
beta 0	0,62391028E+00	0,43160612E+00	0,14455547E+01
beta 1	-0,20991745E-01	0,13422338E+00	-0,15639410E+00
beta 2	0,21733164E-01	0,12615089E+00	0,17227911E+00
sigma-squared	0,50790451E+00		

log likelihood function = -0,31908804E+02

the estimates after the grid search were :

beta 0	0,14617799E+01
beta 1	-0,20991745E-01
beta 2	0,21733164E-01
sigma-squared	0,11607780E+01
gamma	0,95000000E+00

EK-3 (Devam) Takım savunma modeli

mu is restricted to be zero

eta is restricted to be zero

```

iteration = 0 func evals = 20 llf = -0,25631715E+02
      0,14617799E+01 -0,20991745E-01      0,21733164E-01      0,11607780E+01
0,95000000E+00
gradient step
iteration = 5 func evals = 66 llf = -0,21015872E+02
      0,10583260E+01      0,88497126E-03      0,42516038E-01      0,79739712E+00
0,99265051E+00
iteration = 10 func evals = 106 llf = -0,18301254E+02
      0,66726984E+00      0,11506979E+00      0,10274060E+00      0,77592727E+00
0,99999999E+00
iteration = 15 func evals = 670 llf = -0,18137020E+02
      0,63677403E+00      0,12576103E+00      0,10055353E+00      0,74701560E+00
0,99999994E+00
iteration = 20 func evals = 733 llf = -0,18039338E+02
      0,64484000E+00      0,12161701E+00      0,99575324E-01      0,72706405E+00
0,99999999E+00
iteration = 25 func evals = 834 llf = -0,18007751E+02
      0,64942806E+00      0,11943626E+00      0,99312996E-01      0,72041875E+00
0,99999999E+00
iteration = 26 func evals = 855 llf = -0,18007745E+02
      0,64942896E+00      0,11943584E+00      0,99312903E-01      0,72041767E+00
0,99999999E+00

```

EK-3 (Devam) Takım savunma modeli

the final mle estimates are :

	coefficient	standard-error	t-ratio
beta 0	0,64942896E+00	0,72729096E-01	0,89294244E+01
beta 1	0,11943584E+00	0,35748280E-01	0,33410234E+01
beta 2	0,99312903E-01	0,21097328E-02	0,47073689E+02
sigma-squared	0,72041767E+00	0,16813534E+00	0,42847486E+01
gamma	0,99999999E+00	0,24380869E-06	0,41015765E+07
mu is restricted to be zero			
eta is restricted to be zero			

log likelihood function = -0,18007751E+02

LR test of the one-sided error = 0,27802107E+02

with number of restrictions = 1

[note that this statistic has a mixed chi-square distribution]

number of iterations = 26

(maximum number of iterations set at : 100)

number of cross-sections = 31

number of time periods = 1

total number of observations = 31

thus there are: 0 obsns not in the panel

EK-3 (Devam) Takım savunma modeli

covariance matrix :

0,52895214E-02	-0,26653642E-02	-0,36427005E-03	-0,81230599E-02	
0,13603889E-07				
-0,26653642E-02	0,12779395E-02	0,22813613E-03	0,39798577E-02	-
0,66145319E-08				
-0,36427005E-03	0,22813613E-03	0,44509723E-05	0,69982988E-03	-
0,12232272E-08				
-0,81230599E-02	0,39798577E-02	0,69982988E-03	0,28269494E-01	-
0,33890266E-07				
0,13603889E-07	-0,66145319E-08	-0,12232272E-08	-0,33890266E-07	
0,59442676E-13				

technical efficiency estimates :

Team	eff.-est.
1	0,89559498E+00
2	0,99941478E+00
3	0,99071170E+00
4	0,83407658E+00
5	0,73990536E+00
6	0,86139518E+00
7	0,88745582E+00
8	0,92637902E+00
9	0,63572084E+00
10	0,46560554E+00

EK-3 (Devam) Takım savunma modeli

11	0,57963367E+00
12	0,71152165E+00
13	0,96365512E+00
14	0,55780486E+00
15	0,75309145E+00
16	0,82001390E+00
17	0,87164789E+00
18	0,75700689E+00
19	0,12662285E+00
20	0,32119026E+00
21	0,99968587E+00
22	0,43266177E+00
23	0,99463462E+00
24	0,75653454E+00
25	0,41438803E+00
26	0,62367590E+00
27	0,33113684E+00
28	0,65825700E+00
29	0,65033368E+00
30	0,76445527E+00
31	0,30188048E-01

mean efficiency = 0,68885161E+00

ÖZGEÇMİŞ

Kişisel Bilgiler

Soyadı, adı : YARLIKAŞ, Serdar
 Uyuğu : T.C.
 Doğum tarihi ve yeri : 09.10.1981 Mannheim/Almanya
 Medeni hali : Bekar
 Telefon : 0 (542) 783 96 37
 e-mail : serdaryarlikas@mynet.com

Eğitim

Derece	Eğitim Birimi	Mezuniyet tarihi
Lisans	9 Eylül Üniversitesi/ Ekonometri Bölümü	2003
Lise	Kütahya Fen Lisesi	1999

İş Deneyimi

Yıl	Yer	Görev
2004-2007	ODTÜ	Araştırma Görevlisi

Yabancı Dil

İngilizce

Yayınlar

1. Çetinkaya, M., Yarlıkaş, S., Menteş, S., “Türkiye’de Termoplastik Tüketimi ile Sanayi Sektörleri Üretimi Arasındaki İlişkinin Analizi”, Plastik ve Ambalaj Teknolojisi Dergisi, vol.73, pp. 122-128, 2002.

Hobiler

Futbol, Bilgisayar, Müzik, İngilizce çeviri, İstatistiksel Analiz