



BRICS-T Ülkelerinde Tarımsal Destekler ve Tarımsal Üretim Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Bootstrap Nedensellik Analizi¹

Kenan KOÇ

İstanbul Üniversitesi
Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Bölümü
Doktora Öğrencisi
kenan.koc.2016@ogr.iu.edu.tr
ORCID: 0000-0003-3740-1150

Hüseyin İŞLEK

Muş Alparslan Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
h.islek@alparslan.edu.tr
ORCID: 0000-0001-7848-6299

Özet

Geçmişten günümüze insanlık ciddi değişimler yaşamış olsa da tarım hala birey ve toplumların yaşamlarını sürdürebilmesi için önemli bir role sahiptir. Bu yüzden tüm ülkeler farklı düzeylerde tarıma bağımlıdır. Tarımsal üretimin milli gelire katkıda bulunmasının yanı sıra tarım sektörünün yaratmış olduğu istihdam da ekonomiye katkı sunmaktadır. Özellikle gelişmekte olan ülkeler tarım sektörünün gelişmesi için ciddi destekler sağlamaktadır. Bu doğrultuda gelişmekte olan ülkeler sınıfında bulunan BRICS-T(Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika-Türkiye) ülkelerinde tarımsal destekler ve tarımsal üretim arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmiştir. Analiz için 2000-2016 dönemini kapsayan yıllık veriler kullanılmıştır. Tarımsal destek ve tarımsal üretim verileri OECD veri bankasından elde edilmiştir. Çalışmada Konya (2006) panel nedensellik testi kullanılmıştır. Konya (2006) testi, Zellner (1962) tarafından ortaya konulan SUR denklem tahmin yöntemini kullanır. Yatay kesit bağımlılığı bulunan heterojen paneller için geliştirilmiş olan bu test, kritik değerlerini bootstrap yöntemini kullanarak elde eder. Testin önemli bir diğer özelliği, birim kök ve eşbütünleşme gibi ön testleri gerektirmemesidir. Çalışmanın sonucuna göre; Türkiye ve Çin’de tarımsal destekler ve tarımsal üretim arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunurken Brezilya ve Rusya’da tarımsal desteklerden tarımsal üretime doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Güney Afrika için tarımsal üretimden tarımsal desteklere doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunurken Hindistan için herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunmamıştır.

Anahtar Kelimeler: BRICS-T, Tarım, Tarımsal Destekler, Panel Veri, Bootstrap Nedensellik

¹ Bu makale 24-25 Ekim 2020 tarihlerinde Antalya-Türkiye’de düzenlenen VII. Uluslararası Sosyal Araştırmalar ve Davranış Bilimleri Sempozyumu’nda sözlü bildiri olarak sunulmuş ve sempozyum bildiri özet kitabında basılmış çalışmanın tamamlanmış halidir.

Causality Relationship Between Agricultural Support and Agricultural Production In BRICS-T Countries: Bootstrap Causality Analysis²

Abstract

Despite serious changes from the past to the present agriculture still has an important role for individuals and societies. Agriculture is vital for countries at different levels. In addition to the contribution of agricultural production to national income, employment created by the agricultural sector also contributes to the economy. Especially developing countries provide serious support for the development of the agriculture. In this direction, the causality relationship between agricultural supports and agricultural production in BRICS-T (Brazil, Russia, India, China, South Africa-Turkey) countries, has been examined by annual data covering the period 2000-2016. We used Konya (2006) panel causality test. Konya (2006) test uses the SUR equation estimation method introduced by Zellner (1962). This test is developed for heterogeneous panels with cross-section dependence and obtains its critical values using the bootstrap method and does not require preliminary tests such as unit root and cointegration. According to the results; in Turkey and China, there is bidirectional causality between agricultural supports and agricultural production. For Brazil and Russia, there is a one-way causality from agricultural supports to agricultural production. While there is a one-way causality relationship from agricultural production to agricultural supports for South Africa, no causality relationship has been found for India.

Keywords: BRICS-T, Agriculture, Agricultural Support, Panel Data, Bootstrap Causality

Giriş

Tarımsal üretim, özellikle gelişmekte olan ülkelerin yüksek nüfus artış hızından kaynaklanan gıda talebinin karşılanması için hayati bir öneme sahiptir. Nüfus artışının yanı sıra kentleşmenin artması ile tarım sektöründe çalışan kesimin azalması ve buna bağlı olarak tarımsal üretimin düşmesi bu ülkelerin tarım sektörlerinin desteklenmesini gerekli kılmaktadır.

Uluslararası Çalışma Örgütü (International Labor Organization- ILO), 2013 yılında 1,1 milyar insanın tarım ile uğraştığını belirtmiştir. Bu durum kabaca 300-500 milyon arası insanın tarım sektöründen elde ettikleri gelire geçimlerini sağlayan ücretli işçi olduğu anlamına gelmektedir. Ayrıca resmi kayıtlara ek olarak çok sayıda insan, geçici işçi olarak büyük veya küçük işletmeler tarafından tarım sektöründe istihdam edilmektedir. Bazı aile üyeleri de tanımlanmayan çiftliklerde veya küçük ölçekli aile işletmelerinde çalışırken kırsal nüfusun büyük bir çoğunluğu geçimlerini tarım sektöründen sağlamaktadır (ILO, 2013).

