Türkiye’de Dış Ticaret ve Doğrudan Yabancı Yatırım İlişkisi Üzerine Ekonometrik Bir Analiz

An Econometric Analysis on the Relationship between Foreign Trade and Foreign Direct Investment in Turkey

Assoc. Prof. Dr. Özgür Ömer Ersin (Beykent University, Turkey)
Ph.D. Candidate Mustafa Batuhan Tufaner (Beykent University, Turkey)

Abstract

The globalization process has accelerated the liberalization of foreign trade and capital movements. This acceleration is caused in widening and intensifying relations between foreign direct investment and foreign trade. This paper examines the foreign direct investments’ contribution to the foreign trade. The empirical study is based on time series analysis for Turkey and used monthly data over the period 1992-2017. Econometric techniques for time series are applied to test unit roots, Johansen cointegration test, ARDL bound model and Granger causality test. The test results indicate that there is a correlative relation between foreign trade and foreign direct investment. As a result foreign trade affects foreign direct investments.

1 Giriş

21. Yüzyılda yaşanan küreselleşme geçmiş yüzyıllardaki küreselleşme akımlarından farklı olarak, uluslararası ticaret hacmindeki artışlara ek olarak, teknolojik gelişmelerin de etkisi ile, finans akımlarının ülkeler arası dolaşımında önemli artışlara sahne olmaktadır. Şüphesiz ödemeler bilançosu çerçevesinde düşünüldüğünde, cari dengelerinde ticari açık (fazla) veren ekonomilerin finans hesaplarında finansal fazla (açık) vermeleri gereksinimi ortaya çıkmakta, bu bağlamda doğrudan yabancı sermaye yatırımlarının (DYY) sürdürülebilirliği önem kazanmaktadır. Ekonomiler için ticaret hacmindeki artış ve küreselleşme ülkeler arasındaki mal ve hizmet akımlarına ek olarak, finansal akımlara da gerek duymakta, küresel entegrasyon ile birlikte dış ticaret ve sermaye hareketlerinde serbestiyi beraberinde getirmekte, küresel sisteme entegrasyon sürecindeki yükselen ekonomiler için DYY’ları çekebilmeye ilişkin politikaların önemi her geçen gün artmaktadır. Türkiye Ekonomisi’nde 1989 yılında 39 sayılı KHK ile finans ve sermaye akımlarının liberalizasyonu ve 1994 Gümrük Birliği anlaşması yakın tarihteki küresel entegrasyona geçişe yönelik önemli dönüşüm noktaları olarak düşünülebilmekte, 2000-2001 krizlerini takiben 2002 yılında dalgalı kura geçiş ve bağımsız Merkez Bankası politikaları ise trilemma olgusu çerçevesinde ele alındığında, Türkiye’nin uluslararası ticaret, ticaret hacmi ve cari açık gibi küresel mal ve hizmet akımlarına ilişkin makro değişkenlerinde istikrarın DYY ve uluslararası sermaye akımlarında sürdürülebilirlik ile yakından ilişkili olduğu kaçınılmaz bir gerçektir.

Uluslararası ticaret ve DYY ilişkisine ilişkin çalışmalarda, ticaret kısıtlamaları ve ticaret liberalizasyonunun DYY ile ilişkisi bir çok farklı açıdan değerlendirilmektedir. Pata ve Terzi (2016), ülkelerin kısa vadeli yatırımlar (sıcak para) yerine kalıcı DYY’ye yönelmesinin uzun vadeli makro iktisadi hedeflerin yakalanması ve sürdürülebilirliği için önem taşıdığına dikkat çekmektedir (Pata ve Terzi; 2016, s. 48). Birçok gelişmekte olan ülke ekonomik büyüme ve kalkınmayı doğrudan yabancı yatırımlar aracılığıyla finanse etmekte, ancak ülkelerin DYY’yi ülke içine çekebilmesi için özellikle üretime yönelik bir çok farklı koşulun öne çıkması söz konusu olabilmektedir. Teorik açıdan, ticaret kısıtlamaları doğrudan yabancı yatırımları olumsuz yönde etkilerken, liberalizasyon ise olumlu yönde etkileyebilmektedir. Dış ticaret ve DYY gümrük tarifelerinin ve kısıtlamaların etkili olduğu ülkelerde ikame ilişkisi içerisindeyken, liberalizasyon politikalarını benimseyen ülkelerde ise tamamlayıcı ilişki içerisinde yer almaktadır (Altıntaş, 2009, s. 3).

DYY’lar kuruluş faaliyetlerinin güdülerine bağlı olarak dikey ve yatay DYY’lar olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. İhracata dayalı yatırımlar olarak adlandırılan dikey DYY’larda yatırımcılar özellikle hammaddeye kolay ulaşabilecekleri ve küresel ve bölgesel satış yapabilecekleri pazarlara yönelmektedir. Yatırımcılar, pazarlara girerken gümrük tarifeleri gibi engellerle karşılaştığında, bu yatırımlar ihracatı teşvik edememektedir (Goh vd., 2013, s. 226). Helpman (1984) dikey DYY’ları faktör oranları farkı açısından ele almıştır. Buna göre, firma merkezinin ve dolayısıyla üretim sürecinin coğrafi olarak dağılması nedeniyle dikey DYY’lar ile dış ticaret arasında tamamlayıcı bir ilişki olduğunu ileri sürmüştür. Markusen ve Venables (1995) firmaların yeni pazar arayışına girmesi ve taşıma maliyetlerinden kaçınmak için yurtdışına doğru genişlemesi nedeniyle dış ticaret ile dikey DYY arasında tamamlayıcı bir ilişki olduğunu ortaya koymuştur. Zhang ve Markusen (1999) ise yeni girilecek pazarın boyutunun büyük olmasının dikey DYY’ları negatif olarak etkilediği sonucuna ulaşmıştır.

