



Araştırma Makalesi / Research Article

Bazı Alan Bazlı Tarımsal Desteklerin Buğday Üretimi Üzerindeki Etkisi: Balıkesir Örneği (2009-2015)

Ali Yasin Kalabak¹, Reha Aslan²

Öz

İnsanlar için hayati önem taşıyan tarım sektörünün korunması adına devletler alan bazlı destekler vermektedir. Bu çalışma alan bazlı desteklerden mazot-gübre desteği ile toprak analizi desteğinin buğday üretimi üzerindeki etkisini, 2009-2015 yılları arasında Balıkesir ilçeleri özelinde, panel veri analizi yöntemiyle incelemeyi amaçlamaktadır. Çalışmada uygulanan ampirik testler sırasıyla; birinci nesil birim kök testleri, Pedroni panel eşbütünleşme testi, Kao panel eşbütünleşme testi, panel FMOLS yöntemi ve Granger nedensellik testidir. Hem mazot-gübre desteği hem de toprak analizi desteği buğday üretimini olumlu etkilese de bu etkinin oldukça sınırlı olduğu tespit edilmiştir. Buğday üretiminin artırılabilmesi ve tarımsal desteklerin verimliliğinin sağlanabilmesi için daha çok kurumsal çerçevede politika önerilerinde bulunulmuştur.

Anahtar Sözcükler: Alan bazlı tarımsal destekler, buğday üretimi, panel veri analizi

The Effect of Some Area-Based Agricultural Supports on Wheat Production: A Case of Balıkesir (2009-2015)

Abstract

States provide area-based supports to protect the agricultural sector, which is vital for humanity. This study aims to examine the effect of diesel-fertilizer support and soil analysis support on wheat production in Balıkesir districts between 2009 and 2015 by panel data analysis method. The empirical tests applied in this research are respectively first-generation unit root tests, Pedroni panel cointegration test, Kao panel cointegration test, panel FMOLS method, and Granger causality test. Although both diesel-fertilizer support and soil analysis support positively affect wheat production, it has been determined that this effect is pretty limited. In order to increase wheat production and to ensure the efficiency of agricultural supports, policy recommendations have been made within the institutional framework.

Keywords: Area-based agricultural support, wheat production, panel data analysis.

* Bu çalışma Yalova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı tarafından kabul edilen "Tarımsal Desteklerin Üretim Miktarı Üzerine Etkileri: Balıkesir Örneği" isimli yüksek lisans tezinden türetilmiştir.

¹ Sorumlu Yazar (Corresponding Author), Dr. Öğr. Üyesi, Yalova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İktisat Bölümü, akalabak321@gmail.com, <https://orcid.org/0000-0002-2771-6987>

²Yüksek Lisans, Yalova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı, rehaaslan89@gmail.com, <https://orcid.org/0000-0001-9209-7126>

GİRİŞ

Tarım sektörünün ekonomi içerisindeki payı yüzyıllar içerisinde azalmasına rağmen, stratejik öneminden dolayı dünyada halen en çok korunan ve desteklenen sektörlerin içerisinde yer aldığı bilinmektedir. Bu koruma ve desteğin birçok farklı nedeni olsa da bunların en önemlileri aşağıdaki şekilde sıralanabilir:

- Tarım ürünlerinin iklim şartlarından çok çabuk etkilenmesi ve bu durumun geçimlerini çiftçilikle sağlayanların gelirlerini doğrudan etkilemesi nedeniyle çiftçilerin mağduriyetinin önlenmesi,
- İklim şartlarındaki oynaklığın, insan için hayati önem taşıyan besinlerin fiyatında aşırı dalgalanmalar yaratması,
- Tarımsal üretimin ekonominin birçok farklı sektörü ile entegre olduğu düşünüldüğünde, makro bağlamda ekonominin ve bizatihi toplumun kendisinin korunması gerektiğine dair düşünceler,
- Tarımsal ürünlerde, talebin fiyat esnekliği ve gelir esnekliğinin diğer ürünlere nazaran oldukça düşük olması

İnsanoğlunun hayatı için bu denli öneme sahip bir alanın elbette geçmişte de devletin desteğinden nasibini almamış olduğu düşünülemez. Örneğin Hitit medeniyetinde tarlalar ve tarımsal mahsul bizzat devlet tarafından korunmaya alınmıştır. Ayrıca, yine hayvan fiyatları kanuni düzenlemeye tabi tutulmuş olup, tarımda kullanılan koşum atı en pahalı hayvan olarak Hitit belgelerinde yer almaktadır. Hitit kanunlarında en pahalı hayvanın koşum atı olmasının nedeni; koşum atlarının korunması ve bu vesileyle tarımsal üretimin aksamaması olarak değerlendirilebilir (Soydan, 2018). Antik Yunan'da ise Atinalı Solon, kanunlarla zeytinyağı dışında diğer tüm tarımsal ürünlerin ihracını yasaklayarak, anılan dönemde devletin tarım sektörünü desteklemesi gerektiğine dair inancını ortaya koymuştur (Ünsal, 2011). Ayrıca iktisadi düşünce içinde Fizyokrasi yaklaşımı, tek üretken sektörün toprak olduğunu vurgulayarak tarımı öne çıkarmıştır.

Günümüze gelinceye dek, Osmanlı İmparatorluğu'nda ve genç Türkiye Cumhuriyeti'nde de devletin tarım sektörüne yönelik verdiği birçok destek ve teşvik söz konusudur. İttihat ve Terakki'nin, Osmanlı'nın son dönemlerinde imparatorluk yönetimindeki etkinliği önemli tarih çalışmalarına konu olmuştur. İmparatorluk yönetiminde bu denli etkinliğe sahip olan İttihat ve Terakki'nin, 1908 yılında düzenlediği Selanik Kongresi'nde tarımsal desteklemelerle ilgili aldığı kararlar da yine Osmanlı'nın tarımsal teşviklere verdiği öneme dair örneklerden biri olarak nitelendirilebilir (Erdoğan, 2018: 67).

Genç Türkiye'nin Aşar Vergisinin kaldırılmasına yönelik attığı adımlar ve 1923 İzmir İktisat Kongresi'nde tarımsal desteklemelerle ilgili alınan kararlar da bu bağlamda tarihsel süreçten yansımalar olarak değerlendirilebilir. Bu yıllarda tarımsal ürünlerde KİT'ler aracılığı ile destekleme alımları yapılmış ve aynı zamanda temel girdiler üreticilere sübvansiyonlu fiyatlardan sağlanmıştır (Ağca, 2010: 37). Bu alımlara örnek vermek gerekirse; 03.07.1932'de 2056 sayılı kanunla Ziraat Bankası buğday alımları ile görevlendirilmiştir (Çavuş, 2009: 9).

İlk taban fiyat uygulaması da II. Dünya Savaşı'nın ardından 1947 yılında tütün özelinde başlatılmıştır (Ağca, 2010: 37). Ardından 1948-1952 yılları arasında Truman Doktrini ve Marshall Planı kapsamında ABD'nin yaptığı yardımların %60'ı tarım sektörüne ayrılmıştır. Anılan yardımlar sayesinde 1950'li yılların başlarında Türkiye, dünya buğday üreticileri sıralamasında üst basamakları zorlamaya başlamıştır. ABD yardımlarıyla tarım aletlerinin modernizasyonunun sağlanması da anılan dönemde gerçekleştirilmiştir (Ertem, 2009: 395).

1960-1980 döneminde her ne kadar ekonominin lokomotif olarak sanayi sektörü belirlenmiş olsa da benimsenen ithal ikameci politikaların bir gereği olarak tarım sektörünün, üretimde ve verimlilikte önemli artışlar yakalaması hedeflenmiştir (Kazgan, 2003: 376-377). Bu bağlamda birinci beş yıllık kalkınma planında girdilerin sübvansiyonla edildiği görülmektedir (DPT, 1963). Planlı dönemde köylülük popülist politikalarla desteklenmiş, ilaç, gübre ve tohumlukların kullanımında önemli artışlar sağlanmıştır. Bu durum tarımsal üretimde ve verimlilikte de artışlar yaşanmasını sağlamıştır (Eşiyok, 2004: 12).

1980'lerde uygulanmaya başlanan neo-liberal politikaların bir sonucu olarak hem desteklenen tarımsal ürün sayısında hem de destek miktarında önemli düşüşler yaşanmıştır (Öztürk ve Narin, 2004: 16-17). Türkiye, 1994 yılında Dünya Ticaret Örgütü (DTÖ) ile tarım anlaşması imzalamış ve bu bağlamda liberal politikaları aksatacak nitelikteki tarımsal desteklerin, tarım ürünlerinin ihracına yönelik teşviklerin ve tarımsal ürünlerdeki gümrük vergilerinin azaltılmasını veya kaldırılmasını taahhüt etmiştir. Bir başka ifadeyle liberal politikaların tarımsal destekler üzerindeki etkisi 1990'lara gelindiğinde daha da artırılmak istenmiştir (Susam ve Bakkal, 2008: 337). Ancak pratikte istenilene ulaşılamamış, bir başka ifadeyle tarımsal desteklerin GSYH'ye oranı 1994'te %3,8 iken, bu oran 1999 yılında %5,8'e çıkmıştır (Bayraktar ve Bulut, 2016: 50).