Tarımsal üretimde büyüme, gıda bulunabilirliğini arttırmak ve nüfusun beslenme düzeylerini yükseltmek gibi amaçlarının yanı sıra genel kalkınma süreci için de gerekmektedir. Gerçekten de hızlı ekonomik büyümenin ön koşulunun tarımsal fazlanın tarım dışı sektörler aktarılması olduğu kabul edilmektedir (Colman ve Young, 1989). Böylece kalkınma sürecinin başlarında tarım sektörünün desteğiyle katma değeri yüksek ürünlerin üretildiği sektörlerin gelişmesine yardımcı olunabilir.

Bu çalışmanın amacı, BRICS-T ülkelerinde uygulanan tarımsal destekleme miktarları ile tarımsal üretim miktarları arasındaki nedensellik ilişkisinin incelenmesidir. Bu doğrultuda

² This study is the completed version of summary report previously presented at 7th International Conference on Social Researches and Behavioral Sciences between October 24-25, 2020, Antalya, Turkey and published in the symposium abstract book

2000-2016 dönemini kapsayan tarımsal destekleme ve tarımsal üretim değişkenleri arasındaki nedensellik ilişkisi Konya (2006) nedensellik testi aracılığıyla incelenecektir.

Çalışmanın birinci bölümünde BRICS-T ülkelerinin iktisadi durumları ve tarımsal destekleme politikalarına değinilecektir. Çalışmanın ikinci bölümünde veri seti ve yöntem tanıtılacaktır. Çalışmanın üçüncü bölümünde analiz sonuçları değerlendirilecek ve sonuç bölümünde analiz sonuçlarının yorumları ve muhtemel politika önerileri bulunmaktadır.

BRICS-T Ülkeleri

Collins (2013)'e göre yükselen ekonomiler arasında en büyük dört ekonomi olarak nitelendirilen Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin, gelişmiş ekonomilerin sahip olduğu bir takım avantajları elde etmek için bir araya gelmiştir (Collins, 2013). BRIC (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin) kısaltması, 2001 yılında Goldman Sachs ekonomisti Jim O'Neill tarafından ilk defa kullanıldığında bu büyük ve hızlı büyüyen ekonomilerin 21. yüzyılda ekonomik büyümeyi yönlendireceği iddiasında bulunulmuştur. O'Neil, BRIC ülkelerinin GSYİH toplamının yüzyılın ortalarına kadar G7 ülkelerini aşacağını belirterek iddiasını ilerletmiştir (O'Neill,2001). Her ne kadar 2001 yılında böyle bir sınıflandırmadan söz edilse de bu dört ülke bir grup olarak ilk defa 2006 yılında hareket etmeye başlamış, 2010 yılında Güney Afrika Cumhuriyeti'nin de davet edilmesiyle BRIC kısaltması BRICS (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin Güney Afrika Cumhuriyeti) olarak anılmaya başlanmıştır (Morazan vd., 2012).

Türkiye, resmi olarak BRICS ülkeleri arasında yer almasa da Rusya, Hindistan ve Çin ile aynı kıtada olması ve ekonomik yapı olarak bu ülkelerle benzerlik göstermesi sebebiyle birlikte incelenmesi uygun görülmüştür. Türkiye'nin de ekonomik gücü ve büyüme hızı dikkate alındığında BRICS-T ülkelerinin dünya ekonomisi içindeki payı ciddi bir yer tutmaktadır. BRICS-T ülkelerinin 2019 yılına ait GSYİH değerleri ve dünya sıralamaları Tablo 1'de gösterilmektedir. Dünya Bankası'nın 2019 verilerine göre Güney Afrika Cumhuriyeti dışındaki BRICS-T ülkeleri GSYİH bakımından ilk yirmi ülke arasında yer almaktadır. Özellikle Çin'in, ABD'nin ardından ikinci sırada yer alması ciddi bir ekonomik güce sahip olduğunu göstermektedir. Ayrıca, BRICS-T ülkelerinin GSYİH değerleri dünya GSYİH miktarının yüzde 25'inden fazlasına tekabül etmektedir. Ancak, özellikle kişi başına düşen milli gelir açısından iyi durumda oldukları söylenemez. Tabi bu ülkelerin nüfus miktarlarının yüksek olması bu durumun ortaya çıkmasında ciddi bir etkidir.

Tablo 1: BRICS-T Ülkelerinin Ekonomik Özellikleri

Ülke	Nominal GSYİH (Milyar \$)	Sıralama	Dünya Ekonomisi İçindeki Pay(%)	Büyüme (%)	Kişi Başına Düşen Milli Gelir(\$)
Brezilya	1.893,01	9	2,09	2,20	8.956
Rusya	1.657,54	11	1,83	1,87	11.305
Hindistan	3.202,18	5	3,54	5,80	2.338
Çin	15.269,94	2	16,9	6,00	10.873
G. Afrika	369,85	37	0,409	0,80	6.193
Türkiye	813,81	19	0,899	2,99	9.684