Yatay DYY’ların teorik temelleri, yeni bir fabrika kurulmasından kaynaklanan ek sabit maliyetler ile tarife ve taşıma maliyetlerine dayanmaktadır. Yatay DYY’larla ilgili ilk modellerden biri Markusen (1984) tarafından ortaya konulmuştur. Modele göre, ölçek ekonomisinde faaliyet gösteren firmalar daha düşük sabit maliyetlerle çalışmakta ve bu da firmalar için bir motivasyon yaratmaktadır. Brainard (1993) ise daha genel bir modelde tesis

seviyesindeki ölçek etkilerinin rolünü taşıma maliyetleri çerçevesinde değerlendirmiştir. Buna göre ticari maliyetlerin, sabit maliyetleri aştığı durumda yatay DYY ile ihracat arasında ikame ilişkisi bulunmaktadır. Teorinin temeli, taşıma maliyetleri ve ölçek etkileriyle piyasaya yakınlığın avantajı arasındaki dengeye dayanmaktadır.

Dış ticaretin doğrudan yabancı yatırımlar üzerindeki etkisi birkaç noktada ele alınabilmektedir. Dış ticaret, ülkenin üretkenliğini arttırmakta ve DYY girişleri firmaları daha rekabetçi hale getirebilmektedir. Artan rekabet ile birlikte fiyatların düşmesi, ihracatı arttırmakta ve ihracatçı firmalara yönelik doğrudan yabancı yatırımların artmasına neden olmaktadır. Aynı şekilde ülkeler belirli malların üretiminde uzmanlaştıkça maliyetlerini düşürmekte, dış ticaretlerini arttırmakta ve yeni pazarlara girmektedirler. Böylece, karlı yatırım peşinde olan yatırımcılar da sermayelerini bu ülkelere kanallandırmakta ve doğrudan yabancı sermaye girişleri artmaktadır (Cambazoğlu ve Güneş, 2014, ss. 158-159).

1980'lerden itibaren başlayan küreselleşme süreciyle birlikte, çok uluslu şirketlerin sayısı hızla artmış ve Türkiye'ye yönelik yabancı sermaye girişleri yükselmiştir. Buna ilaveten alınan 24 Ocak Kararları'yla ithal ikameci stratejiden ihracata yönelik yeni bir stratejiye geçilmesi, Türkiye'nin dış ticaretini arttırmış ve DYY'da yıllar itibariyle önemli miktarda artış yaşanmıştır. 2003 yılında yürürlüğe giren "Doğrudan Yabancı Yatırımlar Kanunu" ile DYY önündeki engeller kaldırılmış ve doğrudan yabancı yatırımlar uluslararası standartlarda güvence altına alınmıştır. Bu uygulamalarla beraber, DYY'lara yönelik teşviklerin artırıldığı ve Türkiye'ye yönelik yabancı sermaye girişlerinin hızlandığı ifade edilebilmektedir (Pata ve Terzi, 2016, s. 50). Aşağıdaki Şekil 1.'de doğrudan yabancı yatırımların GSYH'ya oranının dünya ve Türkiye ekonomisinde aldığı değerler karşılaştırmalı olarak verilmiştir. 1992-2016 döneminde dünyada DYY'ların GSYH'ya oranı %0,61'den %3,05'e yükselirken, Türkiye'de ise bu oran %0,53'ten %1,5'e yükselmiştir. Şekil 2.'de ise, aynı dönemde dış ticaretin GSYH'ya oranı dünya ve Türkiye ekonomisi için karşılaştırmalı olarak görülebilmektedir. Dış ticaretin GSYH'ya oranı dünyada %41,27'den %56,44'e yükselirken, Türkiye'de ise bu oran %23,66'dan %39,5'e yükselmiştir.

Şekil 1. Dünya'da ve Türkiye'de DYY'ların Seyri (%GSYH) **Kaynak:** Dünya Bankası ve TCMB

Şekil 2. Dünya'da ve Türkiye'de Dış Ticaretin Seyri (%GSYH) **Kaynak:** Dünya Bankası ve TCMB