1980'lerde başlayan neo-liberal politikalar 1990'ların pratiğinde tarım sektörü özelinde gerçekleştirilemeyince, 2000'li yıllara gelindiğinde Avrupa Birliği ve Birliğin Ortak Tarım Politikasına dahil olma süreci dışında Türkiye, Dünya Bankası ve Uluslararası Para Fonu'nun telkinleriyle Tarım Reformu Uygulama Projesini hayata geçirmiştir. Anılan projenin en önemli özellikleri; fiyat ve girdi desteklerinin kaldırılarak yerine doğrudan gelir desteğinin uygulanmaya başlanması ve neo-liberal politikalara uygun olarak tarım sektöründeki devlet işletmelerinin özelleştirilmesi şeklinde sıralanabilir. Böylece tarımsal desteklerin bütçe ya da GSYH içerisindeki ağırlığı azaltılmak istenmiştir (Susam ve Bakkal, 2008: 338). 2015 yılına gelindiğinde ise tarımsal desteklerin GSYH'ye oranının %0,6'ya düşmesinden, anılan yıllarda istenilen amaca ulaşıldığı anlaşılmaktadır (Strateji ve Bütçe Başkanlığı, 2020).

Tarımsal desteklerin başarısı üzerine farklı dönem, örneklem ve yöntemlerle yapılmış ve farklı sonuçlar veren çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Bu çalışma, diğer çalışmalardan farklı olarak tarım merkezi olarak bilinen Güney Marmara illerinden Balıkesir için alan bazlı tarımsal desteklerin verimliliğini panel veri analizi ile buğday üretimi üzerinden test etmeyi amaçlamaktadır. Çalışma, alan bazlı tarımsal desteklere yani spesifik bir destek türüne odaklanmış olması ile diğer çalışmalardan ayrılmaktadır. Çalışmanın alan bazlı desteklere odaklanması, anılan destek türünün toplam tarımsal destek tutarları içerisinde oldukça büyük bir paya sahip olmasından kaynaklanmaktadır (Bayraktar ve Bulut, 2016: 51). Tarım ve Orman Bakanlığı'nın tasnifine göre alan bazlı destekler: bitkisel üretim yapan küçük aile işletmesi desteği, fındık alan bazlı gelir ve alternatif ürün desteği, iyi tarım uygulamaları desteği, mazot gübre ve toprak analizi desteği, organik tarım desteği ve toprak analizi desteğidir. Ancak Balıkesir İl'ine ait alan bazlı desteklerin tamamının verilerine ulaşılamamış ve bu nedenle mazot-gübre ile toprak analizi desteklerinin buğday üretimi üzerindeki etkisi incelenmiştir. Bu durum çalışmanın en önemli kısıtlılığı olarak değerlendirilebilir.

Çalışmanın diğer kısıtlılıkları ise, incelenen zaman diliminin oldukça sınırlı tutulması olarak değerlendirilebilir. Ancak, Türkiye'de uygulanan tarımsal desteklerin çok sık değiştirilmesi ve Balıkesir İl Tarım Müdürlüğü'nde anılan destek kalemlerine dair yeterince veri bulunamamış olması, zaman diliminin oldukça kısıtlı tutulmasında etkili olmuştur. Örneğin tarımsal desteklerin çok büyük bölümünü oluşturan doğrudan gelir desteği 2008 yılında kaldırılmış ve 2009 yılından itibaren anılan destek kaleminin yerine mazot gübre, toprak analizi, çevre amaçlı alanların korunması vb. gibi alan bazlı destek kalemleri yaygınlaştırılmaya çalışılmıştır (Kalkınma Bakanlığı, 2014: 15-89). Yine mazot gübre ile toprak analizi desteği için başlangıç yılı olarak 2009'un seçilmesinin ve bu destek kalemlerinin beraber analiz edilmesinin bir diğer nedeni de 2009 yılından itibaren gübre desteği ile toprak analizi desteğinin birbirine bağlanmasıdır. Bir başka ifadeyle 50 dekar ve üzeri arazilerde gübre desteği alabilmek için çiftçiler, öncelikle toprak analizi yaptırmak zorundadırlar (Tarım ve Köy İşleri Bakanlığı, 2008: 87). Gübre desteği ile mazot desteğinin Tarım ve Orman Bakanlığı kayıtlarında birlikte ele alınması sonucu çalışmada alan bazlı desteklerden mazot ile gübre destekleri beraberce analize dahil edilmiştir. Yine 2016 yılında toprak analizi desteğinin kaldırılması, çalışmanın kapsadığı dönem olarak anılan üç desteğin beraber verildiği yıllar olan 2009-2015 yıllarının seçilmesini zorunlu kılmıştır (Gıda Tarım ve Hayvancılık Bakanlığı, 2016). İncelenen zaman aralığı oldukça sınırlı tutulmasına rağmen, Balıkesir İl Tarım Müdürlüğü'nden anılan yıllara dair elde edilen verilerdeki eksiklikler, çalışmanın yönteminin dengesiz panel veri olarak belirlenmesinde etkili olmuştur.

1. TÜRKİYE'DE TARIM SEKTÖRÜNÜN GÖRÜNÜMÜ

2009 yılında Türkiye'nin tarımsal destek kompozisyonunda çok önemli değişiklikler yaşanmıştır. 2000'li yılların başında toplam tarımsal desteklerin %80'ini oluşturan doğrudan gelir desteği 2009 yılında kaldırılmış, yerine alan bazlı tarımsal destekler getirilmiştir. Bu nedenle anılan değişikliğin gerçekleştiği yıldan başlayarak çalışmada incelenen üç alan bazlı desteğin beraber verildiği son yıl olan 2015 yılına kadar tarım sektörünün Türkiye'deki genel görünümü hakkında bazı verilere çalışmanın bu bölümünde yer verilmiştir.

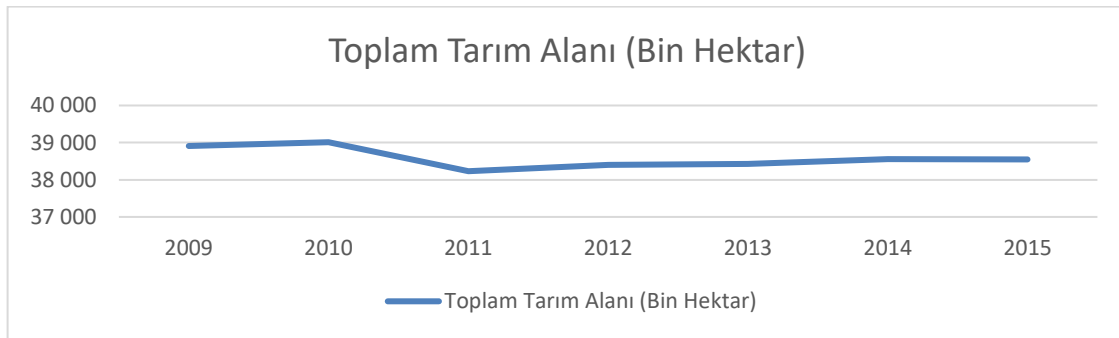
Tablo 1: Tarımsal Destek Tutarları (Cari Fiyatlarla)

Destek Türleri	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015*
Alan Bazlı Ödemeler	1127	2056	2189	2379	2344	2559	2605
Fark Ödemesi	1790	2056	2504	2379	2518	2742	2726
Hayvancılık Ödemeleri	1003	1158	1728	2216	2692	2742	2932
Kırsal Kalkınma Ödemeleri	277	304	249	196	434	457	656
Tarım Sigortası Ödemeleri	61	304	249	196	260	365	528
Diğer Ödemeler	140	30	42	120	434	365	554
Toplam	4498	5908	6961	7486	8684	9.140	10.003

Kaynak: (Bayraktar ve Bulut, 2016: 51) *2015 yılı verileri için bkz: (Gıda Tarım ve Hayvancılık Bakanlığı, 2015: 86)

Tablo 1'den anlaşılacağı üzere alan bazlı destekler, fark destekleri ile beraber toplam tarımsal desteklerden en çok pay alan tarımsal destek kalemleridir. Ancak dikkat edilmesi gereken bir diğer nokta ise anılan zaman diliminde en az artış gösteren destek kalemleri yine fark destekleri ile beraber alan bazlı desteklerdir. Tarımsal destek kompozisyonundaki bu değişim, 2009 yılından 2015 yılına gelinceye kadar geçen süreçte devletin destekleme politikasındaki yeni bir dönüşümün göstergesi olarak değerlendirilebilir.