Kaynak: Dünya Bankası, <https://databank.worldbank.org/data/download/GDP.pdf>

Tarımsal Destekleme Politikaları

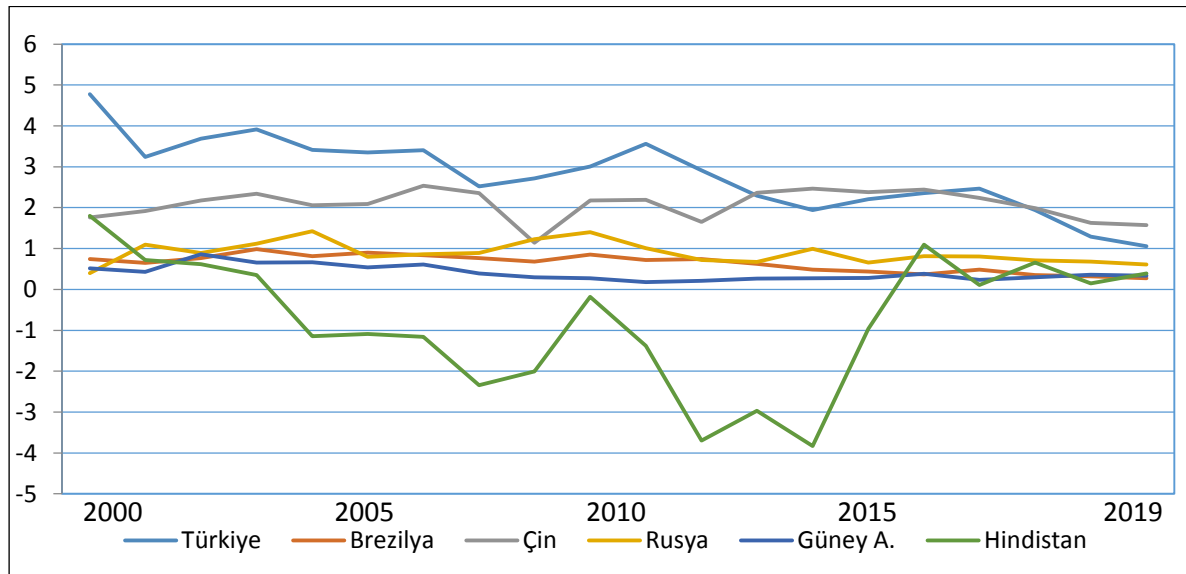
Tarım sektörü, genel yapısı itibariyle sosyoekonomik açıdan stratejik önemi olan bir sektör olarak değerlendirilmektedir. Başta beslenme olmak üzere bazı toplumsal ihtiyaçların tarım sektöründen karşılanması sayesinde tarım sektörü her kesimi ilgilendiren bir yapıya bürünmektedir. Tarımsal üretimin doğa koşullarına bağlı olması, bu sektörde belirsizlik ve risk faktörlerinin bulunmasına sebep olmaktadır. Böylece tarım sektörü birçok sorunla karşı karşıya kalmaktadır. Tarımsal ürünlerin gelir ve fiyat esneklikleri çok düşük olduğundan doğa koşullarının yaratmış olduğu arz-talep sorunları ciddi sorunlar yaratmaktadır. Doğa koşullarından kaynaklanan dönemsel arz-talep sorunlarından dolayı hayati öneme sahip olan beslenme ihtiyacının karşılanması gibi sorunların önüne geçmek için devletler, müdahale ve desteklemeler ile sorunları çözmeye çalışmaktadır (Kazgan, 2003: 21-23).

Gıda üretimini ve gıda güvenliğinin artırılması için; kredi, teknoloji, yayım hizmetleri ve tarımsal eğitim gibi tarımsal destek sistemleri ve genellikle diğer hizmetleri kanalize eden kırsal kuruluşlara ihtiyaç vardır. Bu doğrultuda çiftçiler, özellikle tohum, gübre ve diğer birtakım girdileri satın almak için finansal desteğe ve kısa vadeli borçlanmaya ihtiyaç duymaktadırlar. Bu borçlar genellikle hasat dönemi sonunda ödenmektedir. Ancak tarım sektörünün gelecekteki verimliliğini arttırmak için gereken iyileştirmeler için teknolojik destekler uzun vadeli borçlanma ile sağlanabilmektedir (FAO, 2020).

OECD(2020), tarımsal destekleri amaçları ve ekonomik etkileri ne olursa olsun tarımı destekleyen hükümet politikaları aracılığıyla tüketicilerden ve vergi mükelleflerinden tarıma yapılan brüt transferlerin yıllık parasal değeri olarak tanımlamaktadır. Bu destekler dört başlık halinde sınıflandırılmıştır. Bunlar; toplam destekler (TSE-Total Support Estimate), üretici desteği (PSE- Producer Support Estimate), tüketici desteği (CSE-Consumer Support Estimate) ve genel hizmetler (GSSE-General Services Support Estimate) olarak ayrılmıştır.

Şekil 1’de BRICS-T ülkelerinde tarımsal desteklemelerin GSMH’ya oranları gösterilmektedir. Tüm ülkelerde tarımsal desteklemelerin ya kısmi bir artış gösterdiği ya da azaldığı görülmektedir. Türkiye’de 2000 yılında tarımsal desteklerin GSMH’ya oranı %5’e yakın iken 2019 yılında bu oran düşerek %1’e kadar gerilemiştir. Tüm ülkelerde 2019 yılı itibariyle bu oranlar %1-%2 aralığında bulunmaktadır. Hindistan’da uzun süre tarımsal desteklemelerin GSMH’ya oranının negatif seyrettiği görülmektedir. Bu durum Hindistan’da tarım ile uğraşan kesimlerin kendi ürünlerini dışarda satmaları durumunda daha iyi bir gelir elde edecekleri anlamına gelmektedir.