Türkiye’de doğrudan yabancı yatırımlar ve ticaret hacminin yıllık değişim oranları aşağıdaki Şekil 1. ve Şekil 2.’de verilmektedir. Şekilde görüldüğü gibi, 1992-2016 döneminde DYY’ların GSYH içerisindeki payı Dünya’da ve Türkiye’de benzer bir eğilim göstermekte ve Türkiye’de DYY’ların GSYH içerisindeki payının dünya ortalamasının altında kaldığı görülmektedir. Benzer şekilde, Dünya’nın ve Türkiye’nin dış ticaret hacminin nispeten benzer bir grafik sergilediği ancak, Türkiye’nin dış ticaret hacminin söz konusu dönemde dünya dış ticaret ortalamasının altında kaldığı görülmektedir. 1997-1998 krizlerinde Türkiye’de dış ticaret hacminin azaldığı, 2001 yılında uygulamaya konulan Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı (GEGP) ile birlikte artış göstererek 1994 yılı seviyesinin üzerine çıktığı görülmüştür. 2000 ve 2001 yılı krizlerinde DYY’larda Türkiye açısından bir düşüş görüldüğü ancak 2001 yılında DYY’ların tekrar yükselmeye başladığı görülmektedir. 2000 yılında %0,35 olan DYY’ların GSYH’ya oranı 2001 yılında %1,60’a yükselmiştir. 2005 yılının Türkiye’nin DYY’lar açısından önemli bir sıçrama yılı olduğu görülmektedir. Bu durumun temel nedeni ise AB’nin Türkiye’yle müzakere sürecini başlatması ve ekonomik gelişmenin Türkiye’yi yabancı yatırımcılar açısından cazip hale getirmesidir. 2008 Küresel Krizi’nin etkileri, hem dünya hem de Türkiye açısından hem DYY’ları hem de dış ticaret hacmini olumsuz yönde etkilemiştir. 2008 yılında DYY’ların GSYH’ya oranı dünyada %3,75 iken 2009 yılında %2,16 olarak gerçekleşmiştir. Yine 2008 yılında DYY’ların GSYH’ya oranı Türkiye’de %2,50 iken 2009 yılında bu oran %1,30’a düşmüş, bir önceki yıla göre yaklaşık %50 oranında azalmıştır. Benzer şekilde 2008 yılında dünya dış ticaret hacminin GSYH’ya oranı %60,83 iken 2009 yılında bu oran %52,34’e gerilemiştir. Türkiye ekonomisi için de benzer bir senaryo gerçekleşmiştir. 2008 yılında dış ticaret hacminin GSYH’ya oranı Türkiye’de %43,79 iken bu oran 2009 yılında %37,88’e düşmüştür.

2 Literatür Taraması

Dış ticaret ile doğrudan yabancı yatırımlar arasındaki ilişki teorik ve ampirik literatürde önemli bir tartışma konusu oluşturmaktadır. Yapılan çalışmalar dış ticaret ile DYY girişleri ve dış ticaret ile DYY çıkışları arasındaki ilişkilere ayrı ayrı odaklanmıştır. Çalışmamızda dış ticaret ile DYY girişleri arasındaki ilişki ele alınmıştır. Bazı araştırmalar dış ticaretin doğrudan yabancı yatırımlar üzerinde istatistiki açıdan anlamsız veya negatif bir etkisi olduğunu ortaya koyarken, bazı araştırmalar ise anlamlı bir pozitif ilişki olduğunu göstermektedir. Dış ticaret ile doğrudan yabancı yatırımlar arasındaki ilişkinin yönü, bu iki değişkenin niteliği açısından önem arz etmektedir. Yapılan çalışmalarda, iki değişken arasında pozitif bir ilişki mevcutsa birbirinin tamamlayıcısı, negatif bir ilişki mevcutsa birbirinin ikamesi olduğu çıkarımlarına yer verilmiştir. Literatürde dış ticaret ile doğrudan yabancı yatırımlar arasındaki ilişkiyi inceleyen çeşitli ampirik çalışmalar Tablo 1.’de gösterilmektedir.

Yazar	Ülke	Dönem	Yöntem	Bulgular
Liu, Wang ve Wei (2001)	Çin (bölgesel)	1984-1998	Panel Veri, VAR	IM ile DYY arasında + ilişki vardır. $IM \uparrow \rightarrow DYY \uparrow \rightarrow EX \uparrow$
Alıcı ve Ucal (2003)	Türkiye	1987-2002 (çeyreklik)	VAR, Toda-Yamamoto Nedensellik	DYY ile EX arasında bir ilişki yoktur.
Abdel-Rahman (2007)	Suudi Arabistan	1987-2002 (çeyreklik)	Granger Nedensellik	EX ile DYY arasında önemli bir - ilişki vardır.
Kueh ve diğerleri (2007)	ASEAN-5 ülkeleri	1971-2005	ARDL, UECM, OLS	UD’de IM ile DYY arasında tamamlayıcı, EX ile DYY arasında ikame ilişkisi vardır. KD ise, IM ile DYY arasında ikame, EX ile DYY arasında tamamlayıcı bir ilişki vardır.
Altıntaş (2009)	Türkiye	1996-2007 (çeyreklik)	VAR, Eşbütünleşme, Granger Nedensellik	UD’de $IM \uparrow \rightarrow DYY \uparrow$ $DYY \uparrow \rightarrow EX \uparrow$
Temiz ve Gökmen (2009)	Türkiye	1991-2008 (aylık)	Eşbütünleşme, VECM, Granger Nedensellik	VECM ve Granger’a göre; hem KD hem de UD’de $EX > DYY$ + nedensellik vardır.
Wong ve Tang (2009)	Malezya	1999-2006 (çeyreklik)	Toda-Yamamoto Nedensellik	UD’de $EX > DYY$ ve $IM > DYY$ + nedensellik vardır.
Iqbal, Shaikh ve Shar (2010)	Pakistan	1988-2005 (çeyreklik)	VECM	$DT \uparrow \rightarrow DYY \uparrow$
Yılmaz (2010)	Türkiye	1991-2007 (çeyreklik)	Granger Nedensellik	DYY’lar zayıf da olsa EX ve IM’deki gelişmeyi takip eder.