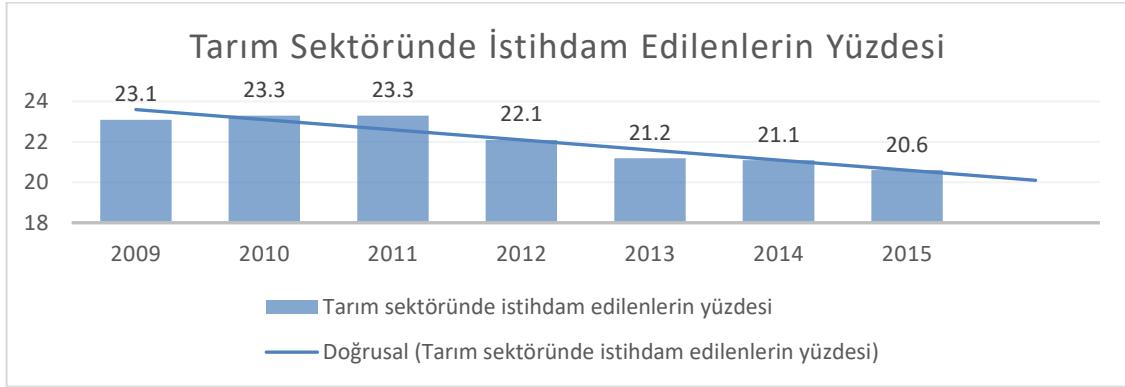
Şekil 1: Toplam Tarım Alanı



Kaynak: TÜİK

Grafik 1, 2009-2015 yılları arasında Türkiye genelinde ekime ayrılan toplam tarımsal arazi büyüklüğünü göstermektedir. Anılan yıllarda tarımsal desteklerdeki artışa rağmen toplam ekilen tarımsal arazi miktarı azalmıştır.

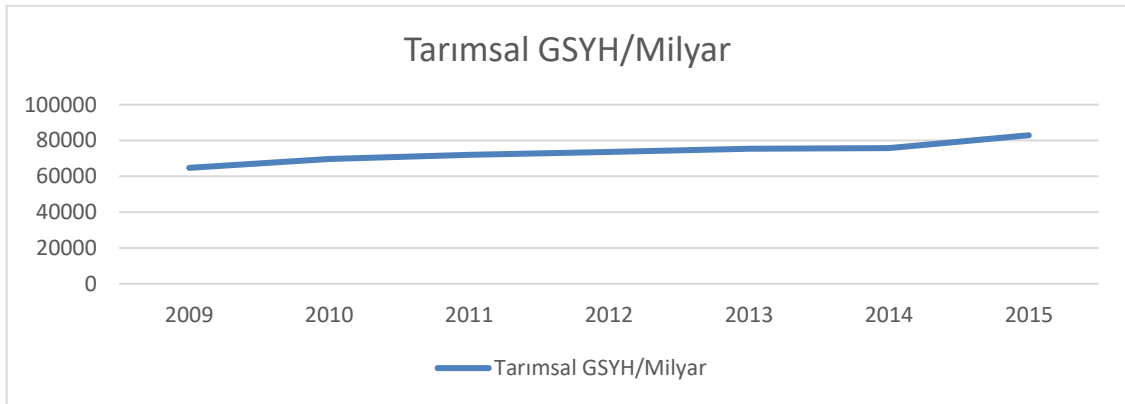
Şekil 2: Tarımsal İstihdam



Kaynak: TÜİKb

Grafik 2, 2009-2015 yılları arasında, toplam istihdam içerisinde tarım sektörünün payını göstermektedir. 2009-2015 yılları arasında Türkiye’de birçok isim altında tarımsal destek ödemesi yapılmış olsa da anılan grafikten tarımsal istihdamın azalan bir eğilim gösterdiği anlaşılmaktadır. Devletin yaptığı güçlü tarımsal desteğe rağmen, insanların çalışmak için tarım sektörünü tercih etmemesinin nedeni olarak, anılan sektördeki kârlılığın ya da verilen emek karşısında elde edilen gelirin insanlar tarafından tatmin edici düzeyde görülmemesi ileri sürülebilir. Ayrıca, tarımsal üretimin daha çok kırsal kesimlerde yapıldığı göz önüne alındığında, anılan bölgelerin yaşam koşullarının şehirlere nazaran daha dezavantajlı konumda olması, özellikle yeni neslin tarım sektörünü tercih etmemesinin bir diğer nedeni olarak gösterilebilir.

Şekil 3: Tarımsal GSYH 2009-2015 (2010 Sabit \$ Fiyatlarıyla)



Kaynak: Dünya Bankası

2009-2015 yılları arasında tarımsal GSYH’nin değişimi incelendiğinde istikrarlı bir yükseliş trendine sahip olduğu görülmektedir. Anılan zaman diliminde tarımsal GSYH yaklaşık %28 artış göstermiştir. Ancak unutulmamalıdır ki 2009-2015 yılları arasında üretim faktörlerinde (ekili tarım alanı ve tarımsal istihdam) herhangi bir artış olmamıştır. Buna rağmen altı yıllık bir zaman diliminde tarımsal GSYH’nin bu derece fazla artması oldukça şaşırtıcıdır.

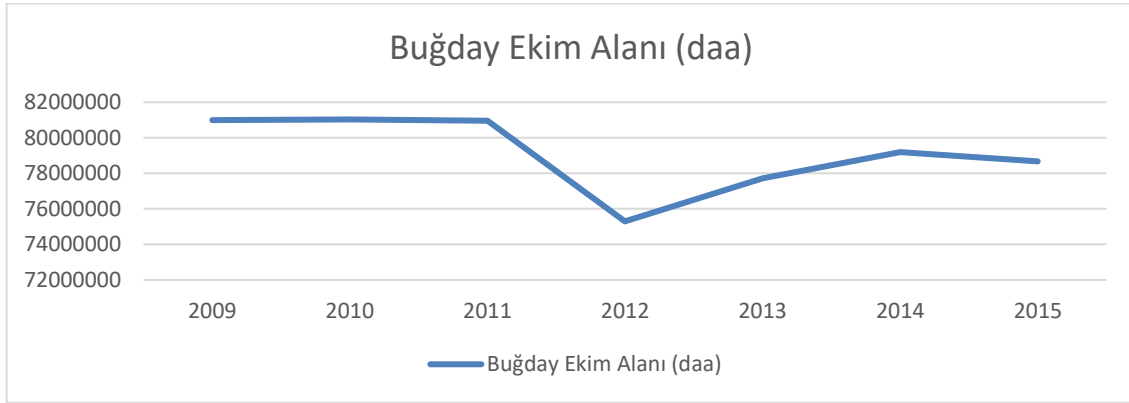
Tablo 2: Tarımsal İthalat ve İhracat (2009-2015)

Yıllar	Tarımsal ithalat (bin \$)	Tarımsal ihracat (bin \$)	İhracatın ithalatı karşılama oranı*
2009	4 593 839	4 347 483	%94.6
2010	6 456 707	4 934 710	%76.4
2011	8 895 184	5 166 596	%58
2012	7 446 641	5 188 858	%69.6
2013	7 718 045	5 653 323	%73.2
2014	8 588 523	6 029 749	%70.2
2015	7 176 330	5 756 596	%80.2

Kaynak: TÜİK * İhracatın ithalatı karşılama oranı tarafımızca hesaplanmıştır.

Tablo 2’den anlaşılacağı üzere, devletin verdiği tarımsal desteklere rağmen, analizin kapsadığı dönemde Türkiye genelinde tarımsal ürün ithalatı, tarımsal ürün ihracatından daha fazla artmıştır.

Şekil 4: Buğday Ekim Alanı



Kaynak: TÜİK

Grafik 4’ten anlaşılacağı üzere, 2009 ile 2015 yılları arasındaki tüm tarımsal desteklere rağmen Türkiye genelinde buğday ekilen toplam arazi miktarı azalma trendindedir.

2. LİTERATÜR

Tarımsal destekler üzerine yapılan çalışmaların bulguları homojen değildir. Tarımsal desteklerin etkisini pozitif veya negatif bulan çalışmalar varken, bazı çalışmalarda ise nötr bir ilişki saptanmıştır. İlgili literatür Tablo 3’de gösterilmiştir.

