

Yayın Geliş Tarihi: 07.05.2020  
Yayına Kabul Tarihi: 01.06.2020  
Online Yayın Tarihi: 21.09.2020  
http://dx.doi.org/10.16953/deusosbil.733488

Dokuz Eylül Üniversitesi  
Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi  
Cilt: 22, Sayı: 3, Yıl: 2020, Sayfa: 995-1021  
ISSN: 1302-3284 E-ISSN: 1308-0911

*Araştırma Makalesi*

## TEKNİK ETKİNLİĞİN ÖLÇÜMÜNDE MEKÂNSAL BAĞIMLILIĞIN ETKİSİ: İMALAT SANAYİ İÇİN MEKÂNSAL STOKASTİK SINIR ANALİZİ BULGULARI

Ramazan EKİNCİ\*

### Öz

*Bu çalışmanın amacı 2019 dönemi için farklı bölgelerde kurulu üretim tesisi bulunan 76 imalat sanayi firmasının mekansal bağımlılığı dikkate alarak teknik etkinlik değerlerini tahmin etmektir. Mekansal bağımlılığın ekonomik birimlerin performansı üzerinde etkisinin olabileceğine yönelik literatürde genel kabul olmasına rağmen, etkinlik üzerine yapılan çok az çalışma bu etkiye dikkate almaktadır. Bu amaçla çalışmada Fusco ve Vidoli (2013) tarafından önerilen ve henüz güncel bir yaklaşım olan Mekansal Stokastik Sınır Analizi (SSFA) kullanılarak, mekansal bağımlılığın firmaların etkinlik skorları üzerindeki etkisi analiz edilmiştir. Elde edilen sonuçlar teknik etkinlik skorları arasında mekansal otokorelasyonun olduğunu göstermektedir. Mekansal bağımlılık altında tahmin edilen teknik etkinlik skorları ortalaması 0.444'tür. Dolayısıyla, teknik etkinliğin iyileştirilmesinde firmalar için geniş bir çıktı boşluğu bulunmaktadır. Ayrıca, etkinsizliğin belirleyeni içerisinde mekansal bağımlılıktan kaynaklanan etkinin sınırlı kaldığı sonucuna ulaşılmıştır. Buna göre, etkinsizlik farklılıklarının mekansal etkilerden daha çok firmaların bireysel özelliklerinden kaynaklandığı söylenebilir. Öte yandan, mekansal bağımlılığın sonucu olarak firmaların teknik etkinlik skorlarının birbirine yakınsadığı görülmektedir.*

**Anahtar Kelimeler:** Mekansal Stokastik Sınır Analizi, Mekansal Bağımlılık, Teknik Etkinlik, Heterojenlik.

---

*Bu makale için önerilen kaynak gösterimi (APA 6. Sürüm):*

Ekinci, R. (2020). Teknik etkinliğin ölçümünde mekânsal bağımlılığın etkisi: imalat sanayi için mekânsal stokastik sınır analizi bulguları. *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 22 (3), 995-1021.

\* Dr. Öğr. Üyesi, Bakırçay Üniversitesi, İktisat ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, ORCID: 0000-0001-7420-9841, ramazan.ekinci@bakircay.edu.tr

## THE EFFECT OF SPATIAL DEPENDENCE ON MEASUREMENT OF TECHNICAL EFFICIENCY: SPATIAL STOCHASTIC FRONTIER ANALYSIS FINDINGS FOR MANUFACTURING INDUSTRY

### Abstract

*The aim of this study is to estimate the technical efficiency of 76 manufacturing firms with production plants installed in different regions, taking into account the spatial dependency for the 2019 period. Despite the general acceptance in the literature that spatial dependence may have an impact on the performance of economic units, only a few studies on efficiency consider this effect. For this purpose, the effect of spatial dependence on firms' efficiency scores is analyzed by using Spatial Stochastic Frontier Analysis (SSFA), which is a current approach proposed by Fusco and Vidoli (2013). The results show that there is a spatial autocorrelation between the technical efficiency scores. Also, the average technical efficiency scores, estimated under spatial dependency, is 0.444. This means that, there is a large output gap for firms in improving technical efficiency. Besides, it is concluded that the impact resulting from spatial dependence is limited among the determinants of inefficiency. According to this, it can be said that differences in inefficiency arise from the individual characteristics of firms rather than spatial effects. On the other hand, as a result of spatial dependency, it has been concluded that the technical efficiency scores of firm converge.*

**Keywords:** *Spatial Stochastic Frontier Analysis, Spatial Dependence, Technical Efficiency, Heterogeneity.*

### GİRİŞ

Neo Klasik iktisat teorisinde firmalar homojen birimler olarak değerlendirildiği için, tüm firmaların aynı teknik etkinlik<sup>1</sup> ve verimlilik düzeylerinde faaliyet gösterdikleri varsayılmaktadır. Ancak yapılan ampirik çalışmaların büyük bölümü bazı firmaların diğer firmalardan daha etkin olduğunu göstermiştir (Caves, 1989, s. 170). Buna göre, bazı firmalar teknolojik sınırdaki (üretim sınırı) faaliyet gösterirken (etkin firma) ve potansiyel olarak daha fazla kar elde ederken, diğerlerinin etkisizlik nedeniyle geride kaldıkları ve kârlarının düştüğü görülmektedir. Klasik teorisinin aksine firmalar arasında görülen bu farklılığın temel nedeni, piyasanın kaynak dağılımında etkinliği etkileyen unsurların ortaya çıkardığı firmalar arasındaki heterojen yapının varlığıdır. Bu unsurlar firmaların teknik etkinlik skorları arasında da farklılığa yol açar. Heterojenliğin kaynağı olarak görülen ancak literatürde genellikle dikkate alınmayan bu faktörlerden birisi de firmalar arasındaki mekansal bağımlılığın neden olduğu mekânsal etkilere bağlı heterojenliktir. Bu alanda literatürde kısıtlı sayıda yapılan çalışmanın olduğu dikkate alınırsa, bu çalışmanın temel amacı daha önce bu alanda yapılan uygulamalı

---

<sup>1</sup> Veri teknoloji ve girdi kullanımı ile maksimum çıktıyı elde eden bir firma teknik olarak etkindir. Bu durumda firma mümkün olan en yüksek üretim sınırına ulaşmış demektir. Teknik etkinlik kavramı ilk kez Farrell (1957) tarafından literatüre kazandırılmıştır.

literatürün Türkiye örneği üzerinden genişletilmesi olduğu söylenebilir. Bunun için çalışmada teknik olarak mekansal bağımlılığı dikkate alan güncel bir yaklaşım olan Mekansal Stokastik Sınır Analizi (SSFA) kullanılmıştır. Bu tekniğin özelliği firmaların etkinlik skorlarını tahmin ederek, firmalar arası etkinlik farklılıklarına yol açan heterojenliğin nedeni olarak mekânsal etkinin büyüklüğü konusunda bulgu vermesidir.

Etkinlik analizi iktisat, ekonometri, yöneylem araştırması, yönetim bilimi ve mühendislik gibi birçok alanı kapsayan disiplinler arası bir alandır. Etkinlik ölçme yöntemleri tarım, bankacılık, eğitim, çevre, sağlık, enerji, imalat, ulaşım ve kamu hizmetleri gibi pek çok alanda kullanılmaktadır. Kullanılan yaklaşımlar mikro ve makro olmak üzere iki farklı ölçekte yapılmaktadır. Mikro yaklaşımlar daha çok kişiler, hane halkları ve üretim tesisleri gibi küçük ölçekli karar alma birimleri ile firma ve endüstri gibi daha geniş ölçekli karar alma birimlerini kapsamaktadır. Makro yaklaşımlar ise, ülkeler arası üretim sistemlerinin veya endüstrilerin karşılaştırmalı etkinlik analizlerinden ulusal ekonomilerin etkinlik analizlerine kadar pek çok alanı incelemektedir. Etkinliğin ölçülmesi toplam faktör verimliliğinin analizi açısından da önem taşımaktadır (Färe vd., 1994). Öte yandan etkinlikteki ilerlemeler verimlilik artışı üzerinden ekonomik refahın ana itici gücü olarak kabul edilmektedir (Färe vd., 1994). Bu nedenle etkinlik göstergeleri, ülke içinde ve ülkeler arası performans karşılaştırmalarında kullanılan en önemli parametrelerden birisidir.

Etkinlik gibi diğer bir performans göstergesi toplam faktör verimliliğidir. Toplam faktör verimliliği, endüstrilerin kendi verimliliği ve endüstriler arasında faktör girdilerinin tahsisi olmak üzere iki bileşene ayrılabilir. Bu bileşenler arasında verimlilik şokları şeklinde ortaya çıkan bir etkileşim bulunmaktadır. Buna göre bir sektördeki verimlilik şoku, diğer sektördeki girdilerin yanlış tahsisine neden olabilir, ya da bir sektördeki girdilerin yanlış tahsisi üretim tedarik zinciri aracılığıyla üretim bağlantıları üzerinden diğer sektörlerde de verimlilik şoklarına yol açabilir. Bir bölgede yapılan üretim faaliyetleri, çeşitli dışsallıklar veya tedarik zinciri gibi girdi-çıkı ağırları yoluyla diğer bölgelerde gerçekleşen üretim faaliyetlerine bağlı olabileceği için, üretim birimlerine ait gözlemler arasında coğrafi uzaklıklara bağlı olarak korelasyon olması beklenen bir durumdur. Birçok çalışmada endüstri düzeyinde verimlilik ölçümü farklı yaklaşımlarla analiz edilmesine rağmen, bu çalışmaların büyük bölümünde muhtemel yatay – kesit bağımlılığın dikkate alınmadığı görülmektedir. Öte yandan, toplam faktör verimliliğindeki artış (ölçek bileşeni göz ardı edilirse), teknik etkinlikteki değişim (teknolojik yakalama) ve teknolojik değişim (teknik değişim) olmak üzere temelde iki bileşenden oluşmaktadır. En önemli bileşeni ise etkinlik oluşturmaktadır (Färe vd., 1994; Kumar & Russell, 2002). Etkinlik analizlerinde mekânsal özelliklerin ortaya çıkardığı heterojenliğin nedeni olduğu sektörler arası etkinlik farklılıklarının araştırılması, farklı bölgelerde yer alan firmalar için içsel ve dışsal ölçek ekonomilerinin analiz edilmesine imkan verebilir (Crespo-Cuaresma vd., 2014, s. 46). Bununla birlikte birçok çalışma, mekansal bağımlılığın etkisini dikkate almadan

yapılan etkinlik tahmin sonuçlarının sapmalı olduğunu göstermiştir (Schmidt vd., 2009, s. 108-109). Dolayısıyla bölgesel üretim verilerinden oluşan etkinlik analizlerinde, mekansal bağımlılığın (mekansal otokorelasyon) varlığının tespiti halinde, bu etkiyi dikkate alan ekonometrik tahmin yöntemlerinin kullanılması gerekmektedir.