Yazar	Ülke	Dönem	Yöntem	Bulgular
Kıran (2011)	Türkiye	1992-2008 (çeyreklik)	VAR, Granger Nedensellik, Dolado-Lütkepohl Nedensellik	DYY ile DT arasında nedensellik yoktur.
Klasra (2011)	Türkiye ve Pakistan	1975-2014	ARDL, ECM	Türkiye açısından DYY ile EX arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi var ve tamamlayıcı ilişki.
Çetin ve Şeker (2013)	8 gelişmekte olan ülke	1980-2009	VAR, Toda-Yamamoto Nedensellik, Dolado-Lütkepohl Nedensellik	Toda-Yamamoto; Türkiye ve Pakistan'da EX>DYY nedensellik var, Dolado-Lütkepohl; sadece Pakistan'da aynı nedensellik ilişkisi var.
Sharma ve Kaur (2013)	Hindistan ve Çin	1976-2011	Granger Nedensellik	DYY>EX ve DYY>IM nedensellik var. DYY, EX ve IM'e bağlı değil.
Sultan (2013)	Hindistan	1980-2010	VECM, Granger Nedensellik, Eşbütünleşme	UD'de DYY ile EX arasında eşbütünleşme var. EX>DYY nedensellik var.
Cambazoğlu ve Güneş (2014)	Türkiye	1980-2012	VECM, Granger Nedensellik, Eşbütünleşme	EX↑→DYY↑
Sinha, Bhar ve Gole (2015)	Hindistan	1970-2013	VAR, Eşbütünleşme	DT, DYY girişlerindeki artış açısından önemli bir faktör değildir. Dolayısıyla, DYY girişleri DT'den etkilenmemektedir.
Pata ve Terzi (2016)	Türkiye	1983-2014	Sims Nedensellik, Dolado-Lütkepohl Nedensellik, Hacker-Hatemi Nedensellik, Hatemi-J Asimetrik Nedensellik	DT>DYY + nedensellik var.
Terzi ve Pata (2017)	Türkiye	1982-2011	Hsiao Granger Nedensellik, Sims Nedensellik, Toda-Yamamoto Nedensellik, Eşbütünleşme, VAR	IM>DYY ve DT>DYY + nedensellik vardır.

Tablo 1. Dış Ticaret ile Doğrudan Yabancı Yatırımlar Arasındaki İlişkiye Yönelik Yapılan Ampirik Çalışmalar.

UD: Uzun dönem, KD: Kısa dönem, EX: İhracat, IM: İthalat, DYY: Doğrudan yabancı yatırımlar, DT: Dış ticaret.

3 Ampirik Analiz

3.1 Veriseti

Çalışmanın ampirik kısmında, Türkiye'de doğrudan yabancı yatırımlar (DYY) ile uluslararası ticaret hacmi (TIC) arasındaki karşılıklı ilişkilerin incelenmesi hedeflenmiştir. Bu bağlamda, gözlem sayısının artırılması amacı ile aylık veriler kullanılmıştır. Veriseti 1992:01-2017:12 dönemine karşılık gelmekte olup, TCMB EVDS veritabanından derlenmiştir. Her iki seri milyon dolar cinsindendir. Ticaret hacmi ithalat ve ihracat toplamına karşılık gelmekte olup doğal logaritması alınarak LTIC olarak adlandırılmıştır. Doğrudan yabancı yatırımlar ise TCMB EVDS veritabanında net yükümlülük oluşumuna karşılık gelmekte olup yine doğal logaritması alınarak LFDI olarak adlandırılmaktadır. Kullanılan değişkenlere ilişkin temel istatistikler aşağıda yer almaktadır. Her iki seri olan LFDI ve LTIC serileri doğal logaritmaya tabi olduğundan, serilerin aylık farkları olan $\Delta LTIC$ ve $\Delta LFDI$ sırası ile ticaret hacmi ve doğrudan yabancı yatırımların aylık büyüme oranlarına karşılık gelmektedir. JB test istatistikleri, LTIC ve LFDI serilerinin hem seviye hem de birinci farklarının normal dağılıma sahip olmadığına işaret etmekte, özellikle $\Delta LFDI$ serisinin 4. momentinin ideal düzey olan (basıklık=8.54) 3'ten yüksek olduğu ve serinin leptokörtik dağılıma sahip olduğu düşünülmektedir. Çalışmada, literatür ile uyumlu olarak doğrusal zaman serisi yöntemlerinden hareket edilecek olup, modellerin kalıntılarının ARCH-LM testlerinden geçmemesi ve heteroskedastik olması durumunda heteroskedastisiteye karşı korumalı standart hata yöntemleri kullanılacaktır.

	Ortalama	Min.	Maks.	Std.S.	Çarpıklık	Basıklık	JB (Olasılık)
LTIC	17.44	14.30	19.58	1.65	-0.22	1.58	28.93 (0.0000)
$\Delta LTIC$	0.016	-0.83	0.65	0.23	-0.46	4.24	31.06 (0.0000)
LFDI	7.31	5.71	8.97	0.41	0.86	4.38	62.85 (0.0000)
$\Delta LFDI$	0.002	-1.57	1.61	0.35	0.12	8.54	398.19(0.0000)