Tablo 3: Literatür

Yazar	Örneklem / Yöntem	Sonuç
(Clark, Sichel, 1993)	ABD / Regresyon Analizi	Tarımsal destekler ile tarımsal yatırım arasında herhangi bir ilişki bulunmamaktadır.
(OudeLansink, Peerlings, 1996)	Hollanda / Simülasyon Modeli	Alan bazlı desteklere dahil edilmeyen ürünlerin üretimi artmaktadır.
(Menek, Kızılaslan, 2008)	Tokat / Anket	Doğrudan gelir desteği, çiftçiler tarafından girdi desteği yerine kullanılmaktadır.
(Narin, 2008)	Türkiye / Verilerin Yorumlanması	Doğrudan gelir desteği, üretim ve verimliliği pozitif etkilemektedir.
(Ricker-Gilbert, Jayne, 2010)	Malavi / Panel Veri Analizi	Gübre desteği, mısır üretimini olumlu etkilemektedir.
(Kandemir, 2011)	Türkiye / Verilerin Yorumlanması	Doğrudan gelir desteği, kırsal kalkınmayı olumsuz etkilemektedir.
(Semerci vd., 2012)	Trakya / Anket	Alan bazlı tarımsal destekler, üretici refahını arttırmaktadır.
(Erdal vd., 2013)	Kahramanmaraş / Anket	Üreticilerin en çok faydalandığı tarımsal destek türünün alan bazlı tarımsal destekler olduğu ortaya konmuştur.
(Atış vd., 2016)	Manisa / Tobit Model	Organik tarım desteği, organik kuru üzüm arzını %3.2 artırmıştır.
(Seck, 2016)	Senegal / Regresyon Analizi	Gübre desteği ile tarımsal verimlilik arasında pozitif ilişki vardır.
(Vojarova, Kotulic, 2016)	Slovakya / Pearson Korelasyon Katsayısı	Tarımsal destekler ile tarımsal üretim arasında güçlü bir ilişki vardır.
(Konyalı vd., 2018)	Türkiye / Verilerin Yorumlanması	Organik tarım desteğinin yetersiz olduğuna dair kanıtlar elde edilmiştir.
(Rad Tüzün, Aslan, 2018)	Türkiye / Verilerin Yorumlanması	Alan bazlı fark ödemesi ve alan bazlı destekleme ödemelerinin bazı ürünlerin üretimini olumlu etkilediği, bazılarının üretimini ise olumlu etkilemediğine dair kanıtlar elde edilmiştir.
(Şaşmaz, Özel, 2019)	Türkiye / ARDL	Tarımsal desteklerin uzun dönemde tarım sektörünün gelişimi üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olmadığına dair kanıtlar elde edilmiştir.
(Petrea vd., 2020)	Moldova / Çalışmanın veri setleri için özel olarak geliştirilmiş bir model	Tarımsal destekler ile tarımsal katma değer arasında doğrusal korelasyon bulunmuştur.

Yukarıda da belirtildiği üzere çalışmalarda kullanılan yöntemlerin farklılığı, incelenen ülkelerde tarımsal destek uygulamalarının farklılığı ve analizlerin kapsadığı dönemlerdeki farklılıklar, bu çalışmalarda elde edilen bulguların da farklılaşmasını beraberinde getirmiştir.

3. VERİ VE METODOLOJİ

Bu çalışma Marmara Bölgesi'nin tarım deposu olarak bilinen Balıkesir'de, 2009 ve 2015 yılları arasında, tarımsal girdi destekleri şeklinde verilen mazot-gübre ve toprak analiz destek tutarları ile buğday üretim miktarı arasında ilişki olup olmadığını ele almaktadır. 2009 ve 2015 yılları arasında, dar bir zaman diliminin analiz edileceği modeldeki yatay kesitler, Balıkesir'in on yedi ilçesidir (Ayvalık, Balya, Bandırma, Bigadiç, Burhaniye, Dursunbey, Edremit, Erdek, Gömeç, Gönen, Havran, Kepsut, Manyas, Savaştepe, Susurluk, Sındırgı, İvrindi).

Güney Marmara illeri olarak bilinen Çanakkale, Bursa, Balıkesir ve Bilecik illerinde üretilen toplam buğday miktarının yaklaşık %40'ı Balıkesir ilinde üretildiği için ve aynı zamanda buğday, yatay kesit olarak kullanılan on yedi ilçenin tamamında yetiştirilebilen ortak ürünlerden önemli bir tanesi olduğu için, analizde bağımlı değişken olarak kullanılmıştır (TÜİK). Ayrıca, buğdayın hayvancılık gibi diğer sektörlerle olan besleyiciliği de bu seçimi kuvvetlendiren bir diğer etmendir.

Analizde kullanılacak olan buğday üretim miktarı verileri, Türkiye İstatistik Kurumu veri tabanından; destekleme tutarı verileri ise Balıkesir İl Tarım Orman Müdürlüğü bünyesinden temin edilmiştir.

Çalışmada kullanılan ekonometrik model denklem 1 aracılığıyla gösterilebilir.

$$BÜM_{it} = \beta_0 + \beta_1 MGDT_{it} + \beta_2 TADT_{it} + u_{it} \quad (1)$$

Bu modelde:

$BÜM_{it}$: t. yılda i. ilçenin buğday üretim miktarını (bağımlı değişken),

$MGDT_{it}$: t. yılda i. ilçenin mazot + gübre destek tutarını (bağımsız değişken),

$TADT_{it}$: t. yılda i. ilçenin toprak analizi destek tutarını (bağımsız değişken),

β_0 : sabiti,

u_{it} : hata terimini, göstermektedir.

Çalışmada, değişkenler arası ilişkileri analiz edebilmek için panel veri yöntemi kullanılmıştır. İlk olarak serilerin durağanlığını tespit etmek için Levin, Lin, Chu, Augmented Dickey-Fuller, Philips-Perron ve Hadri panel birim kök testlerine yer verilmiştir. Birim kök testleri yapıldıktan sonra değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığını anlamak için Pedroni Panel Eş-bütünleşme Testi ve Kao Panel Eş-bütünleşme Testi uygulanmıştır. Daha sonra eş-bütünleşme katsayılarını tahmin etmek için Tam Düzenlenmiş En Küçük Kareler (FMOLS) yöntemi tercih edilmiştir. Son olarak değişkenler arasında nedenselliğin yönünü tespit edebilmek adına Granger Nedensellik Testinden yararlanılmıştır. Anılan testlerin uygulanmasında Eviews ve Stata paket programları kullanılmıştır.

Panel verilerde birimlere ilaveten zamana ait bilgiler de analize dahil edildiği için, serilerin zaman içerisinde gösterdikleri değişimin incelenmesiyle, panel veriyi oluşturan sürecin durağan olup olmadığı hakkında bilgi edinilmelidir (Güriş, 2015). Durağan olmayan serilerde sahte regresyon denilen yanıltıcı bir sorunla karşılaşmakta ve kullanılan testler sapmalı sonuçlar vermektedir (Tatoğlu Yerdelen, 2012: 85). Bu sebeple Maddala ve Wu (1999) ve Choi (2001)'in önerdiği Fisher ADF - Fisher PP, Levin, Lin ve Chu (2002) (LLC) ve Hadri (2000) birim kök testlerinden faydalanılarak serilerin durağanlığı sınanmıştır.

Tablo 4: Değişkenlerin Düzey Değerlerinin Birim Kök Testleri

Değişkenler	Levin, Lin & Chu	Augmented Dickey-Fuller	Philips-Perron
Buğday Üretim Miktarı	-4.78894 (0.0000)	38.2318 (0.2832)	43.7526 (0.1221)
Mazot + Gübre Destek Miktarı	1.98502 (0.9764)	12.6394 (0.9997)	11.8656 (0.9998)
Toprak Analizi Destek Miktarı	-1.83761 (0.0331)	30.8753 (0.6216)	42.8882 (0.1411)

Not: Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir.

Yukarıdaki tabloda olasılık değerlerine bakıldığında, buğday üretim miktarı serisinin sadece LLC testinde düzey durağan olduğu görülmektedir. Diğer testlerde ise H_0 hipotezi reddedilmemiştir ve buğday üretim miktarı serisi düzey durağan değildir. Mazot ve gübre destek miktarı serisinin bütün testlerde düzey durağan olmadığı görülmektedir ve H_0 hipotezi hiçbir testte reddedilememiştir. Toprak analizi destek miktarı serisinin ise tıpkı buğday üretim miktarı serisi gibi sadece LLC testinde düzey durağan olduğu görülmektedir. Diğer testlerde ise H_0 reddedilememiş, yani düzey durağan olmadığı görülmüştür.

Tablo 5: Değişkenlerin Fark Değerlerinin Birim Kök Testleri

Değişkenler	Levin, Lin & Chu	Augmented Dickey-Fuller	Philips-Perron
Buğday Üretim Miktarı	-20.8771 (0.0000)	89.9777 (0.0000)	116.597 (0.0000)
Mazot+Gübre Destek Miktarı	-30.6080 (0.0000)	131.249 (0.0000)	167.285 (0.0000)
Toprak Analizi Destek Miktarı	-15.2344 (0.0000)	94.8042 (0.0000)	132.942 (0.0000)

Not: Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir.