Literatürde mekansal bağımlılığı dikkate alan çok sayıda model geliştirilmiştir (Mead, 1967; Besag, 1974; Ord, 1975; Anselin, 1988). Mekansal otokorelasyon modeli (SAR), mekansal hata modeli (SEM) ve mekansal Durbin modeli (SDM) en sık kullanılan mekansal ekonometri modelleridir (LeSage, 1999; Elhorst, 2014). Ancak bu modeller etkinlik ölçümünde mekansal bağımlılığı dikkate almamaktadır. Mekansal analizlerin ekonometrik uygulamasında önemli gelişmeler olmasına rağmen (Anselin, 1988; LeSage, 1999), mekansal bağımlılığın teknik etkinlik analizine nasıl dahil edileceği konusunda literatürde çok az çalışma bulunmaktadır (Druska & Torrace 2004; Schmidt vd., 2009). Etkinliğin mekansal analizinde, genellikle etkinlik skorlarının mekana bağlı olarak değişebileceği varsayımı altında mekansal heterojenliğin varlığı dikkate alınır. Buradaki mekansal bağımlılık, yapılan tahminleme sonucunda elde edilen firmaların etkinlik skorları ile "komşu firmaların" etkinlik skorları arasındaki korelasyonu ifade etmektedir.

Üretici birimlerin etkinlik düzeyleri arasında mekansal bağımlılığın olup olmadığına yönelik önerilen hipotezler, son yıllarda ancak birkaç ampirik çalışma ile test edilmiştir. Bundan önceki etkinlik analizlerinde mekansal heterojenite genellikle bölgeler, ülkeler ve illerin bulunduğu toprak sınırları için oluşturulan kukla değişkenler ile kontrol edilmekteydi. Örneğin Hadley (2006, s. 87) ve Zhu vd. (2011, s. 635) mekansal ekonometrik model kullanmadan, modele dahil ettikleri bölgesel kukla değişkenleri ile mekansal etkileri analiz etmişlerdir. Tsionas ve Michaelides (2016, s. 246) ve Carvalho (2018, s. 176) çalışmasında mekansal otoregresif etkinlik modeli tanımlayarak etkinlik skorlarındaki mekansal bağımlılığı test etmiştir. Önerilen modelde, bireysel karar alma birimlerine ait etkinlik skorlarının kendisine komşu diğer karar alma birimlerinin etkinlik skorlarına ve gürültü hata bileşenine bağlı olarak değiştiği varsayılmaktadır. Mekansal otoregresif etkinlik modelini mikro – düzeyde coğrafi bilgilerle birleştirerek mekansal düzeyde etkinlik analizi yapan birkaç çalışma Areal vd. (2012, s. 524-525), Fusco & Vidoli (2013, s. 686-687) ve Pede vd.'ne (2018, s. 303) aittir.

İşletme, firma veya bölgesel düzeyde üretim fonksiyonları, genellikle stokastik sınır modelleri kullanılarak tahmin edilmektedir. İlk kez Aigner vd. (1977) ve Meeusen ve van den Broeck (1977) tarafından geliştirilen stokastik sınır modeli, iki değişkenli hata yapısını dikkate almaktadır. Bu hatalardan birisi istatistiksel gürültüyü, diğeri teknik etkinsizliği açıklamaktadır. Şayet üretim fonksiyonu sıradan en küçük karelerle (OLS) tahmin edilirse, tahmin edilen üretim fonksiyonu ortalama üretim fonksiyonu olmaktadır (Tsukamoto, 2019, s. 66). Öte yandan üretim fonksiyonunu tahmininde stokastik sınır modeli kullanılırsa, tahmin edilen üretim

fonksiyonu üretim sınır fonksiyonu (PPF) olarak adlandırılmaktadır (Tsukamoto, 2019). Mikro iktisatta üretim fonksiyonu genellikle üretim sınır fonksiyonu olarak kabul edildiği için, üretim modellerine yönelik tahminlerde daha çok stokastik sınır modelleri tercih edilmektedir.

Türkiye imalat sanayi üzerine yapılan çalışmalardan farklı olarak ilk kez bu çalışmayla birlikte etkinlik skorları üzerinde olası mekansal etkinin varlığı araştırılmaktadır. Bundan dolayı Mekansal Stokastik Sınır Analizi (SSFA) ile firmaların teknik etkinlik skorları tahmin edilmektedir. Böylece bölgeler arasındaki mekansal bağımlılığın firmaların etkinlik skorları üzerindeki etkisi analiz edilmektedir.

Çalışmanın takip eden kısımları şu şekilde planlanmaktadır. İkinci kısımda sınır modelleri ve mekansal bağımlılık ilişkisini özetleyen literatür ele alınmaktadır. Üçüncü kısımda çalışmada kullanılan yöntem açıklanmaktadır. Dördüncü kısımda veri seti ve model tanımlanmaktadır. Beşinci kısımda ampirik bulgular yer almaktadır. Sonuç kısmında ise genel değerlendirmeler yapılarak çalışma tamamlanmaktadır.

## **SINIR MODELLERİ VE MEKANSAL BAĞIMLILIK İLİŞKİSİ ÜZERİNE LİTERATÜR**

İlk kez 1973 yılında Cliff ve Ord (1973) tarafından mekansal otoregresif modelin literatüre kazandırılmasının ardından, ekonomik birimlerin uzay ve zaman içindeki etkileşimini modelleyen mekansal ekonometri literatürünün (Anselin, 2010; Baltagi, 2011, 2013; Elhorst, 2009, 2014) geliştirilmeye başlandığı görülmektedir. Mekansal bağımlılığı dikkate alan stokastik sınır modellerinin gelişimi ise 2010 yılından itibaren başlamıştır. Druska ve Horace (2004) mekansal stokastik sınır modelleri üzerine ilk çalışma yapan yazarlardır.

İktisat teorisi mekansal bağımlılığın ekonomik birimlerin verimliliğini etkileyebileceğini (Acemoğlu, 2009) kabul etmesine rağmen, etkinlik analizleri mekansal etkileşimin verimlilik ve bunun bileşeni olan etkinlik üzerindeki etkisini göz ardı etmektedir. Ancak son yıllarda yapılan çalışmalarda mekansal bağımlılığın sınır modellerine dahil edilmeye çalışıldığı görülmektedir. Bunun sonucunda, verimlilik ve etkinlik analizi literatüründe mekansal sınır modeli olarak bilinen yeni bir modelleme yaklaşımı ortaya çıkmıştır (Druska & Horrace, 2004; Schmidt vd., 2009; Affuso, 2010; Barrios & Lavado, 2010; Areal vd., 2012; Pavlyuk, 2011, 2013; Brehm, 2013; Glass vd., 2013, 2014, 2016; Fusco & Vidoli, 2013; Adetutu vd., 2015; Han vd., 2016; Mastromarco vd., 2016). Bu kısımda mekansal bağımlılığın etkinlik üzerindeki etkisini araştıran güncel literatür özetlenmektedir.

Druska ve Horace (2004, s. 192-193) literatürde mekansal sınır modellemesi üzerine çalışma yapan ilk yazarlardır. Yazarlar, Endonezya pirinç çiftlikleri veri seti örneği üzerinden ve Genelleştirilmiş Momentler metodunu kullanarak mekansal hata

üretim sınır panel veri modelini geliştirmiştir. Geliştirilen yaklaşımla Schmidt ve Sickles (1984) metodu kullanılarak zamana göre değişmeyen etkinsizlik skorları tahmin edilmiştir. Yazarlar mekansal yayılımın çiftlik düzeyinde etkinliği ve sıralamasını etkilediğini göstermişlerdir.

Schmidt vd. (2009, s. 106) Brezilya'daki çiftliklerin üretimlerinde görülen bilinmeyen coğrafi yapıya bağlı değişimi açıklamak amacıyla gizli mekansal stokastik sınır modelini geliştirmiştir. Yazarlar, etkinsizlik sıralaması açısından mekansal etkileri göz ardı eden modellerin, birimler arasındaki gizli mekansal etkileri içeren modellerden önemli ölçüde farklılaştığını ortaya koymuştur.

Affuso (2010, s. 16) gelişmekte olan ülkelerdeki firmaların verimliliğini ve verimliliğini artırmayı amaçlayan etki değerlendirme programları kapsamında, Tanzanya'nın kırsal bölgelerindeki faaliyet gösteren çiftçilere yönelik anket verisine dayalı bir araştırma yapmışlardır. Çalışmada teknik etkinlik skorlarının elde edilmesinde Cobb – Douglas üretim fonksiyonu üzerinden mekansal otoregresif stokastik üretim modeli önermişlerdir. Çalışmada mekansal etkiler dahil edildiğinde tahmin edilen ortalama teknik etkinlik skorlarının daha yüksek olduğu görülmüştür.

Barrios ve Lavado (2010, s. 19) stokastik sınır modelini genişleterek yatay kesit için mekansal dışsallıkları üretim fonksiyonuna dahil eden yeni bir sınır modeli önermiştir. Çalışmada Filipinler için iki farklı veri seti kullanan yazarlar, mekansal dışsallıkların üretim sınırında aşağı doğru sapmalı olan etkinlik skorlarını düzeltebileceğini göstermiştir.

Areal vd. (2012, s. 534) çalışmasında, stokastik sınır modelinin etkinsizlikten kaynaklanan hata bileşenini otoregresif bir süreçle açıklayarak stokastik sınır analizine mekansal bağımlılığı dahil etmiştir. Yazarlar önerdikleri bu yöntemle İngiltere ve Galler'deki bir süt çiftliğinin teknik etkinliğini analiz etmişlerdir. Çalışmada, analiz edilen birimlerin teknik etkinlik skorlarında mekansal bağımlılığın varlığı tespit edilmiştir. Ayrıca mekansal bağımlılığı dikkate almayan etkinlik dağılımlarının sapmalı olabileceği ifade edilmektedir.

Pavlyuk (2011, s. 30, 2013, s. 30-31) çalışmasında klasik sınır modelini (SFA), mekansal gecikmeleri, mekansal otoregresif hataları ve mekansal otoregresif etkinsizlikleri içeren yeni mekansal stokastik sınır modeli (SSFA) ile genişletmiştir. Önerilen bu yeni yaklaşımın Maksimum Olabilirlik (ML) tahmincileri türetilmiş ve modelin küçük örnek özellikleri Monte Carlo sınımaları ile incelenmiştir. Modelin ML tahmincileri Baltık Ülkeleri ve Avrupa havalimanlarındaki bölgesel turizm pazarlarına ait örneklem veri seti üzerinden test edilmiştir. Ulaşılan tüm model tahmin sonuçlarında, analize konu örneklem üzerinde önemli mekansal bileşenlerin olduğu tespit edilmiştir. Çalışmada, mekansal bileşenlerin sınır modeline dahil edilmemesinin, sınır parametrelerinde ve tahmin edilen etkinlik skorlarında sapmalara yol açabileceği belirtilmektedir. Yazarlara göre çalışmada ulaşılan en önemli sonuç budur.

Brehm (2013, s. 99-100), 1995–2005 yılları arasında Çin’de bulunan Zhejiang bölgesi için mali merkezsizleşme ile ekonomik etkinlik arasındaki ilişkiyi mekansal hata düzeltme temelli stokastik sınır modeli ile analiz etmiştir. Mekansal ve seri korelasyondan kaynaklanan tahmin sapmasının etkisinin de araştırıldığı çalışmada, bölge düzeyinde etkinsizlik farklarının en önemli kaynağının, kamu yatırımlarının tahsisinde görülen mekansal bağımlılığın olduğu gösterilmiştir.