Tablo 2. Verisetine İlişkin Temel İstatistikler

3.2 Birim Kök ve Durağanlık Testleri

Çalışmada ADF ve PP birim kök testlerine ek olarak KPSS durağanlık testine başvurulmuştur. ADF ve PP testlerinde boş önsavı serinin birim köke sahip olması iken KPSS testinde boş önsavı serinin durağan olmasıdır. Her üç testte için de LTIC ve LFDI serilerinde trend etkisi reddedilememektedir. LTIC serisi ADF testinde geleneksel anlamlılık düzeylerinde durağan değilken birinci farkı olan $\Delta LTIC$ serisi ise %1 anlamlılık düzeyinde durağandır. PP testinde ise LTIC serisi %5 anlamlılık düzeyinde durağan kabul edilememekte, birinci fark seri olan $\Delta LTIC$ ise %1 anlamlılık düzeyinde durağandır. KPSS testinde LTIC serisi için durağanlık önsavı geleneksel anlamlılık düzeylerinde reddedilirken, birinci farkı ise durağan bulunmaktadır. LFDI serisi ADF testinde %5 anlamlılık düzeyinde birim köke sahip bulunmakta, birinci farkı olan $\Delta LFDI$ ise %1 anlamlılık düzeyinde durağan kabul edilmektedir. PP testinde LFDI serisinin birinci farkı %1 anlamlılık düzeyinde durağandır. KPSS testinde de düzey seri olan LFDI için durağanlık önsavı kabul edilememekte, $\Delta LFDI$ ise durağanlık önsavı %1 anlamlılık düzeyinde durağan bulunmaktadır. Bulgular çerçevesinde her iki serinin de birinci dereceden entegre $I(1)$ süreci izlediği sonucuna varılmıştır.

	ADF	PP	KPSS
LTIC	-2.44 (l=13, c+ t)	-3.19* (l=1, c+t)	0.2274 (bw=14)
$\Delta LTIC$	-4.59*** (l=11, c)	-29.95*** (l=1, c+t)	0.0511*** (bw=17)
LFDI	-3.18* (l=4, c+ t)	0.11 (l=1)	0.2793 (bw=6.01)
$\Delta LFDI$	-18.09*** (l=3, c+t)	-*** (l=1)	0.0247*** (bw=9.29)

Tablo 3. Birim Kök ve Durağanlık Testleri

Not. ADF ve PP testlerinde McKinnon kritik değerleri %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyleri için -3.14, -3.42 ve -3.99'dur. KPSS testinde %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyleri için kritik değerler 0.119, 0.146 ve 0.216'dır. ADF ve PP testlerinde boş önsavı serinin birim köke sahip olması iken, KPSS testinde boş önsavı serinin durağan olmasıdır. ADF ve PP testlerinde gecikme uzunluğu seçiminde Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) kullanılmıştır. KPSS testinde Newey-West, Andrews ve Bartlett temel alınmıştır. l: seçilen gecikme uzunluğu, bw: bandwidth (band genişliği), c+t: sabit ve trend varsayımlarıdır. ADF testlerine ek olarak KPSS testi de c+t ile gerçekleştirilmiştir.

3.3 Eşbütünleşme Testi

Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin yokluğunun test edilmesine yönelik Johansen eşbütünleşme testine başvurulmuştur. Serilerin ortak optimum gecikme uzunluğu Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn bilgi kriterleri tarafından sırası ile 14, 3 ve 13 olarak belirlenmekte olup parsimoni ilkesi çerçevesinde Schwarz bilgi kriteri tarafından belirlen 3 gecikme uzunluğu temel alınmıştır. Serilerde trend etkisi söz konusu olduğundan, Johansen eşbütünleşme testi doğrusal trend varsayımı ile tahmin edilmiştir. Test sonucu aşağıda yer almaktadır.

Değişkenler: LFDI, LTIC VAR Gecikme Uzunluğu: 3							
Trace Testi				Maksimum Eigenvalue Testi			
H ₀	H ₁	Trace İstatistiği	Kritik Değer (0.05)	H ₀	H ₁	Test İstatistiği	Kritik Değer (0.05)
r=0	r=1	37.13	15.49	r=0	r=1	35.31	14.26
r≤1	r=2	1.83	3.84	r≤1	r=2	1.83	3.84

Tablo 4. Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Test sonuçlarına göre, r=0 önsavı, trace ve maksimum eigenvalue test istatistikleri 37.13 ve 35.31 olup kritik değerler olan 15.49 ve 13.26'dan büyük olduğundan eşbütünleşme yoktur önsavı reddedilmiştir. r≤1 önsavı test edildiğinde ise, hesaplanan test istatistikleri kritik değerlerden düşük olduğundan, ilgili seriler için 1 adet kointegrasyon vektörü olduğuna kanaat getirilmektedir. Bu bağlamda, LFDI ve LTIC arasında Türkiye'de ilgili dönem için eşbütünleşme reddedilememekte ve bu iki değişken arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna varılmaktadır. Johansen eşbütünleşme testi sonuçlarını takiben ARDL sınır testi yaklaşımı çerçevesinde de eşbütünleşmenin varlığı test edilecektir.

3.4 ARDL Sınır Testi ve Eşbütünleşme Modeli

Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL sınır testi yaklaşımı çerçevesinde aşağıdaki denklemler tahmin edilecektir. Denklem (1) ve (2)'de bağımlı değişken sırası ile LFDI ve LTIC serileridir,

$$\Delta LFDI_t = \alpha_0 + \delta_1 LFDI_{t-1} + \dots + \delta_l LFDI_{t-l} + \phi_1 LTIC_{t-1} + \dots + \phi_k LTIC_{t-k} + \alpha_1 t + \alpha_2 D_t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta LFDI_{t-i} + \sum_{i=1}^q \gamma_i \Delta LTIC_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \Delta LTIC_t = & \omega_0 + \lambda_1 LTIC_{t-1} + \dots + \lambda_l LTIC_{t-l} + \pi_1 LFDI_{t-1} + \dots + \pi_k LFDI_{t-k} + \omega_1 t_t + \omega_2 D_t \\ & + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta LFDI_{t-i} + \sum_{i=1}^q \sigma_i \Delta LTIC_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