Tablo 5'e göre serilerin birinci farkı alındıktan sonra yapılan durağanlık sınavında serilerin tümü %1 anlamlılık düzeyinde durağan hale gelmektedir.

Durağanlık sınavı için kullanılan Hadri (2000) birim kök testi, Lagrange çarpanına dayalı olan kalıntı temelli bir testtir. Anılan testte;

H_0 : yatay kesitlere ait seriler deterministik bir trend etrafında durağandır.

H_a : yatay kesitlere ait seriler birim kök içermektedir.

Hadri (2000) birim kök testinde ana hipotez ve alternatif hipotez arasındaki bu farklılık, anılan testin diğer testlerden ayrışmasını sağlamıştır. Bu açıdan değerlendirildiğinde, zaman serilerinde kullanılmak üzere Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (1992) tarafından geliştirilen birim kök testinin (KPSS) genişletilmiş hali olarak kabul edilebilir (Belke ve Al, 2019: 311).

Tablo 6: Hadri Birim Kök Testi

Değişkenler	Düzyer Değerler	Fark Değerler
Buğday Üretim Miktarı	4.4604 (0.0000)	-2.1179 (0.9829)
Mazot + Gübre Destek Miktarı	6.7930 (0.0000)	-2.9113 (0.9982)
Toprak Analizi Destek Miktarı	7.6306 (0.0000)	-2.1934 (0.9859)

Not: Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir.

Yukarıdaki tabloda yer alan olasılık değerlerine bakıldığında, düzey değerlerde tüm seriler için H_0 hipotezinin reddedildiği ve serilerin durağan olmadığı görülmektedir. Serilerin birinci farkları alındığında %5 anlamlılık seviyesinde H_0 hipotezinin reddedilmediği ve serilerin durağan hale geldiği görülmektedir.

Rao ve Kumar (2009) ile Singh (2013), serilerin düzey değerlerine uygulanan panel birim kök testlerinin birbirinden farklı sonuçlar verdiği durumda, birinci farkı alınmış serilerin durağan çıkmasının serilerin fark durağan olduğunun kabul edilmesi için yeterli olduğunu belirtmiştir. Bu sebeple LLC, PP ve ADF birim kök testlerinde, seriler için çıkan farklı durağanlık sonuçları, birinci farkları alındıktan sonra bütün serilerin durağan hale gelmesiyle ortadan kalkmıştır denilebilir. Kaldı ki Hadri birim kök testi sonuçlarının da Rao ve Kumar (2009) ile Singh (2013)'in belirttiği duruma paralellik arz ettiği görülmektedir. Tüm bu veriler ışığında çalışmada kullanılan serilerin fark durağan olduğu anlaşılmıştır.

Ekonometrik analizlerde kullanılan serilerin aynı dereceden durağan olması durumunda, seriler arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığının anlaşılabilmesi için eş bütünleşme testleri yapılmaktadır (Asteriou, Hall, 2007: 372). Çalışmada, literatürde de yaygın olarak kullanılan Pedroni Panel Eş-bütünleşme Testi ve Kao Panel Eş-bütünleşme Testi kullanılmıştır.

Pedroni panel eş-bütünleşme testinde boş hipotez;

H_0 : seriler arasında eş-bütünleşme yoktur şeklindedir.

Ayrıca bu test heterojenliğe izin veren bir testtir (Pedroni, 1999: 665).

Pedroni eş-bütünleşme analizinde, grup içi ve gruplar arası olmak üzere iki farklı kategoride 7 farklı test bulunmaktadır. Grup içinde; varyans oranı tipinde bir test, Phillips-Peron (rho) tipinde bir test, PP (t) tipinde bir test ve ADF (t) tipinde bir test olmak üzere toplamda dört adet istatistik yer almaktadır. Bu dört testten ilk üçü parametrik olmayan testlerdir. Gruplar arasında; PP (rho) tipinde bir test, PP (t) tipinde bir test ve ADF (t) tipinde bir test olmak üzere üç farklı istatistik bulunmaktadır. (Güvenek ve Alptekin, 2010: 181).

Bu testler aşağıdaki denklemler aracılığıyla hesaplanmaktadır:

Grup içi kategori

Panel v-istatistiği

$$T^2 N^{3/2} Z_{\hat{v}N,T} \equiv T^2 N^{3/2} (\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2)^{-1} \quad (2)$$

Panel p-istatistiği

$$T\sqrt{N} Z_{\hat{p}N,T^{-1}} \equiv T\sqrt{N} (\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \quad (3)$$

Panel t-istatistiği

$$Z_{tN,T} \equiv \hat{\vartheta}_{NT}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\epsilon}_{i,t-1}^2)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{\epsilon}_{i,t-1} \Delta \hat{\epsilon}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \quad (4)$$

Panel t-istatistiği (parametrik)

$$Z_{tN,T}^* \equiv (\hat{S}_{N,T}^{*2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\epsilon}_{i,t-1}^{*2})^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\epsilon}_{i,t-1}^* \Delta \hat{\epsilon}_{i,t}^* \quad (5)$$

Gruplar arası kategori

Grup p-istatistiği

$$TN^{-1/2} \tilde{Z}_{\rho N,T-1} \equiv TN^{-1/2} \sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T \hat{\epsilon}_{i,t-1}^2)^{-1} \sum_{i=1}^N (\hat{\epsilon}_{i,t-1} \Delta \hat{\epsilon}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \quad (6)$$

Grup t-istatistiği

$$N^{-1/2} \tilde{Z}_{tN,T}^* \equiv N^{-1/2} \sum_{i=1}^N (\vartheta_i^2 \sum_{t=1}^T \hat{\epsilon}_{i,t-1}^2)^{-1/2} \sum_{t=1}^T (\hat{\epsilon}_{i,t-1} \Delta \hat{\epsilon}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \quad (7)$$

Grup t-istatistiği (parametrik)

$$N^{-1/2} \tilde{Z}_{tN,T}^* \equiv N^{-1/2} \sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T \hat{S}_i^{*2} \hat{\epsilon}_{i,t-1}^{*2})^{-1/2} \sum_{t=1}^T \hat{\epsilon}_{i,t-1}^* \Delta \hat{\epsilon}_{i,t}^* \quad (8)$$

Paneli oluşturan her bir yatay kesit için seriler arasında eş-bütünleşme olup olmadığı, yukarıdaki denklemlerde yer alan test istatistiklerinin Pedroni kritik değerleri ile karşılaştırılmasıyla bulunur (Pedroni, 1999: 655).

Tablo 7: Pedroni Panel Eş-bütünleşme Testi

	Test İstatistiği	Olasılık Değeri	Ağırlıklandırılmış Test İstatistiği	Olasılık Değeri	
Grup içi	Panel-v istatistiği	-1.902022	0.9714	-2.118835	0.9829
	Panel-p istatistiği (rho)	1.580692	0.9430	1.781590	0.9626
	Philips-Perron tipi t istatistiği (PP)	-5.906854	0.0000	-3.743740	0.0001
	Dickey-Fuller tipi t istatistiği (ADF)	-4.485696	0.0000	-3.059243	0.0011
Gruplar arası	(Grup) Philips-Perron tipi p istatistiği (rho)	4.022567	1.0000		
	(Grup) Philips-Perron tipi t istatistiği (PP)	-5.249409	0.0000		
	(Grup) Dickey-Fuller tipi t istatistiği (ADF)	-1.886088	0.0296		

Not: Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir. Gecikme uzunluğu SIC bilgi kriterine göre otomatik seçilmiştir.

Tablo 7’de yer alan istatistik rakamlarının olasılık değerlerine bakıldığında, Panel-v istatistiği, Panel-p istatistiği (rho) ve (Grup) Philips-Perron tipi p istatistiği (rho) dışında kalan diğer tüm testlerde, istatistiki bir şekilde anlamlı olarak “eş-bütünleşme yoktur” boş hipotezi reddedilmiştir. Philips-Perron tipi t istatistiği (PP) ve Dickey-Fuller tipi t istatistiği (ADF) %1 anlamlılık seviyesinde Ho hipotezini reddetmiştir. (Grup) Dickey-Fuller tipi t istatistiği (ADF) ise %5 anlamlılık seviyesinde Ho hipotezini reddetmiştir. Pedroni (1999) özellikle küçük örneklem için Dickey-Fuller tipi t istatistiği (ADF) ve (Grup) Dickey-Fuller tipi t istatistiği (ADF) testlerinin daha anlamlı sonuçlar vereceğini göstermiştir. Tüm bu veriler ışığında elde edilen bulgular, mazot gübre ve toprak analizi desteklerinin buğday üretimi ile uzun dönemli bir ilişkiye sahip olduğunu göstermektedir.