Glass vd. (2013, s. 294-295, 2014, s. 157) çalışmasında Cornwell vd. (1990) tarafından önerilen mekansal olmayan sınır modelini (SFA), mekansal otoregresif bağımlılığın etkisini ortaya koyan yeni bir modelle genişletmiş ve elde ettiği model üzerinden etkinlik yayılımı kavramını ortaya koymuştur. Öte yandan Glass vd. (2016), etkinsizliğin yarı normal dağılım gösterdiği varsayımıyla birleşik hata yapısını da modele dahil etmiştir. Ayrıca kullanılan yaklaşımla politika yapıcılara, birimlerin birbirleri arasında üretken performans aktarma ve ithal etme konusunda ne kadar başarılı olduklarını izleme imkanının verildiği belirtilmektedir. Modelin tahmin özellikleri arasında zamana göre değişen etkinlik değerleri ile ölçüğe göre getirinin ve yayılma getirisinin bulunduğu belirtilmiştir. Avrupa ülkelerindeki toplam üretim ve ABD’de eyalet düzeyinde üretim maliyetleri üzerine yapılan analiz sonucunda, karar alma birimlerinin etkinlik yayılımları arasında asimetrik etkinin olduğu görülmüştür.

Fusco ve Vidoli (2013, s. 693) çalışmasında bileşik hata teriminin etkinsizlikten kaynaklanan kısmını mekansal gecikme modeli ile birleştirerek etkinsizliği üç bileşene ayırmıştır. Buna göre birinci bileşen mekansal gecikmeye, ikincisi bileşen karar alma birimlerine özgü özelliklere, üçüncü bileşen ise hata terimine bağlı değişmektedir. Önerilen model, İtalya’da tarım sektöründen sağlanan yatay kesit verilerine uygulanmıştır. Hem tarım sektörü verileri hemde simüle edilen verilerle yapılan analizler, kullanılan yaklaşımın güçlü mekansal bağımlılığın ve yerel bağımlılığın yüksek olduğu verilerde daha etkin sonuçlar verdiğini göstermiştir.

Adetutu vd. (2015, s. 322-323), mekansal gecikmeli girdi ve mekansal gecikmeli dışsal değişkenlerin üretim sınırını kaydırmasına imkan vererek mekansal etkileşimi açıklayan yerel bir mekansal stokastik sınır modeli önermişlerdir. Yazarlar, Glass vd. (2013, 2014, 2016)’den farklı olarak bağımlı değişkenin mekansal gecikmesi yoluyla stokastik sınır analizinde global mekansal bağımlılığı dikkate almaktadır.

Han vd. (2016, s. 92), mekansal bağımlılığı dikkate alan bir üretim sınır fonksiyonu üzerinden kamu sermaye stokunun yayılma etkilerini araştırmıştır. Yazarlar Schmidt ve Sickles’in (1984) zamandan bağımsız etkinsizlik hipotezini kullanarak mekansal bir otoregresif süreç üzerinden global mekansal bağımlılığa izin veren bir yaklaşım önermiştir. Çalışmada 21 OECD ülkesi için 1960 – 2001 yılları arasında yapılan analizler sonucunda, mekansal bağımlılığı teknik etkinsizlik farklılıklarını açıklayan önemli bir faktör olduğu tespit edilmiştir.

Mastromarco vd. (2016, s. 292), gözlemlenmeyen ortak faktörlere dayalı yaklaşım ile eşik etkinlik rejim seçim mekanizmasını birleştirerek, teknik etkinliğin modellenmesinde hem zaman hem de kesitsel bağımlılığı (güçlü ve zayıf) içeren birleşik bir yaklaşım önermiştir. Çalışmada 26 OECD ülkesinin veri seti üzerinden her bir ülkeye ait üretim teknolojisi parametreleri ve etkinlik sıralaması tahminleri yapılmıştır. Tahmin sonuçları etkinlik skorları üzerinde pozitif yayılma etkisinin olduğunu göstermiştir.

Glass vd. (2016, s. 291) çalışmasında, Aigner vd. (1977) tarafından önerilen yarı – normal dağılımlı stokastik sınır modelini mekansal otoregresif süreçle birleştirerek, panel veri için mekansal otoregresif sınır modelini geliştirmiştir. Benzer bir çalışma Ramajo ve Hewings (2018) tarafından yapılmış olup, yazarlar Battese ve Coelli'nin (1992) modelini zamana göre değişen etkinlik spesifikasyonu ile birleştirerek mekansal panel otoregresif stokastik sınır modelini geliştirmiştir. Modelde, etkinsizlikteki artış veya azalışların üstel olarak değişimine izin verilmektedir.

Ramajo ve Hewings (2018, s. 1375) çalışmasında, Battese ve Coelli'nin (1992) modelini zamana göre değişen etkinlik spesifikasyonu ile birleştirerek mekansal panel otoregresif stokastik sınır modelini geliştirmiştir. Tanımlanan model, etkinsizlikteki artış veya azalışların üstel olarak değişimine izin vermektedir. Benzer bir çalışmada Glass vd. (2016), Aigner vd. (1977) tarafından önerilen yarı – normal dağılımlı stokastik sınır modelini mekansal otoregresif süreçle birleştirerek, panel veri için mekansal otoregresif sınır modelini geliştirmiştir.

## YÖNTEM

### Stokastik Üretim Sınırı

Teknik etkinliğin ölçümünde çeşitli yöntemler bulunmaktadır (Lovell, 1993; Coelli & Battese, 1998; Kumbhaker & Lovell, 2000). Bu çalışmada yatay kesit veri için tanımlanan ve istatistiksel hataların da bulunduğu Cobb-Douglas tipi üretim fonksiyonu kullanılmaktadır. En basit formda bir Cobb-Douglas üretim fonksiyonu aşağıdaki gibi gösterilebilir (Cobb & Douglas, 1928; Varian, 1992):

$$Y = AL^{\alpha}K^{\beta} \quad (1)$$

Burada  $L$  işgücü girdisini,  $K$  sermaye/ekipman girdisini,  $A$  ise teknoloji düzeyini göstermektedir.  $\alpha$  ve  $\beta$  sırasıyla emeğin ve sermayenin çıktı esneklik katsayılarıdır. Eşitlik (1) de tanımlanan üretim fonksiyonu vektör notasyonu kullanılarak yeniden yazılabilir:

$$y = f(X; \beta')TE, \quad (2)$$

Burada  $X$  üretim faktörleri matrisini,  $\beta$  Cobb – Douglas üretim fonksiyonunun parametreler vektörünü ve TE firma – bazlı teknik etkinliği göstermektedir. TE herhangi bir firmanın, örnekleme yer alan firmalar içinde en iyi



üretim firmasının (maksimum) üretimine olan mesafenin ölçüsüdür. Her bir firma için TE değeri bire eşit (tam etkin firma) veya birden küçük (etkinsiz firma) olmalıdır. Aigner vd. (1977) ve Meeusen ve van den Broek (1977) eşitlik (2) ile gösterilen üretim fonksiyonunu  $TE = \exp(-u)$  varsayımı altında tanımlamaktadır. Burada  $u$  değeri stokastik bir değişkendir. Logaritmik dönüşüm kullanılarak eşitlik (2)'de yer alan fonksiyon yeniden tanımlanabilir:

$$\ln(y) = \ln(X)\beta - u + v \quad (3)$$

Burada  $u$ 'nun stokastik değişken olmasının yanısıra,  $u \sim N(0, \sigma_u^2)$  ve  $v \sim N(0, \sigma_v^2)$  varsayımları yapılmaktadır. Ayrıca  $u > 0$  olması koşulunun da sağlanması gerekmektedir.

Olabilirlik fonksiyonu için genellikle bileşke stokastik değişkenlerinden  $\varepsilon = v + u$  hareket edilmektedir. Öte yandan genellikle  $u$  ve  $v$ 'nin bağımsız oldukları varsayılmaktadır. Bu varsayım  $\varepsilon$  teriminin marjinal yoğunluk fonksiyonunun elde edilmesine imkan vermektedir:

$$\begin{aligned} f(\varepsilon) &= \int_0^\infty f(u, \varepsilon) du \\ &= \frac{2}{\sigma} \phi\left(\frac{\varepsilon}{\sigma}\right) \phi\left(-\frac{\varepsilon\lambda}{\sigma}\right) \end{aligned} \quad (4)$$

Burada  $\sigma_\varepsilon = \sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}$  ve  $\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v}$  gösterilebilir. Eşitlikte  $\varepsilon$ 'nın marjinal dağılımı  $u$  ve  $v$  terimlerinin koşullu dağılımına eşittir. Teknik etkinlik skorları eşitlik (4)'te yer alan  $f(u|\varepsilon)$  fonksiyonuna ait dağılımın elde edilmesiyle hesaplanmaktadır.

Eşitlik (3)'te yer alan ve iki stokastik değişken içeren modelin sıradan en küçük kareler regresyonu ile tahmini sapmalı sonuçlara yol açmaktadır. Bu nedenle model tahmininde, eşitlik (3)'te verilen yoğunluk fonksiyonuna dayalı geleneksel olabilirlik süreci uygulanmaktadır.

Eşitlik (3)'te verilen üretim fonksiyonu üzerinden teknik etkinlik skorları çıktı eksenli ve girdi eksenli olmak üzere iki farklı şekilde tahmin edilebilir. Çıktı eksenli yaklaşımda teknik etkinlik, veri girdi kümesi ile firmanın maksimum çıktı elde etme çabasını ölçmektedir. Girdi eksenli yaklaşımda ise teknik etkinlik, firmanın veri çıktı düzeyini elde etmede kullandığı girdilerini ne ölçüde azaltabileceğini göstermektedir. Bu çalışmada firmaların öncelikli amacının satış gelirlerini arttırmak olduğu varsayımı altında çıktı eksenli yaklaşım kullanılmaktadır.

### Mekansal Stokastik Sınır Analizi (SSFA)

Son yıllarda etkinlik ölçümünde kullanılan geleneksel sınır modellerinin firmaya özgü heterojenliği kontrol eden yeni yaklaşımlarla geliştirilmeye başlandığı görülmektedir (Greene, 2005). Firmaya özgü değişkenliğin (heterojenite) dikkate

alınmadığı etkinlik ölçümlerinde ise tahmin edilen etkinlik skorları sapmalı olabilmektedir.

Çalışmada firmaya özgü heterojenliği mekansal bağımlılıkla açıklayan Mekansal Stokastik Sınır Analizi (SSFA) kullanılmıştır. Fusco ve Vidoli (2013) tarafından önerilen bu yaklaşım aynı zamanda firmalar arası mekansal bağımlılığı dikkate alarak her bir firma için etkinlik tahmini yapmaktadır. Bu yaklaşımda, geleneksel sınır modelinin (SFA) standart hata tanımına ek olarak etkisizliğin kaynağını açıklayan yeni bir parametre ortaya konulmuştur. Klasik SFA modelindeki etkisizlik terimini mekansal otoregresif bir süreçle tanımlayan bu etkisizlik parametresi, aynı zamanda etkinlik yayılımı parametresi olarak kullanılmaktadır.