Şekil 1: BRICS-T Ülkelerinde Tarımsal Desteklemelerin GSMH İçindeki Payları (%)



Kaynak: OECD Veri Tabanı (2020). <https://data.oecd.org/>, Erişim Tarihi:15.09.2020

Literatür İncelemesi

Webb ve Block (2009), 29 geçiş ekonomisi için tarımsal desteklerin yoksulluk ve beslenme üzerindeki etkilerini incelemişlerdir. Çalışmada 1980-2007 dönemini kapsayan veriler kullanılmıştır. Analiz sonuçlarına göre, tarım sektörüne sağlanan güçlü desteklerin yoksulluğu azalttığı ve özellikle kırsal kesimlerde daha iyi beslenme şartlarını sağladığı saptanmıştır.

Civan (2010), Türkiye'deki tarım sektörünün ekonomik/politik büyüklüğü ile desteklenme oranı arasında doğrusal olmayan bir ilişki olduğunu varsayan Becker Modeli ile test etmiştir. Türkiye'deki tarıma bağlı 12 üretim dalının verileri bu modeli doğrulamıştır. Ayrıca ülke geliri arttığında ve seçimlere yakın zamanlarda tarımsal üretim dallarının daha fazla desteklendiği ifade edilmiştir.

Kandemir (2011), Türkiye'deki girdi-çıktı desteklemeleri yerine arazi büyüklüğüne göre uygulanan doğrudan gelir desteği ödemelerinin kırsal kesimlerde yoksulluğu artırarak kentlere göç sürecini hızlandırdığı belirtmiştir. Ayrıca bu desteklemelerin hayvan sayısını azaltarak kırmızı et fiyatlarının artmasına neden olduğu ve tarımsal ürünlerde dış ticaret artışına sebep olduğu belirtilmiştir.

Terin vd. (2013), Türkiye'nin tarım sektöründeki büyümesini etkileyen ekonomik faktörleri belirlemek amacıyla 1990-2012 dönemini kapsayan veriler ile regresyon analizi yapmışlardır. Analiz sonuçlarına göre, sabit sermaye yatırımları ve tarımsal desteklemelerin tarım sektöründeki büyüme üzerinde olumlu, tarım sektöründeki istihdam üzerinde ise olumsuz etkileri bulunduğu belirtilmiştir.

Gu (2014), Çin'deki tarımsal destekleme ödemeleri ile çiftçilerin gelir düzeyleri arasındaki ilişkiyi 2003-2012 dönemini kapsayan veriler ile incelemiştir. Araştırma sonucuna göre tarımsal destekler, çiftçi gelirleri üzerinde pozitif etkiye sahiptir. Ayrıca tarımsal desteklerin çifti gelirleri üzerinde negatif etkisi bulunan tarımsal üretim dalgalanmalarını azalttığı belirtilmiştir.

Aktaş vd. (2015), 12 ülkenin 1995-2010 dönemine ait verilerini kullanarak pazar fiyatı desteği ve girdi kullanımına dayalı ödemelerin tarımsal üretimin tarımsal tüketime oranı üzerindeki etkisini panel eşbütünleşme analizi ile incelemişlerdir. Çalışmanın sonuçlarına göre genel olarak pazar fiyatı desteği ve girdi desteğinin tarımsal üretim üzerinde etkili olduğu ancak ülke bazında gelişmekte olan ülkelerde olumsuz etki yarattığı belirtilmiştir.

Işık ve Bilgin (2016), Türkiye'deki farklı tarımsal desteklemelerin etkilerini 1986-2015 dönemini kapsayan veriler ile incelemişlerdir. Araştırmanın sonucuna göre genel olarak tarımsal desteklerin tarımsal üretim üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğu ve piyasa fiyatı desteğinin tarımsal üretim üzerindeki etkisinin diğer tarımsal desteklere nazaran daha yüksek olduğu saptanmıştır.

Demirdöğen vd. (2016), Türkiye'de uygulanan tarım politikalarından belirli ürünlerin gelirini arttıran çıktı desteği ile belirli ürünlerin üretimini destekleyen girdi desteği etkinliğini incelemişlerdir. Araştırma sonucunda girdi üzerinden verilen desteğin çıktı desteğinden daha etkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Yıldız (2017), tarımsal desteklerin tarımsal üretim üzerindeki etkilerini Türkiye'nin 2006-2016 dönemini kapsayan veriler üzerinden eşbütünleşme analizi ile incelemiştir. Analiz sonuçlarına göre tarımsal destekleme ile tarımsal üretim arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmuştur. Ayrıca nedensellik analizi sonuçlarına göre, değişkenler arasında çift yönlü nedensellik olduğu belirtilmiştir.

Ekonometrik Yöntem

Yatay-Kesit Bağımlılık ve Homojenlik Testleri

Yatay-kesit bağımlılık bir ülkeyi etkileyen bir şokun diğer ülkeleri de etkileyebilmesinin bir sonucudur. Yatay-kesit bağımlılık küreselleşme, uluslararası ticaretin yaygınlaşması ve finansal entegrasyon gibi nedenlerden kaynaklanmaktadır. Granger nedensellik analizi yapmadan önce panel verilerde yatay-kesit bağımlılığın araştırılması doğru testlerin kullanılması açısından oldukça önemlidir (Kar vd., 2011:688).

Bu çalışmada yatay-kesit bağımlılığın incelenmesinde Breusch ve Pagan (1980) LM testi, Pesaran (2004) CD Testi ve Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008) LM_{Adj} testleri kullanılmıştır.

Bu testler için kullanılan temel ve alternatif hipotezler:

H_0 : Yatay-kesit bağımlılık yoktur.

H_1 : Yatay-kesit bağımlılık vardır.