Analizde kullanılan diğer bir eş-bütünleşme testini geliştiren Kao, bu testi geliştirirken Dickey-Fuller (DF) ve Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testlerini baz alarak Engle ve Granger (1987) sürecini kullanmıştır. Anılan testin boş hipotezi "eş-bütünleşme yoktur" şeklindedir. Boş hipotezi sınamak için ADF test istatistiği kullanılmakta olup, anılan test istatistiği anlamlı ise boş hipotez reddedilebilmektedir (Kao, 1999; Koçak ve Uzun, 2018: 92). Model aşağıdaki şekilde gösterilebilir (Asteriou ve Hall, 2007: 373):

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta X_{it} + e_{it} \quad i = 1 \dots N; t = 1 \dots T \quad (9)$$

Kao eş-bütünleşme testi denklem dokuzdaki panel regresyon modelinde yer alan hata terimine uygulanır.

$$\hat{e}_{i,t} = \rho \hat{e}_{i,t-1} + v_{it} \quad (10)$$

Denklem ondakip'nin en küçük kareler (OLS) yöntemiyle tahmin edilmesi aşağıdaki denklemde gösterilmiştir.

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it} \hat{e}_{i,t-1}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it}^2} \quad (11)$$

OLS tahminine karşılık gelen t-istatistiği ise denklem on iki ve on üçte yer almaktadır;

$$t_p = \frac{\hat{\rho} - 1}{s_e} \sqrt{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it}^2} \quad (12)$$

$$s_e^2 = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (\hat{e}_{it}^* - \hat{\rho} \hat{e}_{i,t-1}^*)^2 \quad (13)$$

Nihai olarak seriler arasında eş-bütünleşme olup olmadığını belirleyen ADF test istatistiği ise denklem on dört ve on beşin tahmininden sonra elde edilir.

$$\hat{e}_{it} = \rho \hat{e}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta \hat{e}_{i,t-j} + v_{itp} \quad (14)$$

$$ADF = \frac{t_{ADF} + \frac{\sqrt{6N}\delta_V}{2\delta_{OV}}}{\sqrt{\frac{\delta_{OV}^2}{z\delta_V^2} + \frac{3\delta_V^2}{10\delta_{OV}^2}}} \quad (15)$$

t_{ADF} Denklem on dörtteki p 'nin t-istatistiğidir. Asimptotik dağılıma uyan başta ADF olmak üzere diğer test istatistikleri, sıralı limit teoremine göre standart normal dağılıma yakınsar (Baltagi, 2013: 294).

Tablo 8: Kao Panel Eş-bütünleşme Testi

	t-istatistiği	Olasılık değeri
ADF	-7.534338	0.0000

Not: Gecikme uzunluğu SIC bilgi kriterine göre otomatik seçilmiştir.

Tablo 8'de yer alan Kao panel eş-bütünleşme testi sonuçları, Pedroni eş-bütünleşme testi sonuçları ile paralellik arz etmektedir. Bir başka ifadeyle, mazot gübre desteği ve toprak analizi desteğinin, buğday üretimi ile uzun dönemli ilişkisi olduğuna dair kanıtlar saptanmıştır.

Eş-bütünleşme testleri uygulandıktan sonra, değişkenlerin katsayılarını tahmin etmek ve sayısal anlamda, bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkeni nasıl etkilediğini görebilmek adına, Pedroni (2000: 93) tarafından geliştirilen FMOLS yöntemi kullanılmıştır.

FMOLS yöntemi bireysel kesitler arasındaki heterojenliğe izin veren ve aynı zamanda sabit terimin, hata teriminin ve bağımsız değişkenlerin farkları arasındaki korelasyonun varlığını da hesaba katan bir yöntemdir. Pedroni, FMOLS yönteminin özellikle bu çalışmadaki gibi küçük örneklemeler üzerinde oldukça

güçlü bir etkisi olduğunu belirtmiştir (Kök ve Şimşek, 2006: 7). FMOLS yöntemi denklem on altı ve on yediye dayanmaktadır.

$$y_{it} = a_i + \beta x_{it} + \mu_{it}, i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (16)$$

$$x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

Tablo 9: FMOLS Yöntemi ile Katsayı Tahmini

Buğday Üretim Miktarı (Bağımlı Değişken)	Katsayı	t-istatistik değeri	Olasılık değeri
Mazot+Gübre Destek Tutarı (Bağımsız Değişken)	0.0009577	0.88	0.378
Toprak Analizi Destek Tutarı (Bağımsız Değişken)	0.0951589	2.32	0.021

Tablo 9'a göre, toprak analiz destek tutarında meydana gelen bir birimlik artış, buğday üretimini 0,09 birim artırmaktadır. Yine mazot gübre destek tutarında meydana gelen bir birimlik artış da buğday üretimini çok daha sınırlı bir şekilde 0,0009 birim artırmaktadır. Ayrıca mazot gübre destek tutarının buğday üretimi üzerinde yaratacağı bu sınırlı iyileşme, istatistiki olarak da anlamlı değildir.

İki değişken arasındaki sebep sonuç ilişkisini öğrenebilmek için nedensellik analizi yapılmaktadır (Yiğitbaş Bakır, 2015: 287). Değişkenler arasında nedensellik tespitinin yapılabilmesi için en sık kullanılan yöntem, Granger tarafından geliştirilen nedensellik analizidir. Granger nedensellik testi bir tahmin yöntemi değildir. Bu test ile sadece nedensellik çıkarımı yapılmaktadır (Granger, 1988: 554). Granger nedensellik testinin basit matematiksel gösterimi aşağıdaki şekildedir:

$$Y_t = \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + n_t \quad (18)$$

Granger nedensellik testine göre, X parametresi Y parametresinin nedeni ise, önce X parametresi değişir ardından Y parametresi değişir. Bu testte nedensellik araştırıldığından, test yapılmadan önce seriler durağan hale getirilmelidir (Granger, 1969: 431).

Tablo 10: Granger Nedensellik Testi

H ₀ hipotezi: Granger nedeni değildir.	F-istatistik değeri	Olasılık değeri
Mazot + Gübre destek tutarı, buğday üretim miktarının Granger nedeni değildir.	4.57347	0.0140
Buğday üretim miktarı, Mazot + Gübre destek tutarının Granger nedeni değildir.	0.03619	0.9645
Toprak analizi destek tutarı, buğday üretim miktarının Granger nedeni değildir.	2.82094	0.0671
Buğday üretim miktarı, Toprak analizi destek tutarının Granger nedeni değildir.	0.13200	0.8766

Tablo 10'dan elde edilen sonuçlara göre hem mazot gübre destek tutarı hem de toprak analiz destek tutarı buğday üretiminin Granger nedenidir. Ancak burada mazot gübre destek tutarının %5

anlamlılık seviyesinde olduğu, toprak analiz destek tutarının ise %10 anlamlılık seviyesinde olduğu belirtilmelidir. Buğday üretimi ise beklendiği gibi ne mazot gübre desteğinin ne de toprak analiz desteğinin Granger nedeni değildir. Nihai olarak belirtmek gerekirse, mazot gübre desteği ve toprak analiz desteğinden buğday üretimine doğru tek yönlü bir nedensellik söz konusudur.

4. SONUÇ

Bu çalışmada bazı alan bazlı tarımsal desteklerin etkinliği, 2009-2015 yılları arasında Balıkesir örneğinden hareketle incelenmiştir. Bağımlı değişken olarak buğday üretim miktarı, bağımsız değişkenler olarak da mazot ve gübre destek tutarları ile toprak analizi destek tutarları ampirik analize dahil edilmiştir. Balıkesir'in 17 ilçesi birer yatay kesit olmak üzere, değişkenler panel veri analizi ile incelenmiştir. Analiz sonuçlarına göre, seçilen tarımsal desteklerin buğday üretimi üzerinde oldukça sınırlı bir etkiye sahip olduğu görülmüştür. Bu nedenle devletin destekleme ödemeleri yaparak tarım piyasasında aktif olarak yer almasının doğru olmadığı ileri sürülebilir. Anılan destekleme ödemeleri için bütçeden ayrılan pay devlet piyasa karşıtlığı bağlamında piyasanın ve kurumların¹ kuvvetlendirilmesi için kullanılabilir.