Mekansal bağımlılık, firma  $i$ 'nin etkisizliğinin ( $u_i$ ) komşu firma  $j$ 'lerin performansına bağlı olması koşuluyla ( $j \neq i$ ), firma  $i$ 'nin teknik etkinlik düzeyinin diğer firma gruplarının ( $j = 1, \dots, n$ ) etkinliksizlik düzeyine bağımlılığını açıklayan modelleme türüdür (Fusco & Vidoli, 2013).

Her bir karar olma birimi için (firmalar) normal/yarı – normal mekansal SFA modeli aşağıdaki şekilde yazılabilir:

$$\begin{aligned} \log(y_i) &= \log(f(x_i; \beta_i)) + v_i - u_i \\ &= \log(f(x_i; \beta_i)) + v_i - (1 - \rho \sum_i w_i)^{-1} \tilde{u}_i \end{aligned} \quad (1)$$

Burada  $y_i$  firma  $i$ 'nin çıktı düzeyini,  $x_i$  girdi vektörlerini ve  $f$  jenerik bir parametrik fonksiyonu (bu çalışmada Cobb-Douglas fonksiyonu) göstermektedir. Hatalara yönelik varsayımlar şu şekildedir (Fusco & Vidoli, 2013).

$$\begin{aligned} v_i &\sim N(0, \sigma_v^2), \\ u_i &\sim N^+(0, (1 - \rho \sum_i w_i)^{-2} \sigma_u^2), \\ \tilde{u} &\sim N(0, \sigma_{\tilde{u}}^2), \end{aligned} \quad (2)$$

Burada  $u_i$  ve  $v_i$  hata terimleri birbirinden ve açıklayıcı değişkenlerden bağımsız olup *iid* özelliği göstermektedir. Eşitlik (1)'de yer alan  $w_i$  terimi mekansal ağırlık matrisini,  $\rho$  ise mekansal gecikme parametresini ( $\rho \in [0,1]$ ) göstermektedir. Modelde etkisizlik terimi  $u_i$  mekansal gecikme parametresine  $\rho$  ve mekansal ağırlık matrisine  $W$  bağlı olarak değişmektedir. Buna göre herhangi bir firmanın teknik etkinlik düzeyi, diğer firmaların teknik etkinlik düzeylerinden etkilenebilmektedir. Bu yaklaşımda mekansal etkilerin parametreler üzerindeki etkisi, standart SFA hata yapısının etkisizlik terimine mekansal otoregresif hata sürecinin eklenmesi suretiyle modellenmektedir. Fusco ve Vidoli (2013) eşitlik (1) için log – olabilirlik fonksiyonunu aşağıdaki gibi tanımlamaktadır (Fusco & Vidoli, 2013):

$$L(y|\beta, \lambda, \sigma^2, \rho) = 2 \sum_{i=1}^n \left\{ \phi \left( \frac{\varepsilon}{\sigma} \right) \left[ 1 - \Phi \left( \frac{\lambda \varepsilon}{\sigma} \right) \right] \right\} \quad (3)$$

Burada  $\sigma = \sqrt{\sigma_v^2 + (\delta(\rho))^{-2} \sigma_u^2}$ ;  $\lambda = \frac{(\delta(\rho))^{-1} \sigma_u}{\sigma_v}$  olmak üzere  $\phi(\cdot)$  ve  $\Phi(\cdot)$  sırasıyla standart normal yoğunluk ve dağılım fonksiyonlarıdır. Eşitlik (3)'te yer alan fonksiyon parametrelere göre maksimum olabilirlik yöntemi ile maksimize edilmektedir.

Vidoli vd. (2016) tarafından belirtildiği üzere SSFA'nın üç avantajı vardır. Birincisi, mekansal etkileri gözardı eden klasik SFA modelindeki eksik değişken (omited) varsayımının yol açtığı potansiyel sapmayı azaltarak, mekansal etkilerin varlığı durumunda dirençli teknik etkinlik tahminlerinin elde edilmesini sağlamaktadır. İkincisi, SSFA modeli ile yapılan etkinlik tahminleri iki-aşamalı SFA modeline dayalı olarak yapılan mekansal uygulamalarda görülen sapmalardan etkinlenmez (Wang & Schmidt, 2002). Üçüncüsü, SSFA modelinden elde edilen etkinlik skorları mekansal olmayan SFA modelinden elde edilen etkinlik skorları ile karşılaştırılabilir. Bu şekilde karar alma birimleri arasındaki mekansal etkileşimin etkinlik skorları üzerindeki etkisi açıklanabilir (Vidoli vd., 2016).

## VERİ SETİ VE MODEL

### Veri Seti

Çalışmada Borsa İstanbul'a kayıtlı 76 imalat sanayi firmasının 2019 dönemine ait verileri kullanılmıştır. Analize konu örneklem büyüklüğü oluşturulurken veri kaybı olan firmalar ile negatif değerli girdi ve çıktısı bulunan firmalar analizin dışında bırakılmıştır. Ayrıca bankalar ve özel finans kurumları, finansal kiralama şirketleri, factoring şirketleri vb. veri setinden çıkarılmıştır. Firmaların girdi ve çıktı değerlerinin elde edildiği finansal tablolar, Kamuyu Aydınlatma Platformu (KAP) ve Borsa İstanbul veri tabanından sağlanmıştır.

Üretim sınır fonksiyonunu elde etmek için, tek çıktı ve iki girdiden oluşan Cobb-Douglas tipi üretim fonksiyonu kullanılmıştır. Çıktı değişkenini (Y) temsilen firmaların "satış değerleri" ve "mamul stok değeri" miktarlarının toplamı alınmıştır. Çalışmada kullanılan girdi değişkenleri sırasıyla emek (L) ve sermaye (K) stokudur. Emek değişkeni, 2019 yılına ait o firmada aktif "çalışanların sayısı" alınarak kullanılmıştır. Çalışmada sermaye stokunu temsilen "Maddi Duran Varlıklar" değişkeni kullanılmıştır. Bu değer, maliyet bedellerinden birikmiş amortismanların ve eğer varsa, değer düşüklüğünün indirilmesi suretiyle hesaplanmaktadır. Çalışmada emek dışında kullanılan değişkenler parasal büyüklükler cinsinden tanımlı olduğu için, söz konusu değişkenler 2019 Gayri Safı Yurtiçi Hasıla (GSYH) zımni deflâtörü ile deflete edilerek reel büyüklükler cinsinden yeniden

tanımlanmıştır. Üretim fonksiyonunda kullanılan girdi ve çıktı değişkenlerine ait tanımlayıcı istatistik değerleri tablo 1’de verilmektedir.

**Tablo 1:** Girdi ve Çıktı Değişkenlerine ait Tanımlayıcı İstatistikler

Değişkenler	Ortalama	Std.Sapma	Minimum	Maksimum
Satış Gelirleri + Stoklar (Y)	4,199,399,708.30	7529566621.40	119379572.00	41036418000.00
Personel Sayısı (L)	2,674.17	4724.66	276.00	32171.00
Maddi Duran Varlıklar (K)	1,269,720,720.18	2053564988.02	5146317.00	12006521000.00

**Kaynak:** Yazar tarafından hesaplanmıştır.

### Model

Literatürde üretim fonksiyonlarını modellemek amacıyla kullanılan farklı fonksiyonel form türleri bulunmaktadır (Mutter vd., 2011; Rosko & Mutter, 2011; Hollingsworth, 2012). Bunlar arasında, Cobb-Douglas ve Translog fonksiyonel formları en çok bilinen türlerdir. Cobb-Douglas tipi fonksiyonda logaritmik olarak tanımlanan katsayılar çıktı esnekliği cinsinden yorumlanır. Ayrıca, diğer fonksiyon türleriyle karşılaştırıldığında katsayıların yorumu oldukça kolaydır. Bu avantajlarının yanı sıra, tüm karar alma birimleri için sabit girdi esnekliği ve ölçeğe göre sabit getiri varsayımında bulunması, en önemli dezavantajıdır. Cobb-Douglas formunun bu zayıf yönü, üretim ve ikame esneklikleri üzerine daha az kısıtlama getiren Translog formu ile gidebilebilir. Ancak Translog formu da serbestlik derecesi ve çoklu doğrusal bağıntı problemlerine karşı hassastır. Hem Cobb-Douglas tipi hem de Translog tipi fonksiyonlar parametreleri cinsinden doğrusal oldukları için, en küçük kareler yöntemleri kullanılarak tahmin edilebilirler. Bu çalışmada kullanılan örneklem büyüklüğü ve serbestlik derecesi kısıtı dikkate alındığında, temel model tanımı olarak Cobb-Douglas fonksiyonel formu kullanılmıştır.

Teknik etkinlik skorlarının tahmininde kullanılan cobb –douglas üretim fonksiyonu, mekansal etkiyi de içeren aşağıdaki formda tanımlanabilir:

$$\ln(Y_i) = \beta_0 + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} Y_j + \ln(L_i)\beta_1 + \ln(K_i)\beta_2 + v_i + u_i \quad (1)$$

Burada  $Y_i$ ,  $L_i$  ve  $K_i$  sırasıyla çıktının, emeğin ve sermayenin logaritmik değerlerini temsil etmektedir. Stokastik hata bileşeni  $v_i$  bağımsız ve özdeş dağılımlı i. i. d ve ortalaması sıfır ve varyansı ise sabit olduğu  $v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$  varsayılmaktadır. Üretim sınırını etkileyen ve gözlemlenmeyen rassal şokların etkisi  $v_i$  ile yakalanmaktadır. Bileşik hata terimini oluşturan  $u_i$  terimi ise teknik etkinsizliği göstermektedir.

Eşitlik (1)’de her bir bölge için, bağımlı değişkenin içsel mekansal gecikme parametresi  $\sum_{j=1}^N w_{ij} Y_j$  şekilde oluşturulmuştur. Burada  $w_{ij}$  bölgeler arasındaki mekansal bağımlılığın yapısını ve bunlar arasındaki ilişkinin derecesini vermektedir.

Mekansal ağırlıklar oluşturulurken,  $w_{ij} \geq 0, w_{ii} = 0$  ve  $\sum_{j=1}^N w_{ij} = 1$  kriterleri dikkate alınmaktadır. Çalışmada kullanılan ağırlıklar matrisi  $\mathbf{W}$ , coğrafi ağırlık matrisinin  $\mathbf{C}_d$  satır bazında standartlaştırılmış halidir. Matrisin her bir elemanının  $c_{ij}$  azalım (decay) faktörü ile ters mesafe fonksiyonuna göre tanımlandığı varsayılmaktadır:  $c_{ij} = \frac{1}{d_{ij}^\phi}$ . Burada  $d_{ij}$ ,  $i$  ve  $j$  bölgeleri arasındaki fiziksel uzunluğu göstermektedir. Eşitlikte  $\phi$  terimi ise uzaklık azalım parametresidir. Uygulamada  $\phi$  parametresinin değeri doğrusal olmayan tekniklerle tahmin edilebilmesine rağmen, çalışmada literatür izlenerek ilgili değerler seçilmiştir (Crespo-Cuaresma vd., 2014; Glass vd., 2016). Özellikle  $\phi = 1$  ve  $\phi = 2$  olmak üzere farklı değerler seçilerek ağırlıklar oluşturulmasına rağmen, çok yakın sonuçlara ulaşılmıştır. Bu nedenle  $\phi = 1$  değeri kullanılarak ampirik bulgular elde edilmiştir. Sonuç olarak analiz kısmında  $c_{ij} = \frac{1}{d_{ij}}$  şeklinde tanımlanan ters uzaklık fonksiyonu ve buna karşılık gelen satır bazında standartlaştırılmış dışsal ve simetrik ağırlık matrisi  $\mathbf{W}$  kullanılmıştır. Ek 2'de firmaların üretim faaliyetinde buldukları bölgeler (iller) ile bölgelerin (illerin) komşuluk ilişkisini gösteren ağırlık matrisine ait tanımlayıcı bilgiler yer almaktadır.