Yatay kesit bağımlılığın test edilmesi için geliştirilen testlerden biri Breusch ve Pagan (1980) tarafından geliştirilmiş LM testidir. LM testinin denklemi:

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \sim \chi_{N(N-1)/2}^2 \quad (1)$$

LM testinde T zaman boyutu N ise birim boyutunu ifade etmektedir. $\hat{\rho}_{ij}$, birimlere ait EKK tahminlerinden elde edilen kalıntılar arasındaki korelasyon katsayısıdır. LM testi N sabit T sonsuza giderken χ^2 dağılımına sahiptir.

Yatay kesit bağımlılığın test edilmesinde kullanılan bir diğer test Pesaran (2004) tarafından geliştirilen çeşitli panel veri modellerine uygulanabilen CD testidir. Pesaran (2004) LM testinin N sonsuza giderken uygulanamayacağını belirtmiştir. Bu nedenle Pesaran (2004), N ve T sonsuza giderken bile uygulanabilen ölçeklendirilmiş bir LM testi önermiştir. CD_{lm} testinin denklemi;

$$CD_{lm} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (T\hat{\rho}_{ij}^2 - 1) \sim N(0,1) \quad (2)$$

CD_{lm} testi, N büyük ve T küçük iken önemli boyut bozulmaları gösterdiği için daha genel bir yatay-kesit bağımlılık testi önerilmiştir. Bu yeni CD testi kalıntıların birimler arası korelasyon katsayısının karesini almak yerine korelasyonun kendisini kullanmaktadır. Ayrıca çok çeşitli panel veri modellerine uygulanabilen yatay-kesit bağımlılık testidir. CD testinin denklemi:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \sim N(0,1) \quad (3)$$

Pesaran vd. (2008) LM testinin N büyük ve T küçük olması durumunda boyut bozulmaları gösterebileceğini ifade etmişler ve bu nedenle sapması düzeltilmiş LM testi önermişlerdir. Sapması düzeltilmiş LM testinin denklemi:

$$LM_{adj} = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \frac{(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2 - \mu_{Tij}}{v_{Tij}} \sim N(0,1) \quad (4)$$

Burada k açıklayıcı değişken sayısı μ_{Tij} ve ν_{Tij} ise $(T - k)\hat{\rho}_{ij}^2$ 'nin sırasıyla beklenen değeri ve varyansdır.

Eğim katsayılarının homojenliğini test etmek için Pesaran ve Yamagata (2008) delta ($\tilde{\Delta}$) testini geliştirmişlerdir. $\tilde{\Delta}$ testi, Swamy (1970) homojenlik testinin düzenlenmiş bir versiyonudur. $\tilde{\Delta}$ homojenlik testi için hipotezler;

$$H_0: \beta_i = \beta \text{ bütün } i\text{'ler için,}$$

$$H_1: \beta_i \neq \beta_j \text{ } i \neq j \text{ durumunda en az bir } i \text{ için}$$

Boş hipotez altında eğim katsayılarının homojen olduğu alternatif hipotez altında ise eğim katsayılarının heterojen olduğu varsayılmaktadır.

$\tilde{\Delta}$ testi için öncelikle düzenlenmiş Swamy (1970) istatistiği:

$$\tilde{S} = \sum_{i=1}^N (\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE})' \frac{X_i' M_T X_i}{\tilde{\sigma}_i^2} (\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE}) \quad (5)$$

tahmin edilir. $\hat{\beta}_i$, havuzlanmış EKK tahmini ve $\tilde{\beta}_{WFE}$ ağırlıklandırılmış sabit etkili havuzlanmış tahmindir. M_T , T boyutunda birim matristir ve $\tilde{\sigma}_i^2$ ise σ_i^2 'nin tahmincisidir (Menyah vd., 2014:391).

Standartlaştırılmış dağılım istatistiği ise aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (6)$$

$\tilde{\Delta}$ testi belirli koşullar altında asimptotik standart normal dağılıma sahiptir. $\tilde{\Delta}$ testinin küçük örneklem özellikleri, normal dağılmış hatalar altında $\tilde{\Delta}$ testinin ortalama ve varyans sapması düzeltilmiş versiyonu dikkate alınarak iyileştirilebilir. Sapması düzeltilmiş $\tilde{\Delta}$ testi ($\tilde{\Delta}_{Adj}$) aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$\tilde{\Delta}_{Adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \tilde{S} - E(\tilde{z}_{iT})}{\sqrt{Var(\tilde{z}_{iT})}} \right) \quad (7)$$

Burada $E(\tilde{z}_{iT}) = k$ ve $Var(\tilde{z}_{iT}) = 2k(T - k - 1)/(T + 1)$ olarak belirtilmektedir.

Konya (2006) Nedensellik Testi

Granger nedensellik, bir değişkenin geçmiş değerlerine ilişkin bilgisinin diğer bir değişkenin tahminlerinin iyileştirilmesine yardımcı olması anlamına gelmektedir (Kar vd., 2011:688). Birimlere özgü Granger nedensellik analizi yapmak için Granger (1969) VAR denklem sistemlerini kullanmayı önermektedir. VAR denklemleri:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha_{1,t} + \sum_{l=1}^{mly_i} \beta_{1,i,l} y_{i,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_i} \gamma_{1,i,l} x_{i,t-l} + \varepsilon_{1,i,t} \\ x_{it} &= \alpha_{2,t} + \sum_{l=1}^{mly_i} \beta_{2,i,l} y_{i,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_i} \gamma_{2,i,l} x_{i,t-l} + \varepsilon_{2,i,t} \end{aligned} \quad (8)$$

Birimlere özgü indis i , zaman indisi t ve gecikme indisi ise l ile belirtilmektedir. $\varepsilon_{1,i,t}$ ve $\varepsilon_{2,i,t}$ beyaz gürültülü hata terimleri olarak ifade edilmektedir. VAR denklem sistemlerine dayanan nedensellik analizinde değişkenlerin durağan olduğu varsayılmaktadır.