Denklemlerde modelin kalıntılarının sıfır ortalamalı sabit varyanslı normal dağılım süreci izlediği varsayılmaktadır. Modelde, t_t ve D_t eksojen olarak denklemlere dahil olan trend ve kukla değişkenleri ifade etmektedir. İlk aşamada, denklemlerin SEKK yöntemi ile tahmin edilmesi gerekmektedir. $\Delta LFDI$ 'ın bağımlı değişken olduğu Denklem (1)'de eşbütünleşme yoktur önsavı $H_0 : \delta_1 = \dots = \delta_l = \varphi_1 = \dots = \varphi_k$ uzun dönem parametrelerinin katsayılarının sıfır olmaya kısıtlanması $H_1 : \delta_1 \neq \dots \neq \delta_l \neq \varphi_1 \neq \dots \neq \varphi_k$ iki değişkenin eşbütünleşik olması alternatif önsavına karşı test edilirken; $\Delta LTIC$ 'in bağımlı değişken olduğu Denklem (2)'de ise eşbütünleşme yoktur ve eşbütünleşme önsavları sırası ile $H_0 : \lambda_1 = \dots = \lambda_l = \pi_1 = \dots = \pi_k$ ve $H_1 : \lambda_1 \neq \dots \neq \lambda_l \neq \pi_1 \neq \dots \neq \pi_k$ biçimindedir. İlgili önsavların test edilmesi için hesaplanan F istatistikleri Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ve takibinde özellikle Narayan (2005) tarafından küçük örneklem için geliştirilen alt ve üst sınır değerleri ile karşılaştırılarak eşbütünleşmenin varlığı test edilmiştir. İkinci aşamada ise koşullu ARDL uzun dönem modeli tahmin edilecektir,

$$LFDI_t = \alpha_0 + \rho_1 LFDI_{t-1} + \dots + \rho_l LFDI_{t-l} + \nu_1 LTIC_{t-1} + \dots + \zeta_k LTIC_{t-k} + n_t \quad (3)$$

$$LTIC_t = \omega_0 + \eta_1 LTIC_{t-1} + \dots + \eta_l LTIC_{t-l} + \mu_1 LFDI_{t-1} + \dots + \mu_k LFDI_{t-k} + n_t \quad (4)$$

Uzun dönem modellerinden hareketle hata terimlerinin kaydedilmesi ve birinci gecikmelerinin kullanılması ile üçüncü aşamada hata düzeltme modeli (HTM) şu şekilde oluşturulur,

$$\Delta LFDI_t = \alpha_0 + \zeta HDT_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta LFDI_{t-i} + \sum_{i=1}^q \gamma_i \Delta LTIC_{t-i} + \alpha_1 t_t + \alpha_2 D_t + e_t \quad (5)$$

$$\Delta LTIC_t = \omega_0 + \xi HDT_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta LFDI_{t-i} + \sum_{i=1}^q \sigma_i \Delta LTIC_{t-i} + \omega_1 t_t + \omega_2 D_t + e_t \quad (6)$$

Denklemlerde ζ ve ξ hata düzeltme terimi parametreleri olup istatistiksel olarak anlamlı bulunmalarına ek olarak ilgili parametre tahminlerinin istatistiksel olarak negatif ve mutlak olarak 0 ve 1 aralığında kısıtlı olması gerekmekte, aksi halde, uzun dönem dengesine yakınsama sağlanamamaktadır.

Birinci aşamaya ilişkin ARDL sınır testi sonuçları aşağıda verilmiştir. Tablo'da birinci ve ikinci satırlar denklem (1) ve (2)'ye karşılık gelmektedir. Optimum model mimarisinin belirlenmesinde SIC bilgi kriterinden faydalanılmış, Denklem (1) ve (2) için optimum model mimarisi her iki model için de ARDL(3,0) olarak belirlenmiştir.

Sınır testi için hesaplanan F istatistiği LFDI'nın bağımlı değişken olduğu birinci modelde 24.72 olup %1 anlamlılık düzeyinde üst sınır olan 9.63 (ve küçük örneklem üst sınırı 10.24) 'ten yüksek olduğundan $H_1 : \delta_1 \neq \dots \neq \delta_l \neq \varphi_1 \neq \dots \neq \varphi_k$ alternatif önsavı kabul edilmiştir. Sonuç çerçevesinde, LFDI'nın bağımlı değişken olduğu model için LFDI ve LTIC arasında eşbütünleşme ve uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna varılmaktadır. LFDI'nın bağımlı değişken olduğu bu modelde uzun dönem katsayısı 0.3119 olup istatistiksel olarak %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı bulunmaktadır: uzun dönemde LTIC'de gerçekleşen %1'lik bir artış sonucunda LFDI'nın %0.31 arttığı söylenebilmektedir. İlgili modelde hata düzeltme terimi parametresi (HDT) ise -0.5041 olup istatistiksel olarak anlamlı kabul edildiğinden, uzun dönem dengesinden kısa dönemde gerçekleşen sapmaların yüzde 50.4'ünü bir dönemde (1 ay) düzeltilmekte, uzun dönem dengesine yakınsama ise 2 dönem sürmektedir.