## AMPİRİK SONUÇLAR

Bu çalışmada Türkiye imalat sanayinde faaliyet gösteren firmaların üretim performansları mekansal etkilerin varlığı altında analiz edilmiştir. İki amaca yönelik olarak bu çalışmada, Areal vd. (2012) ve Fusco ve Vidoli (2013) tarafından geliştirilen mekansal stokastik sınır analizi (SSFA) yöntemi kullanılmıştır. Birincisi, SSFA yöntemi kullanılarak elde edilen tahmin sonuçları ile mekansal olmayan SFA'dan elde edilen tahmin sonuçları karşılaştırılarak, Türkiye imalat sanayinde faaliyet gösteren firmaların teknik etkinlik skorları arasında mekansal heterojenliğin olup olmadığı araştırılmaktadır. Özellikle burada kullanılan SSFA yaklaşımı, etkinsizlik terimini (istatistiki hatadan bağımsız olarak) mekansal otoregresif (mekansal gecikme) bileşen ve birime özgü bileşen olmak üzere ikiye ayırdığı için, standart SFA ile doğrudan karşılaştırılabilir sonuçlar vermektedir (Vidoli vd., 2016). İkincisi, daha önce Türkiye imalat sanayi etkinliği çalışmalarında kullanılmayan bu yeni yaklaşımla, mekansal bağımlık altında direçli etkinlik tahminleri (Herwartz & Strumann, 2012)<sup>2</sup> elde edilerek daha önce yapılmış uygulamalı etkinlik literatürünün genişletilmesi hedeflenmektedir.

Literatürde daha önce farklı kapsam ve yaklaşımlar kullanılarak, Türkiye imalat sanayi endüstrisinin etkinliğini ölçmeye yönelik yapılmış etkinlik çalışmaları bulunmaktadır. Bunlar arasında, Taymaz ve Saatçi (1997, s. 468-471), Cobb-

<sup>2</sup> Yapılan çalışmalarda, SSFA yaklaşımı kullanılarak elde edilen mekansal etki sonuçlarının, Herwartz ve Strumann (2012) tarafından kullanılan iki aşamalı yaklaşımla edilen sonuçlardan daha tutarlı olduğu görülmüştür.

Douglas üretim fonksiyonu üzerinden Battese ve Coelli (1995) modelini kullanarak 1997 – 1992 dönemi için panel veri kullanarak Türk imalat sanayinde faaliyet gösteren Tekstil, Çimento ve Motorlu taşıtlar sektörlerindeki teknik etkinlik ve teknoloji gelişimini araştırmıştır. Çalışma sonuçları, sektörler arası teknoloji değişim oranları ve firma düzeyinde teknik etkinliği etkileyen faktörlerde anlamlı bir farklılığın olduğunu göstermiştir. Önder vd. (2003, s. 110), 1990 – 1998 dönemi için Türkiye’de seçilmiş 18 ilin imalat sanayisinde faaliyet gösteren firmaların teknik etkinliğin yanı sıra teknolojik gelişmeleri ve toplam faktör verimliliğindeki değişimi analiz etmiştir. Sonuçlar incelendiğinde, tüm sektör için teknik etkinlik skorlarında %1.6’lık azalış görülürken, teknolojiye %1.7 oranında bir iyileşmenin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Deliktaş (2002, s. 281-282), 1990 – 2000 dönemi verileri kullanılarak il bazında ve alt sektörler itibarıyla, özel sektör imalat sanayinin teknik etkinlik düzeyleri ve toplam faktör verimliliğindeki değişimleri Malmquist verimlilik indeksi ve Veri Zarflama Analizi yaklaşımı ile incelemiştir. Elde edilen sonuçlarda etkinlik skorları ve toplam faktör verimliliği en yüksek sektörlerin Marmara Bölgesi’nde, en düşük etkinlik ve toplam faktör verimliliğine sahip sektörlerin ise Ege Bölgesi ile İç Anadolu Bölgesi’nde olduğu görülmüştür. Deliktaş (2006, s. 28-29), 1991 -2000 dönemi İzmir ilinde faaliyet gösteren küçük, orta ve büyük ölçekli imalat sanayi alt sektörlerinin teknik etkinlik düzeyleri ile toplam faktör verimliliği değişimlerini incelemiştir. Orta ve büyük ölçekli firmaların teknik etkinlik düzeyinin küçük ölçekli firmalara göre daha yüksek olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Çokgezen ve Balcılar (2003, s. 177), Türkiye şeker endüstrisinde faaliyet gösteren kamu ve özel sektöre ait 29 şeker fabrikasının teknik etkinsizliğini Stokastik sınır analizi ile araştırmıştır. Stokastik sınır modeli sonucuna göre endüstride ortalama teknik etkinsizlik düzeyi 0.10 olarak tespit edilmiştir. Özel sektöre ait fabrikaların kamu sektörüne ait fabrikalardan daha etkin oldukları görülmüştür. Kök ve Yeşilyurt (2006, s. 55-56), 1993 – 2000 yılları boyunca Türkiye imalat sanayinde arasında faaliyet gösteren ilk beş yüz imalat sanayi kuruluşunun etkinliğini stokastik sınır analizi ile ölçmüştür. Çalışmada panel veri ile oluşturulan özel kesime ait 185, kamu kesimine ait 58 firma kullanılmıştır. Stokastik sınır modeli sonuçlarına göre, özel firmaların oluşturduğu alt sektörlerin ortalama teknik etkinlik seviyesinin, kamu firmalarının oluşturduğu alt sektörlerin ortalama teknik etkinlik seviyesinden yüksek olduğu görülmüştür. Hajihassaniasl ve Kök (2016, s. 14-15), Stokastik meta-frontier yaklaşımını kullanarak Türkiye imalat sanayinde faaliyet gösteren küçük, orta ve büyük ölçekli firmaların etkinlik ve teknolojik farklılıklarını araştırmıştır. Anket verileri ve 2005-2010 dönemi İMKB’ye kayıtlı firmaların finansal tabloları kullanılarak elde edilen tahmin sonucunda, teknolojik farklılıkların anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca etkinsizliğin temel nedeni olarak firmaların optimal üretim ölçeğinin altında olmaları gösterilmektedir.

Yukarıda özetlenmeye çalışılan literatürü referans aldığımızda, analiz kısmında öncelikle tanımlanan üretim fonksiyonu (Cobb-Douglas) standart parametrik yaklaşımlarla (OLS, SFA) tahmin edilmektedir. Daha sonra elde edilen

tahminlerden hareketle Moran I testi kullanılarak etkinlik skorlarında mekansal bağımlılığın bulunup bulunmadığı test edilmektedir. Son olarak mekansal etkili SSFA modeli kullanılarak farklı bölgelerde üretim yapan imalat sanayi firmalarının dirençli etkinlik skorları tahmin edilmektedir. Ayrıca klasik SFA yaklaşımından farklı olarak burada, mekansal etkilerle birlikte etkinsizliğin kaynağı açıklanmaktadır. Böylece firmalara yönelik daha etkin politika önerisi sunma imkanı veren bilgiye de ulaşma imkanı bulunmaktadır. Çalışmada ampirik sonuçların elde edilmesinde açık kaynak kodlu R<sup>3</sup> yazılım programından yararlanılmıştır.

Mekansal modelin tahminine geçmeden önce, analizde kullanılan verilerde teknik etkinsizliğin olup olmadığını en küçük kareler (OLS) yöntemi üzerinden basit bir yaklaşımla test edilmiştir. Bunun için öncelikle tam logaritmik (log – log) fonksiyonel form üzerinden OLS regresyonu tahmin edilmiş, sonrasında etkinsizliğin olup olmadığını araştıran hipotez testleri sınanmıştır. Tablo 2’de firmaların faaliyet gösterdikleri bölgeleri temsilen oluşturulan bölgesel sabit etkiler modeli ve sabit etkilerin olmadığı model için elde edilen OLS tahmin sonuçları yer almaktadır. Sabit etkiler modeli ile, bölgesel düzenleyici bağlamdaki farklılıkların firmaların etkinliği üzerindeki etkileri ve firmaların teknik etkinliğini etkileyen ortak faktörlerinin (coğrafi ve kurumsal) kontrol edilmesi amaçlanmıştır.

**Tablo 2:** OLS Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Bağımlı Değişken: log (Y)	
	(1)	(2)
Sabit	6.327** (2.472)	8.502** (3.436)
log (L)	0.947*** (0.183)	0.958*** (0.295)
log (K)	0.833*** (0.154)	0.610*** (0.203)
Gözlem	76	76
Bölgesel Kukla	Yok	Var
R <sup>2</sup>	0.759	0.788
Düzeltilmiş R <sup>2</sup>	0.753	0.712
F (p – olasılık)	0.0000	0.0000

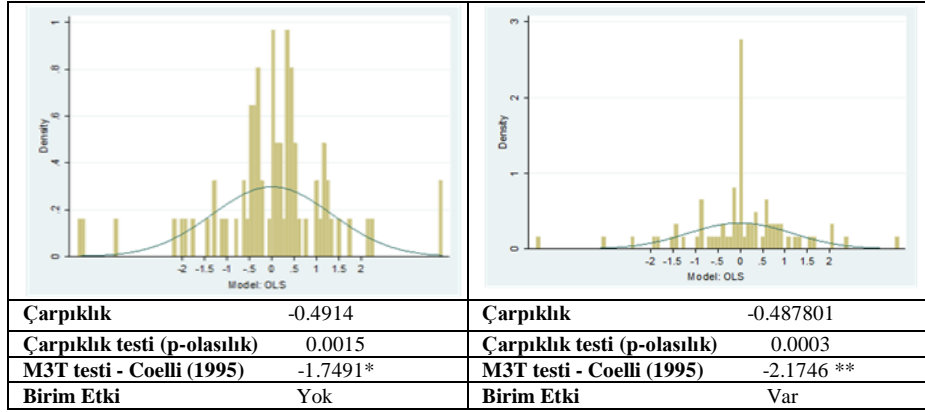
**Not:** \*\*\*, \*\*, \*, sırasıyla % 1, %5 ve % 10 önem düzeyinde anlamlılıkları göstermektedir. Parantez içindeki değerler katsayılar a ait standart hatalardır.