Konya (2006) geliştirmiş olduğu panel nedensellik analizinde Zellner (1969) tarafından öne sürülen görünürde ilişkisiz regresyon (SUR) yöntemini kullanmıştır. Bu testin önemli

özellikleri yatay-kesit bağımlı ve heterojen paneller için kullanışlı olması ve her birim için hesaplanan Wald test istatistiği için bootstrap yöntemi ile kritik değerlerin elde edilmesidir. Bu testin önemli bir diğer özelliği ise değişkenler için birim kök ve eşbütünleşme gibi ön testleri gerektirmemesidir (Kónya, 2006).

Panel nedensellik için önerilen SUR denklemleri X 'ten Y 'ye doğru nedensellik için aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned}
 y_{1,t} &= \alpha_{1,1} + \sum_{l=1}^{mly_1} \beta_{1,1,l} y_{1,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_1} \gamma_{1,1,l} x_{1,t-l} + \varepsilon_{1,1,t} \\
 y_{2,t} &= \alpha_{1,2} + \sum_{l=1}^{mly_1} \beta_{1,2,l} y_{2,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_1} \gamma_{1,2,l} x_{2,t-l} + \varepsilon_{1,2,t} \\
 &\dots \\
 y_{N,t} &= \alpha_{1,N} + \sum_{l=1}^{mly_1} \beta_{1,N,l} y_{N,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_1} \gamma_{1,N,l} x_{N,t-l} + \varepsilon_{1,N,t}
 \end{aligned} \tag{9}$$

Y 'den X 'e doğru nedensellik için önerilen denklemler ise aşağıdaki gibidir;

$$\begin{aligned}
 x_{1,t} &= \alpha_{2,1} + \sum_{l=1}^{mly_2} \beta_{2,1,l} y_{1,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_2} \gamma_{2,1,l} x_{1,t-l} + \varepsilon_{2,1,t} \\
 x_{2,t} &= \alpha_{2,2} + \sum_{l=1}^{mly_2} \beta_{2,2,l} y_{2,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_2} \gamma_{2,2,l} x_{2,t-l} + \varepsilon_{2,2,t} \\
 &\dots \\
 x_{N,t} &= \alpha_{2,N} + \sum_{l=1}^{mly_2} \beta_{2,N,l} y_{N,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_2} \gamma_{2,N,l} x_{N,t-l} + \varepsilon_{2,N,t}
 \end{aligned} \tag{10}$$

SUR denklem sistemlerinde nedenselliğe ilişkin dört farklı durum söz konusudur. Birinci durumda (1) nolu denklemlerde $\gamma_{1,i}$ 'lerin hepsi sıfıra eşit değilse, (2) nolu denklemlerde $\beta_{2,i}$ 'lerin tamamı sıfıra eşit ise X 'ten Y 'ye doğru tek yönlü nedensellik söz konusudur. İkinci durumda (1) nolu denklemlerde $\gamma_{1,i}$ 'lerin tamamı sıfıra eşitken (2) nolu denklemlerde $\beta_{2,i}$ 'lerin tamamı sıfıra eşit değilse Y 'den X 'e doğru tek yönlü nedensellik söz konusudur. Üçüncü durumda ise (1) nolu denklemlerde $\gamma_{1,i}$ 'ler ve (2) nolu denklemlerdeki $\beta_{2,i}$ 'lerin tamamı sıfıra eşit değilse X ve Y arasında iki yönlü nedensellik söz konusudur. Dördüncü durumda ise hem (1) nolu denklemlerdeki $\gamma_{1,i}$ 'ler hem de (2) nolu denklemlerdeki $\beta_{2,i}$ 'lerin tamamının sıfıra eşit olması söz konusudur. Böyle bir durumda değişkenler arasında Granger nedensellik yoktur (Kónya, 2006: 981).

Nedensellik testlerinin sonuçları gecikme sayısına oldukça duyarlıdır. Bu nedenle gecikme sayısının doğru belirlenmesi gerekmektedir. Eksik belirlenmiş gecikme sayısı önemli bir değişkenin modelden dışlanması anlamına gelir ki bu da regresyon katsayılarının sapmalı tahmin edilmesi demektir. Fazla belirlenmiş gecikme sayısı ise serbestlik derecesinin düşmesi sonucu standart hataların artması ile sonuçlanmaktadır. Maksimum gecikme uzunluklarının belirlenmesinde Akaike ve Schwartz bilgi kriterleri kullanılmaktadır. Bu test için değişkenler farklı gecikme uzunluklarına sahip olabilirken, birimler için bu farklılığa izin verilmemektedir (Kónya, 2006: 982-983).