LTIC'in bağımlı değişken olduğu ikinci modelde ise (Denklem 2) F istatistiği 2.53 olup sınır testi alt sınırının altında olduğundan eşbütünleşme yoktur boş önsavı reddedilememektedir. İlgili modelde uzun dönem katsayısı da istatistiksel olarak anlamsız bulunmakla beraber HDT parametresi -0.0564 olup istatistiksel olarak anlamlıdır. Bulgular bir bütün olarak değerlendirildiğinde, LFDI'nın bağımlı değişken olarak seçildiği modelde, Türkiye'de analiz edilen örneklem için uzun dönemde ticaret hacmi ve doğrudan yabancı sermaye girişleri arasındaki uzun dönemli ilişki kabul edilmekte, ticaret hacmindeki artışların doğrudan yabancı sermaye girişlerini pozitif yönde etkilediği sonucuna varılmaktadır.

Denklem:	Model mimarisi:	F istatistiği	Uzun dönem katsayısı:	HDT:
$F_{LFDI} = F(LFDI LTIC)$	ARDL(3,0)	24.72***	0.3119*** (0.0587)	-0.5362*** (0.0738)
$F_{LTIC} = F(LTIC LFDI)$	ARDL(3,0)	2.53	-0.0939 (1.0363)	-0.0564** (0.0250)

Tablo 5. ARDL Eşbütünleşme Testi

Not. Pesaran vd.(2001) $n=1000$ gözlem sayısı için alt ve üst asimptotik kritik değerler (durum 5: kısıtsız sabit ve kısıtsız trend için) %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerinde 5.59 ve 6.26; 6.56 ve 7.3; 8.74 ve 9.63'tür. $n=80$ için küçük örneklem kritik değerleri ise (Narayan, 2005) aynı sıra ile 5.73 ve 6.45; 6.82 ve 7.67; 9.17 ve 10.24'tür. Her iki testte de şekil 1'de incelenmiş olan kriz yıllarına ve aşırı değerlere karşılık gelen D2000M7, D2007M3, D2008M5, D2001M2 ve D1994M05 kukla değişkenleri dışsal değişken olarak modellere eklenmiştir. Standart hatalar parantez içinde verilmiştir.

ARDL modeli tahmin sonuçları ve tahmin edilen katsayıları Tablo 6'da verilmektedir. Sütun 1'de kısıtsız uzun dönem modeli, Sütun 2 ve 3'te ise modelin uzun dönem ve koşullu hata düzeltme modeli gösterimleri raporlanmıştır. Modellerde, dışsal değişken olarak trend modele dahil edilmiş olup istatistiksel olarak anlamlıdır. Ayrıca, serilerin Bölüm 1'de değinildiği üzere özellikle kriz yılları ve kriz yılları öncesinde aldıkları aşırı değerler göz önüne alarak, ilgili aşırı değerleri kontrol etmek için D1994, D2000, D2001, D2007, D2008, D2009 kukla değişkenleri modellere eklenmiştir. Nitekim kriz yıllarında ticaret hacmini ve doğrudan yabancı yatırımları ifade eden LTIC ve LFDI değişkenindeki ciddi düşüşlere ek olarak, kriz yılları öncesinde ekonominin içinde bulunduğu boom evresinde özellikle doğrudan yabancı yatırım akımlarındaki aşırı artış dikkat çekicidir. İlgili kukla değişkenler içerisinde 2000 ve 2001 kriz yıllarına karşılık gelen D2000 ve D2001 kukla değişkenleri ve 2009 krizi öncesine karşılık gelen D2007 ve D2008 kukla değişkenleri istatistiksel olarak anlamlı bulunurken 2009 küresel kriz yılına karşılık gelen D2009 kukla değişkeni istatistiksel olarak anlamsızdır. 1994 krizine karşılık gelen D1994 kukla değişkeni de istatistiksel olarak anlamlı bulunmakla beraber, anlamsız bulunan kukla değişkenlerinin modelden çıkartılması denendiğinde, modelin CUSUM testleri bağlamında sabit parametre özelliğinin yitirildiği görülerek, ilgili kukla değişkenler modellere dahil edilmiştir.

LFDI değişkeninin bağımlı değişken olduğu birinci sütunda yer alan modelde, $LTIC_t$ değişkeninin parametresi istatistiksel olarak anlamlı olup +0.14 olarak tahmin edildiğinden, ticaret hacmindeki artışların doğrudan yabancı sermaye akımları üzerinde pozitif etkili olduğu görülmektedir. İkinci sütundaki uzun dönem gösteriminden hareketle, uzun dönem çarpanı $-(0.1458/(-0.05041))= +0.3119$ olduğundan; uzun dönemde ticaret hacminde %1'lik bir artışın doğrudan yabancı sermaye akımlarında %0.3119 artış ile sonuçlandığı sonucuna ulaşılmaktadır. Üçüncü sütunda yer alan hata düzeltme modeli gösteriminde HDT parametresi -0.5041 olup geleneksel anlamlılık düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlı olduğundan, hata düzeltme teriminin işlediği ve yukarıda belirtilen uzun dönem ilişkisinden kısa dönemli sapmaların %50'sinin bir aylık dönemde düzeltilerek uzun dönem dengesine 2 dönem içinde yakınsandığı sonuçlarına ulaşılmaktadır.