Anılan destek kalemlerinin kurumlar ve esasında piyasayı güçlendirmek için kullanılmasının yanında, üreticinin maliyetini azaltacak şekilde diğer piyasa aktörlerine aktarılması da söz konusu olabilir. Örneğin gübre desteğinin doğrudan çiftçiye verilmesi yerine, gübre üretiminde bulunmak isteyen girişimcilere ucuz kredi veya sübvansiyon olarak verilmesi, başta gübre üreticilerinin ve akabinde çiftçinin maliyet yapısında önemli değişiklikler yaratabilir. Mazot desteği için de aynı durum söz konusu olabilir. Şöyle ki mazot desteği vermek yerine, çiftçinin kullandığı mazot üzerindeki vergilerin kaldırılıp/azaltılıp maliyet unsurunun çiftçi lehine değişmesi sağlanabilir. Bu durum buğday üretimindeki maliyeti azaltacağından veya bir başka ifadeyle buğday üretimindeki kârlılığı artıracığından, anılan sektörü yine üreticiler açısından daha cazip hale getirebilir. Toprak analizi desteğinin hem buğday üretiminin granger nedeni olması hem de diğer destek kaleminin aksine buğday üretimine yaptığı katkının istatistiksel olarak anlamlı olması göz önüne alındığında, 2016 yılında anılan destek kaleminin kaldırılmış olmasının buğday üretimine zarar vermiş olma ihtimali yüksektir. Anılan destek kaleminin bir girdi desteği olmaması, bilakis hangi girdinin (gübrenin ya da ilacın) kullanılması gerektiğinin saptanması açısından hayati önem taşıması, anılan desteğin kaldırılmaması gerektiğinin, hatta özel laboratuvarların daha da teşvik edilmesi gerektiğinin bir diğer nedenidir.² Toprak analiz desteğinin kaldırılması yerine gerekli eğitimler vasıtasıyla buğday üretimi için toprak analizi desteğinin ne kadar önemli olduğu üreticilere anlatılarak, anılan destek kaleminin buğday üretimine daha fazla katkı yapması sağlanabilirdi. Toprak analizi uygulamasında gerekli personel sayısının nitelik ve nicelik olarak artırılması, uygulamada yaşanan yanlış numune alma vb. gibi sorunların önüne geçebilir ve böylece anılan destek kaleminin buğday üretimini daha da olumlu etkilemesi sağlanabilirdi.

İncelenen alan bazlı desteklerin buğday üretimi üzerinde oldukça sınırlı etki yaratmasının bir diğer nedeni de denetim mekanizmalarında yaşanan yapısal problemler gibi görünmektedir. Tarımsal desteklerin etkisini azaltan yolsuzluklar, aynı zamanda Türkiye'nin Küresel Gıda Güvencesi Endeksi'ndeki puanını da düşürmektedir.³Bu nedenle devlet tarım piyasasına doğrudan müdahale etmek yerine daha dolaylı müdahalelerde bulunmalı veya yönlendirici bir konuma sahip olmalıdır.

5. DİPNOTLAR

¹"Yazılı olsun olmasın belirsizliği azaltan, istikrarı sağlayan ve bireylerin davranışlarını düzenleyen her türden kuralı kurum olarak nitelendirmemiz mümkündür." (Kama, 2011: 183). Kurumların geliştirilmesi önerisi Kama (2011: 183)'nin belirttiği üzere "yazılı olsun olmasın belirsizliği azaltan, istikrarı sağlayan ve bireylerin davranışlarını düzenleyen her türden kuralın" ve yapının geliştirilmesi olarak algılanmalıdır.

² Ülkemizde yetiştirilen buğday cinslerinin verimi dekar başına yaklaşık 1450 kg olmasına rağmen bu verimin sadece %16'sına ulaşıldığı tahmin edilmektedir. Bu verimsizliğin başlıca nedenleri toprak özellikleri ve bilinçsiz gübrelemedir. Buğdayın, bol ve kaliteli olması için topraktan on üç adet elementi yeterli miktarda alması gerekmektedir. Bunun için toprak analizi yaptırılmalı, noksan elementler uygun gübreleme teknikleriyle bitkiye verilmelidir. Bu durum buğdayın

verimini %40 ile %100 arasında deęişen bir oranda artırmaktadır. Toprak analizi yaptırılmadan geręekleřtirilen ařırı gbre veya ila kullanımı ise doęanın tahribatına neden olurken aynı zamanda reticinin maliyetini de artırmaktadır (TMMOB Ziraat Mhendisleri Odası, 2012).

³ Kresel Gıda Gvence Endeksi'nde Trkiye'nin yařadığı gerileme iin bkz: (Ko ve Uzmay, 2015: 44).

YAZAR BEYANI

Arařtırma ve Yayın Etięi Beyanı

Bu alıřma bilimsel arařtırma ve yayın etięi kurallarına uygun olarak hazırlanmıřtır.

Yazar Katkıları

Yazarlar alıřmaya eřit oranda katkıda bulunmuřtur.

ıkar atıřması

Yazarlar aısından ya da nc taraflar aısından alıřmadan kaynaklı ıkar atıřması bulunmamaktadır.

Teřekkr

Deęerli grř ve nerileriyle alıřmanın řekillenmesine katkıda bulunan Prof. Dr. Kaya Bayraktar'a ve Ziraat Mhendisi Meryem Para'ya teřekkr ederiz.

KAYNAKA

- Aęca, M. (2010), Trkiye'de Uygulanan Tarımsal Destekleme Politikalarındaki Geliřmeler, *Yksek Lisans Tezi, ukurova niversitesi Fen Bilimleri Enstits*, Adana.
- Asteriou, D., S. G. Hall (2007), *Applied Econometrics: A Modern Approach*, New York: Palgrave Macmillan.
- Atıř, E., B. Miran, Z. Kenanoęlu Bektař, M. Cankurt (2016), "Farklı Pazarlama ve Tarım Politikası Seeneklerinin Konvansiyonel ve Organik Kuru zm Arzı zerine Etkileri", *Anadolu Tarım Bilimleri Dergisi*, 31(3), 345-352.
- Baltagi, B. H. (2013), *Econometric Analysis of Panel Data*, Chichester, West Sussex: John Wiley & Sons Ltd.
- Bayraktar, Y., E. Bulut (2016), "Tarımsal Desteklerin Deęiřen Yapısı ve Yksek Tarımsal Desteklerin Nedenleri: Trkiye iin Karřılařtırmalı Bir Analiz", *İktisat Fakltesi Mecmuası*, 66(1), 45-66.
- Belke, M., İ. Al (2019), "Trkiye'de Blgesel Enflasyon Yakınsaması: Panel Birim Kk Testlerinden Kanıtlar", *Uluslararası Ekonomi ve Yenilik Dergisi*, 5(2), 301-323.
- avuş, V. (2009), Trkiye'de Tarımda Doęrudan Gelir Desteęi Uygulaması ve Ab Srecinde Destekleme Politikaları, *Yksek Lisans Tezi, Maltepe niversitesi Sosyal Bilimler Enstits*, İstanbul.
- Choi, I. (2001), "Unit Root Tests for Panel Data", *Journal of International Money and Finance*, 20(2), 249-272.
- Clark, P. K., D. E. Sichel (1993), "Tax Incentives and Equipment Investment", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 317-347.
- Devlet Planlama Teřkilatı (DPT) (1963), *Birinci Beř Yıllık Kalkınma Planı 1963-1967*, Ankara: DPT Yayınları.
- Dnya Bankası, Dnya Kalkınma Gstergeleri, <https://data.worldbank.org/indicator/NV.AGR.TOTL.KD?locations=TR>, E.T.: 27.07.2020.