Ampirik Bulgular

Veri Seti

Bu çalışmada BRİCS-T ülkeleri (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye) için 2000-2016 yılları dikkate alınarak Tarımsal Destekler (TD) ile Tarımsal Üretim (TÜ) arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Bu amaçla BRİCS-T ülkelerine ilişkin Tarımsal Destekler ve Tarımsal Üretim değişkenleri milyon dolar cinsinden OECD veri tabanından elde edilmiştir. Çalışmada öncelikle yatay-kesit bağımlılık durumu ve eğim katsayılarının homojen olup olmadıkları araştırılmıştır. Daha sonra ise Tarımsal Destekler (TD) ile Tarımsal Üretim (TÜ) arasındaki Granger nedensellik durumu Konya (2006) panel nedensellik yöntemiyle araştırılmıştır.

Yatay-Kesit Bağımlılık ve Homojenlik Test Sonuçları

Yatay-kesit bağımlılık test sonuçları Tablo 2’de gösterilmiştir. Test sonuçları incelendiğinde LM, CD ve sapması düzeltilmiş LM test sonuçlarına göre yatay-kesit bağımlılığın olduğu görülmektedir. Bu durumda yatay-kesit bağımlılığı da dikkate alan testlerin uygulanması daha etkin tahminler elde etmeyi sağlayacaktır. SUR denklem sistemlerini kullandığı için Konya (2006) nedensellik testi yatay-kesit bağımlılık durumunda kullanılabilir.

Tablo 2: Yatay-Kesit Bağımlılık Testi

Test	İstatistik	p değeri
<i>LM</i>	79.61*	0.000
<i>CD</i>	7.206*	0.000
<i>LM_{Adj.}</i>	26.15*	0.000

Not: *, %1 İstatistiksel anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Homojenlik testi için sonuçlar Tablo 3’te gösterilmektedir. Delta testi sonuçlarına göre eğim parametrelerinin homojen olduğunu öne süren sıfır hipotezi reddedilmiştir. Bu nedenle eğim parametrelerinin heterojen olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Tablo 3: Homojenlik Test Sonuçları

Test	İstatistik	p değeri
Δ	3.586*	0.000
$\Delta_{Adj. Adj.}$	3.952*	0.000

Not: *, %1 İstatistiksel anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Konya (2006) Panel Nedensellik Test Sonuçları

Panel nedensellik test sonuçları Tablo 4’te gösterilmektedir. Bu sonuçlar değerlendirildiğinde Türkiye, Brezilya, Çin ve Rusya için tarımsal desteklerden tarımsal üretime doğru nedensellik bulgusuna ulaşılmıştır. Bu sonuçlar bu ülkelerdeki tarımsal desteklerin tarımsal üretimi belirlediği şeklinde yorumlanabilir. Güney Afrika ve Hindistan da ise tarımsal desteklerden tarımsal üretime doğru bir nedensellik bulgusuna ulaşamamıştır.

Tarımsal üretimin tarımsal desteklerin nedeni olduğu bulgusu ise sadece Türkiye, Çin ve Güney Afrika ülkeleri için geçerlidir. Bu sonuç ise bu ülkelerde tarımsal üretimin tarımsal destekleri belirlediği şeklinde yorumlanabilir. Brezilya, Rusya ve Hindistan’da tarımsal üretimden tarımsal desteklere doğru bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Ayrıca Türkiye

ve Çin için çift yönlü nedensellik bulgusuna ulaşılırken Hindistan için nedensellik bulgusuna ulaşılammıştır.

Tablo 4: Tarımsal Destek ile Tarımsal Üretim Arasındaki Panel Nedensellik Test Sonuçları

Ülkeler	H_0 : Tarımsal destek tarımsal üretimin nedeni değildir.				H_0 : Tarımsal üretim tarımsal desteğin nedeni değildir.			
	İstatistik	Bootstrap Kritik Değerler			İstatistik	Bootstrap Kritik Değerler		
		%10	%5	%1		%10	%5	%1
Türkiye	<u>0.463*</u>	0.092	0.095	0.101	<u>13.398*</u>	2.587	2.594	2.606
Brezilya	<u>2.303*</u>	0.085	0.086	0.087	0.359	0.618	0.632	0.656
Çin	<u>2.496*</u>	0.779	0.784	0.795	<u>20.607*</u>	1.025	1.041	1.068
Rusya	<u>1.279*</u>	0.334	0.340	0.350	0.123	0.232	0.234	0.239
G. Afrika	0.185	0.732	0.733	0.735	<u>1.703*</u>	1.058	1.082	1.125
Hindistan	0.007	0.014	0.015	0.015	0.000	1.347	1.367	1.399

Not: *, %1 İstatistiksel anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Uygun gecikme uzunluğu Akaike ve Schwartz Bilgi kriterlerine göre 1 olarak belirlenmiştir.

Sonuç

Tarımsal üretim, insanların temel ihtiyaçlarının karşılanması açısından ülkeler için en önemli sektörlerden birisidir. Ülkeler, nüfus artışına bağlı olarak artan gıda talebinin karşılanabilmesi için tarım sektörüne çeşitli türlerde destekler sağlamaktadır. Bu destekler farklı amaçlar doğrultusunda sağlansa da temelde tarım sektörünün sürdürülebilirliği ve tarımsal verimliliğin artırılması için uygulanmaktadır. Tarım sektörü, temel ihtiyaçları karşılaması dışında ekonominin diğer sektörlerine kaynak aktarması yönüyle ekonomiye ciddi katkılar sağlamaktadır. Bu sebeplerden dolayı tarım sektörünün desteklenmesi ülkenin tüm bireylerini ve ekonominin genelini ilgilendirmektedir.