Tablo 2’de yer alan sonuçlar Cobb-Douglas fonksiyonel formunun geçerliliğini doğrulamaktadır. Her iki model tanımı için, sabit katsayılar dahil tüm ortak değişkenler pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır (%1 önem düzeyinde). Modelin açıklama gücünü gösteren R - kare yüksek (yaklaşık 0,76) ve girdilere göre üretim fonksiyonunun birinci dereceden homojenlik koşulu sağlanmaktadır. Bundan sonraki aşama, stokastik sınır modelleri ile üretim fonksiyonunu tahmin etmektir. Ancak stokastik sınır analizine geçmeden önce verilerde teknik etkinsizliğin bulunup

<sup>3</sup> Geleneksel ve mekansal SFA sonuçları, Fusco ve Vidoli (2013) tarafından geliştirilen ve R kütüphanesinde yer alan “ssfa” paketinden yararlanılarak elde edilmiştir.

bulunmadığının, diğer bir ifadeyle stokastik sınır modelinin geçerli olup olmadığının kontrol edilmesi gerekmektedir.

**Şekil 1:** OLS Artıklarının Histogramları ve Etkinsizliğin Testi



**Not:** \*\*\*, \*\*, \*, sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde anlamlılıkları göstermektedir.

Şekil 1’de her iki modelin (sabit etkili olan ve olmayan) OLS kalıntılarına ait histogramları, normal yoğunluk değerlerine karşı grafiksel gösterimle çizilmiştir. Her iki şekilde kalıntıların normalden sapan asimetrik bir dağılım sergiledikleri görülmektedir. Çalışmada stokastik sınır modelinin geçerliliği, artıkların negatif çarpıklığı üzerinden iki farklı yaklaşımla test edilmektedir. Schmidt ve Lin, (1984) tarafından geliştirilen negatif çarpıklık testine göre, her iki modelin test istatistiği anlamlı olup (%5 önem düzeyi), çarpıklığın sıfır olduğunu öne süren boş hipotezler reddedilmektedir. Öte yandan Coelli (1995) tarafından önerilen M3T testine göre birinci model %10 (-1.7491\*), ikinci model ise %5 (-2.1746 \*\*) önem düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Dolayısıyla M3T istatistiği de her iki model için negatif çarpıklığın varlığını desteklemektedir. Negatif çarpıklıkların anlamlı ve geçerli olması, stokastik sınır modelinin geçerli olduğunu göstermektedir.

**Tablo 3:** SFA Tahmin Sonuçları ( $u_i$ -yarı-normal)

Değişkenler	Bağımlı Değişken: log (Y)			
	Katsayı	Std.Hata	Katsayı	Std.Hata
Sabit	8.261***	2.761	8.495***	2.793
log(L)	0.902***	0.172	0.844***	0.206
log(K)	0.836***	0.142	0.883***	0.174
$\sigma_u^2$	1.960**	0.980	1.883**	0.891
$\sigma_v^2$	1.021***	0.335	0.837***	0.294
$\sigma^2$	2.982		3.100	
$\gamma$	0.657		0.692	
Gözlem	76		76	
Birim Etki	Yok		Var	
LR testi	2.935**		2.863**	
AIC	266.586		308.256	
Ortalama Etkinlik	0.435		0.445	

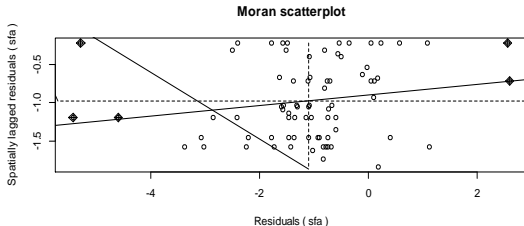


**Not:** \*\*\*, \*\*, \*, sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde anlamlılıkları göstermektedir.

Tablo 3'te firmaların teknik etkinlik skorlarını ölçmek amacıyla, çıktı eksenli ve artıkların yarı normal dağılım (Kumbhakar, 1990) gösterdiği varsayımı altında yapılan stokastik sınır modeli tahmin sonuçları yer almaktadır. Ayrıca birimler arasındaki farklılığı kontrol etmek amacıyla bölgesel kukla değişkenleri oluşturulmuş ve modele dahil edilmiştir. Tabloda, Cobb - Douglas üretim fonksiyonuna ait SFA parametrelerinin (birim etkili ve birim etkisiz) temel model (OLS) parametrelerine oldukça yakın oldukları görülmektedir. Birim etkinin olmadığı SFA modeli sabit parametresi ise pozitif ve mutlak olarak daha büyüktür. Bu sonuç, üretim fonksiyonunun çıktı ve girdiler arasındaki ilişkiyi etkilemeden ortalama değerlerden etkin değerlere (etkin üretim sınırı) doğru kayması anlamına gelmektedir (Vidoli vd., 2016). Ayrıca, her iki tanımlama (birim etkisiz ve birim etkili) için olabilirlik oranı (LR) testinin anlamlı olması (%5 önem düzeyinde), SFA modelinin uyum iyiliğini (goodness-of-fit) doğrulamaktadır. Tablo 3'te SFA modeli için tahmin edilen gama parametreleri ( $\gamma$ ) sırasıyla (birim etkisiz ve birim etkili) 0.657 ve 0.692 olup, bu da bileşik hata terimindeki değişimin (varyansın) büyük ölçüde etkisizlik bileşeninden kaynaklandığı anlamına gelmektedir. Tabloda firmaların ve endüstrinin ortalama etkinlik skorları, tahmin edilen model (SFA) ve yapılan tanımlama (Cobb Douglas) çerçevesinde sırasıyla 0.435 ve 0.445 olarak tahmin edilmiştir. Buna göre, sabit girdiler ve teknoloji altında imalat sanayi üretiminde ortalama % 55'lik potansiyel bir iyileşme boşluğu (kapasitesi) bulunmaktadır.

**Tablo 4:** Mekansal Otokorelasyon Test Sonuçları

Moran I Testi	
Moran I istatistiği	0.0654
Olasılık değeri	0.0341
Standart sapma	1.8233
Varyans	0.0018



Geleneksel SFA modelinde karar alma birimlerinin (örneğin firma) karşılıklı olarak bağımsız oldukları varsayıldığı için, karar alma birimlerinin performansının kendisine komşu diğer karar alma birimlerinin davranışlarından etkinlenme olasılığı da ortadan kalkmaktadır. Mekansal etkinin dikkate alınmadığı bu durumda bir tahmin yanlılığı oluşmaktadır. Bu nedenle öncelikle mekansal bağımlılığın test edilmesi gerekmektedir. Tablo 4'te firmaların etkinlik skorları arasında mekansal bir etkileşimin olup olmadığını tespit etmek amacıyla SFA artıklarına uygulanan küresel Moran I istatistiği sonuçları yer almaktadır (Moran,

1950). Tabloda, küresel Moran I istatistiğine ait olasılık değeri (0.034) % 5 önem düzeyine göre anlamlı olduğu için boş hipotez reddedilmektedir. Buna göre, SFA etkinlik tahminleri arasında mekansal otokorelasyon bulunmaktadır. Aynı tabloda, mekansal bağıntıları tespit etmek amacıyla yaygın şekilde kullanılan Moran'ın dağılım grafiği yer almaktadır. Burada x ekseninde yer alan her bir karar alma birimi için standardize edilmiş artık değerleri, y ekseninde yer alan ilgili karar alma biriminin mekansal gecikme değerine karşı dağılım grafiği ile çizilmiştir. Moran'ın dağılım grafiği, her biri bir firmayı ve komşuları arasındaki farklı türde mekansal bağımlılığı gösteren dört alandan oluşmaktadır. Grafikte SFA artıklarının dört bölgeye dağıldığı ve pozitif bir örüntüde x ve y eksenini boyunca hizalandığı görülmektedir. Oldukça heterojen bir yapı gösteren bu dağılım, SFA hataları arasında pozitif bir bağımlılığın olduğuna yönelik bilgi vermektedir.

Çalışmada mekansal otokorelasyon varlığı tespit edildikten sonra, Fusco ve Vidoli (2013) tarafından önerilen SSFA yaklaşımı kullanarak mekansal etkiler altında teknik etkinlik tahmini yapılmaktadır. Burada mekansal bileşenleri, karar alma birimlerinin bireysel etkinlik bileşenlerinden ayıran SSFA yaklaşımı, her bir karar alma birimi için dirençli etkinlik tahminleri yapılmasına ve etkinlik skorlarındaki mekansal etkileşimin test edilmesine imkan vermektedir (Vidoli vd., 2016).

**Tablo 5:** SSFA Tahmin Sonuçları ( $u_i$ -yarı-normal)

Değişkenler	Bağımlı Değişken: log (Y)			
	Katsayı	Std.Hata	Katsayı	Std.Hata
Sabit	7.511***	2.382	7.887***	2.960
log(L)	0.943***	0.164	0.925***	0.202
log(K)	0.885***	0.136	0.924***	0.163
$\sigma_{\text{dmu}}^2$	1.842**	0.897	1.688**	0.824
$\sigma_{\gamma}^2$	0.953***	0.301	0.778***	0.274
$\sigma^2$	2.824		2.500	
$\gamma$	0.662		0.688	
$\rho$	0.578		0.720	
Gözlem	76		76	
Bölgesel Kukla	Yok		Var	
LR testi	6.677***		8.725***	
AIC	276.145		368.394	
Ortalama Etkinlik	0.444		0.460	

**Not:** \*\*\*, \*\*, \*, sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde anlamlılıkları göstermektedir.

Tablo 5'te sınır komşuluğu ağırlık matrisi kullanılarak tahmin edilen SSFA modeli sonuçları yer almaktadır. Birinci sütun birim etkiler olmadan elde edilen sonuçları, ikinci sütun birim etkiler dikkate alınarak ulaşılan sonuçları vermektedir. Her iki durumda tahmin edilen girdi katsayıları SFA modelinin katsayılarıyla uyumlu olup model katsayılarının dirençli olduğuna yönelik bilgi vermektedir. SSFA modelin gama parametresine ( $\gamma$ ) bakıldığında, mekansal olmayan SFA modelinin parametre değerine oldukça yakın olduğu görülmektedir. Buna göre, SSFA modelinde yer alan mekansal otoregresif bileşenin, firmaların etkinsizlik

terimini (varyansını) açıklamada sınırlı kaldığı söylenebilir (Vidoli vd., 2016). Öte yandan  $\sigma_{amu}$  parametresinin istatistiki olarak anlamlı ve oldukça yüksek olması (1.842 ve 1.688) etkinsizlik varyansının büyük ölçüde firmaların bireysel özelliklerinden kaynaklandığını göstermektedir. Moran'ın dağılım grafiğinden de izlendiği üzere, firmalar arasında görülen heterojen dağılım bu sonucu desteklemektedir. Tabloda yer alan mekansal gecikme parametresi ( $\rho$ ), firmaların çıktı düzeyleri (satış gelirleri) arasındaki pozitif bir ilişkinin olduğunu göstermektedir. Buna göre firmaların çıktı düzeyindeki artış, mekansal yönden birbirine bağımlı diğer firmaların çıktı düzeyleri üzerinde pozitif artışla sonuçlanmaktadır.