- Engle, R. F., C. W. J. Granger (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Erdal, G., H. Erdal, M. Gürkan (2013), "Türkiye'de Uygulanan Tarımsal Desteklerin Üretici Açısından Değerlendirilmesi (Kahramanmaraş İli Örneği)", *Uluslararası Sosyal ve Ekonomik Bilimler Dergisi (IJSSES)*, 3(2), 92-98.
- Erdoğan, C. M. (2018), "Osmanlı'dan Cumhuriyet'e Türk İktisat Düşüncesinde Tarım ve Kalkınma", *Türkiye'de Tarım Politikaları ve Ülke Ekonomisine Katkıları Uluslararası Sempozyumu*, 12-14 Nisan, Şanlıurfa.
- Ertem, B. (2009), "Türkiye-ABD İlişkilerinde Truman Doktrini ve Marshall Planı", *Balıkesir Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 12(21), 377-397.
- Eşiyok, B. A. (2004), "Kalkınma Sürecinde Tarım Sektörü: Gelişmeler, Sorunlar, Tespitler ve Tarımsal Politika Önerileri", *Türkiye Kalkınma Bankası A.Ş. Genel Araştırmalar*, 2, 1-17.
- Gıda Tarım ve Hayvancılık Bakanlığı (2015), 2015 Faaliyet Raporu, https://www.tarimorman.gov.tr/SGB/Belgeler/Bakanl%C4%B1k_Faaliyet_Raporlar%C4%B1/2015%20YILI%20BAKANLIK%20FAAL%C4%B0YET%20RAPORU.pdf, E.T.: 12.08.2020
- Gıda Tarım ve Hayvancılık Bakanlığı (2016), Bitkisel Üretim Destekleme Ödemesi Yapılmasına Dair Tebliğ, Tebliğ No: 2016/29, <https://www.resmigazete.gov.tr/eskiler/2016/08/20160804-10.htm>, E. T.: 06.08.2020.
- Granger, C. W. J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Granger, C. W. J. (1988), "Causality, Cointegration, and Control", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 551-559.
- Güriş, S. (2015), *Panel Veri ve Panel Veri Modelleri, Stata ile Panel Veri Modelleri*, İstanbul: Der Yayınları.
- Güvenek, B., V. Alptekin (2010), "Enerji Tüketimi ve Büyüme İlişkisi: OECD Ülkelerine İlişkin Bir Panel Veri Analizi", *Enerji, Piyasa ve Düzenleme*, 1(2), 172-193.
- Hadri, K. (2000), "Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data", *Econometrics Journal*, 3(2), 148-161.
- Kalkınma Bakanlığı (2014), Onuncu Kalkınma Planı 2014-2018, Tarımsal Yapıda Etkinlik ve Gıda Güvenliği Özel İhtisas Komisyonu Raporu, http://www.sbb.gov.tr/wp-content/uploads/2018/10/10_TarimsalYapi.pdf, E.T.: 03.08.2020.
- Kama, Ö. (2011), "Yeni Kurumsal İktisat Okulunun Temelleri", *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 13(2), 183-204.
- Kandemir, O. (2011), "Tarımsal Destekleme Politikalarının Kırsal Kalkınmaya Etkisi", *Ekonomi Bilimleri Dergisi*, 3(1), 103-113.
- Kao, C. (1999), "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data", *Journal of Econometrics*, 90(1), 1- 44.
- Kazgan, G. (2003), *Tarım ve Gelişme*, İstanbul: Bilgi Üniversitesi Yayınları.
- Koç G., A. Uzmay (2015), "Gıda Güvencesi ve Gıda Güvenliği: Kavramsal Çerçeve, Gelişmeler ve Türkiye", *Tarım Ekonomisi Dergisi*, 21(1), 39-48.
- Koçak, E., N. Uzay (2018), "Demokrasi, Ekonomik Özgürlükler ve Ekonomik Büyüme: Kurumların Rolü Üzerine Bir Araştırma", *Sosyoekonomi*, 26(36), 81-102.
- Kök, R., N. Şimşek (2006), "Endüstri-İç Dış Ticaret, Patentler ve Uluslararası Teknolojik Yayılma", *Türkiye Ekonomi Kurumu Uluslararası Ekonomi Konferansı*, 11-13. http://debis.deu.edu.tr/userweb/recep.kok/endustriici_patent.pdf E.T.: 27.01.2020.
- Konyalı, S., B. Başaran, Y. Oraman (2018), "Support Policies for Organic Farming in Turkey", *New Knowledge Journal of Science*, 7(2), 55-62.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt, Y. Shin (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That the Economic Time Series Have a Unit Root?", *Journal of Econometrics*, 54, 159 178.

- Levin, A., C. Lin, C. S. J. Chu (2002), "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties", *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.
- Maddala, G.S., S. Wu (1999), "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and A New Simple Test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 631-652.
- Menek, M., H. Kızılaslan (2008), "Doğrudan Gelir Desteğinin Üreticiler Üzerine Etkisi (Tokat İli Merkez İlçe Örneği)", *GOÜ. Ziraat Fakültesi Dergisi*, 25(1), 53-62.
- Narin, M. (2008), "Türkiye'de Uygulanan Tarımsal Destekleme Politikalarında Değişim", *Ekonomik Yaklaşım*, 19(Özel Sayı), 183-225.
- Oude Lansink, A., J. Peerlings (1996), "Modelling the New EU Cereals Regime in The Netherlands", *European Review of Agricultural Economics*, 23, 161-178.
- Öztürk, F., M. Narin (2004), "Türk Tarım Politikaları ve Doğrudan Gelir Desteği", *Türkiye İktisat Kongresi*, 5-9 Mayıs, İzmir.
- Pedroni, P. (1999), "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 653-670.
- Pedroni, P. (2000), "Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels", *Advances in Econometrics*, 15, 93-130.
- Petrea, S.-M., D. S. Cristea, M. M. T. Rahoveanu, C. G. Zamfir, A. T. Rahoveanu, G. A. Zugravu, D. Nancu (2020), "Perspectives of the Moldavian Agricultural Sector by Using a Custom-Developed Analytical Framework", *Sustainability*, MDPI, Open Access Journal, 12(11), 1-40.
- Rad Tüzün, S., J. Aslan (2018), "2002-2017 Yılları Arasında Türkiye'de Tarım Politikaları ve Uygulamaları", *Social Sciences Studies Journal*, 4(21), 3271-3278.
- Rao B. B., S. Kumar (2009), "A Panel Data Approach to the Demand for Money and the Effects of Financial Reforms in the Asian Countries", *Economic Modelling*, 26(5), 1012-1017.
- Ricker-Gilbert, J., T.S. Jayne (2010), "What are the Dynamic Effects of Fertilizer Subsidies on Household Wellbeing? Evidence from Malawi", *Contributed paper presented at the 3rd African Association of Agricultural Economists (AAAE) and 48th Agricultural Economists Association of South Africa (AEASA) Conference*, September 19-23, Cape Town, South Africa.
- Şaşmaz, M. Ü., Ö. Özel (2019), "Tarım Sektörüne Sağlanan Mali Teşviklerin Tarım Sektörü Gelişimi Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği", *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 61, 50-65.
- Seck, A. (2016), "Fertilizer Subsidy and Agricultural Productivity in Senegal", *AGRODEP Working Paper 0024*, Washington DC: International Food Policy Research Institute.
- Semerci, A., Y. Kaya, İ. Şahin, N. Çıtak (2012), "Türkiye'de Yağlı Tohumlar Üretiminde Uygulanan Destekleme Politikalarının Ayçiçeği Ekim Alanları ve Üretici Refahı Üzerine Etkisi", *Selçuk Üniversitesi Selçuk Tarım ve Gıda Bilimleri Dergisi*, 26(2), 55-62.
- Singh, T. (2013), "International Mobility of Capital in the OECD Countries: A Robust Evidence from Panel Data Estimators", *Applied Economic Letters*, 20(7), 692-696.
- Soydan, H. (2018), "Hititlerde İktisadi Hayatın Temelini Tarım Oluşturuyordu", *Tarım ve Orman Dergisi*, <http://www.turktarim.gov.tr/Haber/187/hititlerde-iktisadi-hayatın-temelini-tarım-olusturuyordu> , E.T.: 30.12.2019
- Strateji ve Bütçe Başkanlığı, Tarım ve Gıda Göstergeleri, <http://www.sbb.gov.tr/tarim-ve-gida-gostergeleri/> , E.T.: 26.07.2020
- Susam, N., U. Bakkal (2008), "Türkiye'de Tarım Politikalarındaki Dönüşümün Kamu Bütçesi ve Ekonomi Üzerindeki Etkileri", *Afyon Kocatepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 10(1), 327-357.
- Tarım ve Köy İşleri Bakanlığı (2008), 2008 Yılı Faaliyet Raporu, https://www.tarimorman.gov.tr/SGB/Belgeler/Bakanl%C4%B1k_Faaliyet_Raporlar%C4%B1/2008_Yili.pdf , E.T.: 03.08.2020.
- Tatoğlu Yerdelen, F. (2012), *Panel Veri Ekonometrisi Stata Uygulamalı*, İstanbul: Beta Yayınları.

- TMMOB Ziraat Mühendisleri Odası (2012). "ZMO Tarım Köşesi – Buğdayın Gübrenmesi – Anadolu Manşet", https://www.zmo.org.tr/genel/bizden_detay.php?kod=18866&tipi=24&sube=15 , E.T.: 12.08.2020.
- TÜİK, Bitkisel Üretim İstatistikleri, http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1001 , E.T.: 26.07.2020
- TÜİKb, İşgücü İstatistikleri, http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1007 , E.T.: 26.07.2020
- TÜİKc, Dış Ticaret İstatistikleri, http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1046 , E.T.: 26.07.2020
- Ünsal, A. (2011), Ölmez Ağacın Peşinde-Türkiye’de Zeytin ve Zeytinyağı, İstanbul: Yapı Kredi Yayınları.
- Vozarova, I. K., R. Kotulic (2016), "Quantification of the Effect of Subsidies on the Production Performance of the Slovak Agriculture", *Procedia Economics and Finance*, 39, 298-304.
- Yiğitbaş Bakır, Ş. (2015), "Türkiye’de Özel Sektör İşletme Kredilerinin Belirleyicileri", *Akademik Bakış Dergisi*, 47, 287-29.