Bu çalışmada BRİCS-T ülkelerinde tarımsal destekler ile tarımsal üretim arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Analiz sonuçlarına göre, Türkiye ve Çin'de tarımsal destekler ve tarımsal üretim arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunurken Brezilya ve Rusya'da tarımsal desteklerden tarımsal üretime doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Güney Afrika için ise tarımsal üretimden tarımsal desteklere doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunurken Hindistan için herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır.

Tarımsal desteklemelerin etkinliği, sadece destek sağlanması ile sınırlı olmayabilir. Çoğu gelişmekte olan ülkede tarım sektörü, küçük işletmeler veya ailelerin tarımsal faaliyetlerinden oluşmaktadır. Bu durumda özellikle tarım sektöründe teknolojik gelişmeler ve kaliteli tarım bilincinin artırılması yoluyla tarımsal verimliliğin artırılması sağlanabilir.

KAYNAKÇA

AKTAŞ, E., ALTIOK, M. & SONGUR, M., 2015. "Farklı Ülkelerdeki Tarımsal Destekleme Politikalarının Tarımsal Üretim Üzerine Etkisinin Karşılaştırmalı Analizi", Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 15 (4), ss. 55-74.

BREUSCH, T. S., & PAGAN, A. R., 1980. "The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics", The review of economic studies, 47 (1), pp. 239-253.

COLMAN, D., & YOUNG, T., 1989. Principles of agricultural economics: markets and prices in less developed Countries, 1.Ed., Cambridge University Press, Cambridge, 336p.

DEMİRDÖĞEN, A., OLHAN, E. & CHAVAS J.P., 2016. "Food vs. Fiber: An Agricultural Support Policy in Turkey", Food Policy, 61, pp. 1-8.

FAO, 2020. <http://www.fao.org/3/y3969e/y3969e02.pdf>, (07.11.2020).

GRANGER, C. W., 1969. "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral Methods", Econometrica: journal of the Econometric Society, 37 (3), pp. 424-438.

GU, Z., 2014. "Agricultural Support Policy and Farmers' Income in China", Asian Agricultural Research, 6 (10), pp. 22-25.

GÜNAYDIN, G., 2006. "Türkiye Tarım Sektörü", Tarım ve Mühendislik, 76-77, ss. 20.

IŞIK, H. B. & BİLGİN, O., 2016. "The Effects of Agricultural Support Policies on Agricultural Production: The Case of Turkey", RSEP International Conferences on Social Issues and Economic Studies, 2nd Multidisciplinary Conference Madrid SPAIN 2-4 November, pp. 111-119.

KANDEMİR, O., 2011. "Tarımsal Destekleme Politikalarının Kırsal Kalkınmaya Etkisi", Ekonomi Bilimleri Dergisi, 3 (1), ss. 103-113.

KAR, M., NAZLIOĞLU, Ş., & AĞIR, H., 2011. "Financial development and economic growth nexus in the MENA countries: Bootstrap panel granger causality analysis", Economic modelling, 28 (1-2), pp. 685-693.

KAZGAN, G., 2003. Tarım ve Gelişme, İstanbul Bilgi Üniversitesi Yayınları, İstanbul, 417s.

KÖNYA, L. (2006). "Exports and growth: Granger causality analysis on OECD countries with a panel data approach", Economic Modelling, 23 (6), pp. 978-992.

MENYAH, K., NAZLIOĞLU, S., & WOLDE-RUFAEL, Y., 2014. "Financial development, trade openness and economic growth in African countries: New insights from a panel causality approach", Economic Modelling, 37, pp. 386-394.

OECD VERİ TABANI, 2020. <https://data.oecd.org/>, (15.09.2020).

OECD, 2020. Agricultural support (indicator). doi: 10.1787/6ea85c58-en, (07.11.2020).

PATRICK, W. & BLOCK, S., 2012. "Support for agriculture during economic transformation: Impacts on poverty and undernutrition", Proceedings of the National Academy of Sciences 109 (31), pp. 12309-12314.

PESARAN, H. M., 2004. General diagnostic tests for cross section dependence in panels, CESifo Working Paper, No. 1229, Center for Economic Studies and ifo Institute (CESifo), Munich, 40p.

PESARAN, M. H., & YAMAGATA, T., 2008. "Testing slope homogeneity in large panels", Journal of econometrics, 142 (1), pp. 50-93.

PESARAN, M. H., ULLAH, A., & YAMAGATA, T., 2008. "A bias-adjusted LM test of error cross-section independence", The Econometrics Journal, 11 (1), pp. 105-127.

SWAMY, P. A. V. B., 1970. "Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model", *Econometrica*, 38 (2), pp. 311-23.

TERİN, M., AKSOY, A. & GÜLER, İ.O., 2013. "Tarımsal Büyümeye Etki Eden Faktörlerin Belirlenmesi Üzerine Bir Çalışma", *Iğdır Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Dergisi*, 3 (3): ss. 41-50.

YILDIZ, F., 2017. "Türkiye'de Merkezi Yönetim Bütçesinden Yapılan Tarımsal Destekleme Ödemelerinin Tarımsal Üretim Üzerindeki Etkisi: 2006-2016 Dönemi.", *Sayıştay Dergisi*, 104, 45-63.

YILMAZ, H. & DEMİRCAN, V., Dernek, Z., 2008. "Türkiye Tarımında Doğrudan Gelir Desteği Uygulamaları" *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 9 (2), ss. 248–265.

ZELLNER, A., 1962. "An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias", *Journal of the American statistical Association*, 57 (298), pp. 348-368.