Tablo 6'da klasik SFA ve SSFA sınır modelleri kullanılarak tahmin edilen teknik etkinlik skorlarının bölgelere göre dağılımı yer almaktadır. Etkinlik skorlarının elde edilmesinde model seçim kriterleri kullanılarak AIC değeri küçük olan modeller seçilmiştir. Buna göre birim etkilerin olmadığı SFA ve SSFA modellerinin AIC değerleri, birim etkilerin olduğu SFA ve SSFA modellerinden küçük olduğu için, birim etkilerin bulunmadığı modellere ait teknik etkinlik skorları referans alınmıştır.

**Tablo 6:** Ortalama Etkinlik Skorlarının Dağılımı

Bölge	Firma	SFA	SSFA
Akdeniz	5	0.416 (4)	0.424 (5)
Ege	24	0.479 (2)	0.455 (3)
İç Anadolu	7	0.466 (3)	0.465 (2)
Karadeniz	3	0.509 (1)	0.477 (1)
Marmara	37	0.398 (5)	0.433 (4)
Pearson Korelasyon Katsayısı			
Model	SFA	SSFA	
SFA	-		
SSFA	0.966*		

**Not:** \* %1 önem düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. Parantez içindeki değerler etkinlik sıralamasını göstermektedir.

Tabloda SFA teknik etkinlik skorları %39.8 ile %50.9 arasında değişirken, SSFA teknik etkinlik skorları %42.4 ve %47.7 arasında değişmektedir. Tabloda SFA ve SSFA modeline göre teknik etkinlik ortalaması en yüksek bölge Karadeniz'dir. Teknik etkinlik ortalaması en düşük bölge SFA modeline göre Marmara bölgesi iken, SSFA modeline göre Akdeniz bölgesidir. Tabloda Karadeniz bölgesi dışında yer alan bölgelerin teknik etkinlik skorlarının kullanılan modele göre farklı sıralandığı görülmektedir. Özellikle mekansal bağımlılığın sonucu olarak firmaların teknik etkinlik skorlarının birbirine yakınsadığı görülmektedir. Buna göre, Tobler<sup>4</sup> (1970)'in mekansal bağımlılık teorisinden hareketle, mekansal olarak daha yakın firmaların birbirlerine sağladıkları pozitif dışsal ekonomilerden daha fazla yararlandıkları ve bunun sonucunda etkinlik ortalamalarının birbirine ve sektörün

<sup>4</sup> Tobler (1970)'in temel coğrafya yasasına göre "her şey diğer her şeyle ilgilidir, ama yakın şeyler uzak şeylerden daha fazla ilişkilidir".

etkinlik ortalamasına yakınsadığı söylenebilir. Tabloda en fazla firmanın yer aldığı Ege (24) ve Marmara (37) bölgelerine ait SSFA teknik etkinlik skorları bu sonucu desteklemektedir. Öte yandan SFA teknik etkinlik skorları ile SSFA teknik etkinlik skorları arasında güçlü ve pozitif korelasyon bulunmaktadır.

## SONUÇ

Bu çalışma, mekansal etkilerin varlığı altında Türkiye imalat sanayinde faaliyet gösteren firmaların teknik etkinlik düzeylerini araştırmaktadır. Çalışmada Fusco ve Vidoli (2013) tarafından önerilen ve mekansal bağımlılığın varlığı durumunda dirençli etkinlik skorlarının elde edilmesini sağlayan Mekansal Stokastik Sınır Analizi (SSFA) kullanılmıştır. Fusco ve Vidoli (2013) tarafından önerilen bu yaklaşım, klasik SFA modelinin etkinsizlik terimini mekansal otoregresif bir süreçle genişleterek, etkinsizliğin firmaya özgü ve mekansal faktörlere özgü olarak ayrıştırılmasına imkan vermektedir. Bu şekilde SSFA modelinden elde edilen etkinlik skorları ile mekansal olmayan SFA modelinden elde edilen etkinlik skorları karşılaştırılarak, firmalar arasındaki mekansal bağımlılığın neden olduğu mekansal heterojenitenin firmaların teknik etkinlik skorları üzerindeki etkisi belirlenebilmektedir.

Çalışmada teknik etkinlik skorlarının elde edilmesinde Cobb – Douglas tipi üretim fonksiyonu kullanılmıştır. Çalışmada öncelikle çarpıklık testi ve Coelli (1995) tarafından önerilen M3T ön testleri kullanılarak, tanımlanan üretim sınırı üzerinde etkinsizliğin anlamlı olup olmadığı tespit edilmiştir. Her iki test sonucu da etkinsizliğin anlamlı olduğunu ve SFA modelinin geçerli olduğunu göstermiştir. Daha sonra SFA artıklarına yapılan Moran I testi sonucunda artıklar arasında mekansal otokorelasyon tespit edilmiştir.

Teknik etkinlik skorlarının tahmin edilmesinde hem klasik SFA modeli, hem de mekansal SSFA modelleri kullanılmıştır. Böylece mekansal etkilerin firmaların teknik etkinlik skorları üzerindeki etkisi de analiz edilmiştir. Tahmin aşamasında birim etkilerin kontrol edilmesi amacıyla bölgesel kukla değişkenler oluşturulmuş ve sınır modellerine dahil edilmiştir. Tahmin edilen modeller AIC seçim kriteri çerçevesinde değerlendirilmiş ve uygun model olarak birim etkileri içermeyenler seçilmiştir. Klasik SFA modeline göre teknik etkinlik skoru ortalaması 0.435 iken, SSFA modeline göre teknik etkinlik skoru ortalaması 0.444'tür. Buna göre firmaların sabit girdi ve teknoloji kullanımı altında çıktı düzeyinlerini ortalama % 56 oranında artırma imkanları (boşluk) bulunmaktadır.

Çalışmada toplam varyansın içinde etkinsizlikten kaynaklanan kısmı gösteren gama parametresi ( $\gamma$ ), SFA ve SSFA modelleri için sırasıyla 0.662 ve 0.657 tahmin edilmiştir. Gama parametresinin ( $\gamma$ ) 0 ile 1 arasında değer aldığı düşünülürse, tahmin edilen değerler toplam varyansın sırasıyla %66 ve %65'inin etkinsizlikten, geri kalan kısmını ise istatistiksel hatalardan kaynaklandığı göstermektedir. Burada SSFA modelinin SFA modelinden farkı, SSFA modelinde etkinsizlik varsansı içinde

mekansal otoregresif bileşen parametresinin de yer almasıdır. Bu sayede model etkinsizliğin mekansal etkiden kaynaklanan kısmını bize vermektedir. Ancak burada görüldüğü gibi SFA modelinin gama ( $\gamma$ ) değeri (0.662), SSFA modelinin gama ( $\gamma$ ) değerine (0.657) oldukça yakındır. Bu sonuç, mekansal etkilerin firmaların etkinsizlik kaynağını açıklamada oldukça sınırlı kaldığını göstermektedir. Öte yandan  $\sigma_{dmu}$  parametresinin pozitif ve anlamlı olması etkinsizlik varyansının daha çok firmalar arasındaki bireysel özelliklerinden kaynaklandığını göstermektedir. Moran'ın dağılım grafiğinden de görüldüğü üzere bu sonuç, firmalar arasındaki heterojen dağılımın bir göstergesidir.

Bölgeler itibariyle teknik etkinlik skorlarındaki değişim incelendiğinde, teknik etkinlik ortalaması en yüksek bölge Karadeniz'dir. Teknik etkinlik ortalaması en düşük bölge SFA modeline göre Marmara, SSFA modeline göre Akdeniz bölgesidir. Bölgeler etkinlik ortalaması açısından sıralamaya tabi tutulduğunda, mekansal etkiye bağlı olarak sıralamalarda farklılık ortaya çıkmaktadır. Özellikle mekansal bağımlılığın sonucu olarak firmaların teknik etkinlik skorlarının birbirine yakınsadığı ve sıralamanın değiştiği görülmektedir. Buna göre, mekansal etkinin firmalar üzerinde yarattığı pozitif dışsallığının sonucu olarak bölgeler arası etkinlik skorlarında yakınsamanın olduğu söylenebilir. Bu sonuç Tobler (1970)'in mekansal bağımlılık teorisiyle de örtüşmektedir. Ayrıca tahmin edilen SFA ve SSFA teknik etkinlik skorları arasında güçlü ve pozitif korelasyon bulunmaktadır.

## **KAYNAKÇA**

Acemoglu, D. (2009). *Introduction to modern economic growth*. Princeton University Press, Oxford.

Adetutu, M., Glass, A.J., Kenjegalieva, K. & Sickles, R.C. (2015). The effects of efficiency and TFP growth on pollution in Europe: a multistage spatial analysis. *Journal of Productivity Analysis*, 43 (3), 307–326.

Aigner, D., Lovell, C. & Schmidt, P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6 , 21-37.

Affuso, E. (2010). Spatial autoregressive stochastic frontier analysis: an application to an impact evaluation study. *Auburn University, Working Papers*.

Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics: Methods and models*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, The Netherlands.

Anselin, L. (2010). Thirty years of spatial econometrics. *Papers in Regional Science*, 89 (1), 3-25.

Areal, F. J., Balcombe, K. & Tiffin, R. (2012). Integrating spatial dependence into stochastic frontier analysis. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 56 (4), 521-541,

Baltagi, B. H. (2011). Spatial panels. A. Ullah. & D.E.A. Giles (Der.), *Handbook of Empirical Economics and Finance* içinde. Chapman & Hall/CRC, Florida.

Baltagi, B. H. (2013). *Econometric analysis of panel data*. Wiley, Chichester.

Barrios, E. B. & Lavado, R. F. (2010). Spatial Stochastic Frontier Models. *Discussion Paper Series*, No. 2010-08, Philippine Institute for Development Studies, Philippines.

Battese, G. E. & Coelli, T. J. (1992). Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India. *Journal of Productivity Analysis*, 3, 153–169.

Battese, G. E. & Coelli, T. J. (1995). A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics*, 20, 325–332.

Besag, J. (1974). Spatial interaction and the statistical analysis of lattice systems. *Journal of the Royal Statistical Society*, 36, 192–236.

Brehm, S. (2013). Fiscal incentives, public spending, and productivity – County-level evidence from a Chinese province. *World Development*, 46, 92-103.

Carvalho, A. (2018). Efficiency spillovers in bayesian stochastic frontier models: Application to electricity distribution in New Zealand. *Spatial Economic Analysis*, 13 (2) , 171-190.

Caves, R. E. (1989). Mergers, takeovers, and economic efficiency: Foresight vs. hindsight. *International Journal of Industrial Organization*, 7 (1), 151-174.

Cliff, A. D. & Ord, J. K. (1973). *Spatial autocorrelation - monographs in spatial and environmental systems analysis*, London: Pion Ltd.

Cobb, C. W. & Douglas, P. H. (1928). A theory of production. *The American Economic Review*, 18 (1), 139-165.

Coelli, T. J., Rao, D. S. P. & Battese, G. E. (1998). *An introduction to efficiency and productivity analysis*. Kluwer Academic Publishers, Boston.

Coelli, T. (1995). Estimators and hypothesis tests for a stochastic frontier function: a Monte Carlo analysis. *Journal of Productivity Analysis*, 6, 247- 268.

Crespo-Cuaresma, J., Doppelhofer, G. & Feldkircher, M. (2014). The determinants of economic growth in European regions. *Regional Studies*, 48 (1), 44-67.

Çokgezen, M. & Balcılar, M. (2003). Comparative technical efficiencies of state and privately owned sugar plants in Turkey. *Manas Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 4 (8), 167-179.

Deliktaş, E. (2002). Türkiye özel sektör imalat sanayiinde etkinlik ve toplam faktör verimliliği analizi. *ODTÜ Gelişme Dergisi*, 29, 247–284.

Deliktaş, E. (2006). İzmir küçük, orta ve büyük ölçekli imalat sanayinde üretim etkinliği ve toplam faktör verimliliği analizi. *Ege University Working Papers in Economics*, 6 (3), İzmir.

Druska, V. & Horrace, W. (2004). Generalized moments estimation for spatial panel data: Indonesian rice farming. *American Journal of Agricultural Economics*, 86, 185–198.

Elhorst, J. P. (2009). Spatial panel data models. M. M. Fischer. & A. Getis. (Der.), *Handbook of Applied Spatial Analysis: Software Tools, Methods and Applications* içinde. Springer-Verlag, Berlin.

Elhorst, J. P. (2014). *Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels*. Springer, Heidelberg.

Färe, R., Grosskopf, S., Norris, M. & Zhang, Z. (1994). Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries. *American Economic Review*, 84: 66–83.

Fusco, E. & Vidoli, F. (2013). Spatial stochastic frontier models: controlling spatial global and local heterogeneity. *International Review of Applied Economics*, 27 (5), 679-694.

Glass, A., Kenjegalieva, K. & Paez-Farrell, J. (2013). Productivity growth decomposition using a spatial autoregressive frontier model. *Economics Letters*, 119, 291–295.

Glass, A. J., Kenjegalieva, K. & Sickles, R. C. (2014). Estimating efficiency spillovers with state level evidence for manufacturing in the US. *Economics Letters*, 123 (2), 154–159.

Glass, A. J., Kenjegalieva, K. & Sickles, R. C. (2016). A spatial autoregressive stochastic frontier model for panel data with asymmetric efficiency spillovers. *Journal of Econometrics*, 190, 289– 300.

Greene, W. H. (2005). Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model. *Journal of Productivity Analysis*, 126 (2), 269-303.

Hadley, D. (2006). Patterns in technical efficiency and technical change at the farm-level in England and Wales, 1982–2002. *Journal of Agricultural Economics*, 57, 81–100.

Hajihassaniasl, S. & Kök, R. (2016). Scale effect in Turkish manufacturing industry: stochastic metafrontier analysis. *Journal of Economic Structures*, 5, 1-17.

Han, J., Ryu, D. & Sickles, R. C. (2016). Spillover effects of public capital stock using spatial frontier analyses: A first look at the data. W. H. Greene., L. Khalaf., R. C. Sickles., M. Veall. & M. C. Voia. (Der.), *Productivity and Efficiency Analysis*. Springer içinde (ss. 83-97). Switzerland: Springer Proceedings in Business and Economics.

Herwartz, H., & Strumann, C. (2012). On the effect of prospective payment on local hospital competition in Germany. *Health Care Management Science*, 15 (1), 48-62.

Hollingsworth, B. (2012). Revolution, evolution, or status quo? Guidelines for efficiency measurement in health care. *Journal of Productivity Analysis*, 37 (1), 1-5.

Kumbhaker, S. C., Lovell, C. A. K. (2000). *Stochastic frontier analysis*. UK: Cambridge University Press, Cambridge.

Kumar, S. & Russell, R. (2002). Technological change, technological catch-up, and capital deepening: relative contributions to growth and convergence. *American Economic Review*, 92, 527–548.

Kök, R. & Yeşilyurt, M. E. (2006). İlk beş yüz imalat sanayi kuruluşunun etkinlik analizi ve sigma yakınsaması-Türkiye örneği: 1993- 2000. *İktisat İşletme ve Finans*, 249, 46-60

LeSage, J. P. (1999). *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*. <http://www.spatial-econometrics.com/html/sbook.pdf> (Erişim Tarihi: 11.04.2020).



Lovell, C.A.K. (1993). Production frontiers and productive efficiency. H. O. Fried., C. A. K. Lovell. & S. S. Schmidt (Der.), *The Measurement of Productive Efficiency* içinde (ss. 3-67). New York: Oxford University Press.

Mastromarco, C., Serlenga, L. & Shin, Y. (2016). Modelling technical efficiency in cross sectionally dependent stochastic frontier panels. *Journal of Applied Econometrics*, 31, 281–297.

Mead, R. (1967). A mathematical model for the estimation of inter-plant competition, *Biometrics*, 23, 189–205.

Meeusen, W. & Van den Broeck, J. (1977). Efficiency estimation from Cobb-Douglas production function with composed errors. *International Economic Review*, 18 (2), 435-444.

Moran, P. A. P. (1950). Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika*, 37, 17-23.

Mutter, R. L., Rosko, M. D., Greene, W. H. & Wilson, P. W. (2011). Translating frontiers into practice: Taking the next steps toward improving hospital efficiency. *Medical Care Research and Review*, 68 (1), 3S-19S.

Taymaz, E. & G. Saatçi. (1997). Technical change and efficiency in Turkish manufacturing industries. *Journal of Productivity Analysis*, 8 (4), 461–475.

Tobler, W. R. (1970). A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic Geography*, 46, 234-240.

Tsakamoto, T. (2019). A spatial autoregressive stochastic frontier model for panel data incorporating a model of technical inefficiency, *Japan & The World Economy*, 50, 66-77.

Pavlyuk, D. (2011). Application of the spatial stochastic frontier model for analysis of a regional tourism sector. *Transport and Telecommunication*, 12 (2), 28–38.

Pavlyuk, D. (2013). Distinguishing between spatial heterogeneity and inefficiency: Spatial stochastic frontier analysis of European airports. *Transport and Telecommunication*, 14 (1), 29–38.

Pede, V. O., Areal, F. J., Singbo, A., McKinley, J. & Kajisa, K. (2018). Spatial dependency and technical efficiency: An application of a Bayesian stochastic frontier model to irrigated and rainfed rice farmers in Bohol, Philippines. *Agricultural Economics*, 49 (3), 301-312.

Ord, K. (1975). Methods for models of spatial interaction. *Journal of the American Statistical Association*, 70, 120–126.

Önder, A. Ö., Deliktaş, E. & Lenger, A. (2003). Efficiency in the manufacturing industry of selected provinces in Turkey: A stochastic frontier analysis. *Emerging Markets Finance and Trade*, 39 (2), 98–113.

Ramajo, J. & Hewings, G.J. (2018). Modelling regional productivity performance across Western Europe. *Regional. Studies*, 52 (10), 1372–1387.

Rosko, M. D. & Mutter, R. L. (2011). What have we learned from the application of stochastic frontier analysis to U.S. hospitals? *Medical Care Research and Review*, 68, 75S-100S.

Schmidt, A. M., Moreira, A. R. B., Helfand, S. M. & Fonseca, T. C. O. (2009). Spatial stochastic frontiers: accounting for unobserved local determinants of inefficiency. *Journal of Productivity Analysis*, 31, 101–112.

Schmidt, P. & Sickles, R. C. (1984). Production frontiers and panel data. *Journal of Business and Economic Statistics*, 2, 367-374.

Tsionas, E. G. & Michaelides, P. G. (2016). A spatial stochastic frontier model with spillovers: Evidence for Italian regions. *Scottish Journal of Political Economy*, 63 (3), 243-257.

Varian, H. R. (1992). *Microeconomic analysis*. 3rd edition. New York: W. W. Norton & Company Inc

Vidoli, F., Cardillo, C., Fusco, E. & Canello, J. (2016). Spatial nonstationarity in the stochastic frontier model: An application to the Italian wine industry. *Regional Science and Urban Economics*, 61, 153-164.

Wang, H.J. & Schmidt, P. (2002). One-step and two-step estimation of the effects of exogenous variables on technical efficiency levels. *Journal of Productivity Analysis*, 18, 129–144.

Zhu, X., Karagiannis, G. & Lansink, A. O. (2011). The impact of direct income transfers of cap on Greek olive farms performance: using a non-monotonic inefficiency effects model. *Journal of Agricultural Economics*, 62 (3), 630-638.

**EK****EK 1: Ağırlık Matrisi Tablosu**

$w_i$	$w_j$	$i$	$w_{ij}$	$i \times w_{ij}$
Adana	Kayseri, Mersin, Kahramanmaraş, Niğde	3	4	12
Afyon	Ankara, Denizli, Eskişehir, Kütahya	1	4	4
Ankara	Afyon, Bolu, Eskişehir	1	3	3
Aydın	Denizli, İzmir, Manisa	4	3	12
Balıkesir	Bursa, Çanakkale, İzmir, Manisa, Kütahya	1	5	5
Bilecik	Bursa, Kocaeli, Bolu, Eskişehir, Kütahya, Sakarya, Yalova	1	7	7
Bolu	Ankara, Bilecik, Eskişehir, Karabük, Sakarya, Zonguldak	1	6	6
Bursa	Balıkesir, İstanbul, Kocaeli, Bilecik, Kütahya, Sakarya, Yalova	10	7	70
Çanakkale	Balıkesir	2	1	2
Denizli	Afyon, Aydın, Manisa	3	3	9
Eskişehir	Afyon, Ankara, Bilecik, Bolu, Kütahya	1	5	5
İstanbul	Bursa, Kocaeli, Tekirdağ, Yalova	8	4	32
İzmir	Aydın, Balıkesir, Manisa	12	3	36
Kayseri	Adana, Kahramanmaraş, Niğde	4	3	12
Kahramanmaraş	Adana, Kayseri	1	2	2
Karabük	Bolu, Zonguldak	1	2	2
Kırklareli	İstanbul, Tekirdağ	1	2	2
Kütahya	Afyon, Balıkesir, Bursa, Manisa, Bilecik, Eskişehir	1	6	6
Kocaeli	Bursa, Bilecik, İstanbul, Sakarya, Yalova	10	5	50
Manisa	Aydın, Balıkesir, Denizli, İzmir, Kütahya	3	5	15
Mersin	Adana, Niğde	1	2	2
Niğde	Adana, Kayseri, Mersin	1	3	3
Sakarya	Bursa, Bilecik, Bolu, Kocaeli, Yalova	2	4	8
Tekirdağ	İstanbul, Kırklareli	1	2	2
Yalova	Bursa, Bilecik, İstanbul, Kocaeli, Sakarya	1	5	5
Zonguldak	Bolu, Karabük	1	2	2

**Not:**  $w_i$ , referans ili;

$w_j$ , referans ile komşusu olan illeri;

$i$ , referans ilin sınırları içinde faaliyette gösteren firma sayısını;

$w_{ij}$ , referans il ile sınırı olan komşu il sayısını,

$i \times w_{ij}$ , referans ilin toplam komşuluk sayısını göstermektedir.