ARDL(3,0) Modeli:		Uzun Dönem Gösterimi:	HDM Gösterimi:
Bağımlı Değişken:	LFDI _t	Δ LFDI _t	Δ LFDI _t
LFDI _{t-1}	0.1084** (0.0508)	-0.5041*** (0.0728)	-
LFDI _{t-2}	0.0941* (0.0513)	-	-
LFDI _{t-3}	0.2934*** (0.0533)	-	-
LTIC _t	0.1458*** (0.0337)	0.1458*** (0.0337)	-
Δ LFDI _{t-1}	-	-0.3875*** (0.0673)	-0.3875*** (0.0665)
Δ LFDI _{t-2}	-	-0.2934*** (0.0533)	-0.2934*** (0.0531)
D2000 _t	-1.3211*** (0.2427)	-1.3211*** (0.2427)	-1.3211*** (0.2421)
D2007 _t	-0.5451** (0.2536)	-0.5451** (0.2536)	-0.5451** (0.2518)
D2008 _t	0.5545** (0.2469)	0.5545** (0.2469)	0.5545** (0.2440)
D2001 _t	0.7657*** (0.2432)	0.7657*** (0.2432)	0.7657*** (0.2423)
D1994 _t	0.1373 (0.2443)	0.1373 (0.2443)	0.1373 (0.2433)
D2009 _t	-0.1536 (0.2426)	-0.1536 (0.2426)	-0.1536 (0.2422)
sabit	1.2965** (0.5136)	1.2965** (0.5136)	1.2965** (0.1846)
trend _t	-0.0010* (0.0005)	-0.0010* (0.0005)	-0.0010*** (0.0002)
HDT _{t-1}	-	-	-0.5041*** (0.0716)
Düz.R ²	0.6611		0.5367
F	55.44 [0.0000]	F:	36.57[0.0000]
BPG-F	1.39 [0.1726]	BG-LM	0.05 [0.8257]
SIC	0.1826	JB	1349[0.0000]

Tablo 6. ARDL Modeli Tahmin Sonuçları

Not. Standart hatalar parantez içinde, olasılık değerleri köşeli parantez içinde verilmiştir. Her iki testte de şekil 1'de incelenmiş olan kriz yıllarına ve aşırı değerlere karşılık gelen D2000, 2000 yılı temmuz ayına, D2007, 2007 yılı mart ayına, D2008 2008 yılı mayıs ayına, D2001 2001 yılı şubat ayına, D1994 1994 yılı mayıs ayına karşılık gelmektedir. BPG-F Breusch-Pagan-Godfrey heteroskedastisite testi ve BG Breusch-Godfrey seri bağlanım testi test istatistikleridir. SIC Schwarz bilgi kriteri, JB ise Jarque-Bera normallik testidir.

Tablo 6.'nın en altında yer alan diagnostik testler içerisinde, F testi modelin bir bütün olarak anlamlı bulunmaktadır. JB testinde ise modelin kalıntılarının normal dağılıma sahip olması önsavı reddedilmektedir. Breusch-Pagan-Godfrey homoskedastisite testi ve Breusch-Pagan seri bağlanım LM testlerinde olasılık değerleri sıfır olduğundan model kalıntılarının homoskedastik olması ve model kalıntılarında seri bağlanım olmaması nedeniyle boş önsavları reddedilememektedir. Çalışmada tahmin edilen ARDL modelinde parametrelerin zamana göre sabitliğine ve yapısal kırılmanın test edilmesine ilişkin CUSUM ve CUSUMSQ (Cusum-kare) test sonuçları aşağıdaki şekillerde yer almaktadır.

Şekil 3. CUSUM Yapısal Kırılma Testi

Şekil 4. CUSUM-Kare Yapısal Kırılma Testi

Her iki şekilde de CUSUM ve CUSUMSQ test istatistikleri güven aralıkları içerisinde kaldığından, bir bağlamda kriz ve öncesi yıllara ilişkin kukla değişkenlerinin de eklenmiş olmasının etkisi ile model parametrelerinin sabit ve bir diğer ifade ile kırılmaya tabi olmadığı sonucuna varılmaktadır. Son olarak, incelenen değişkenler olan LFDI ve LTIC değişkenleri $I(1)$ süreci izlediğinden, birinci farkları olan ve doğrudan yabancı yatırımları ve ticaret hacminin büyüme oranlarına karşılık gelen DLFDI ve DLTIC değişkenleri için Granger nedensellik testi gerçekleştirilmiştir. Ekonometri literatüründe Granger nedensellik testine ilişkin bazı eleştiriler mevcut olmakla beraber, çalışmamızın literatür kısmında belirtilen çalışmaların ampirik bulguları ile karşılaştırma maksadı ile çalışmada Granger nedensellik testi sonuçları raporlanmıştır. Testte, ortak gecikme uzunluğu SIC bilgi kriterinden hareketle 3 alınmıştır. Trend etkisine ek olarak, tabloda belirtilen kriz yılları ve aşırı değerlerin gözlemlendiği dönemlere karşılık gelen kukla değişkenler de dışsal değişken olarak kullanılmıştır. Sonuçlar Tablo 7’de yer almaktadır.

Boş önsavı:	Ki-kare test istatistiği	Olasılık
DLTIC DLFDI’in Granger nedeni değildir	8.86	0.0312
DLFDI DLTIC’in Granger nedeni değildir	5.80	0.1215

Tablo 7. Granger Nedensellik Testi

Elde edilen Granger nedensellik testi sonuçları çerçevesinde dış ticaret hacmi büyüme oranları doğrudan yabancı yatırımlar büyüme oranının Granger nedeni değildir önsavı reddedilerek Granger nedeni olduğu alternatif önsav kabul edilirken, doğrudan yabancı sermaye yatırımları büyüme oranları dış ticaret hacmi büyüme oranlarının Granger nedeni değildir önsavı ise reddedilememektedir. Granger nedensellik testi bağlamında nedenselliğin yönünün DLTIC’den DLFDI’a doğru olduğu sonucuna varılmaktadır. Granger nedensellik testi ve ARDL analizi bulguları ile beraber değerlendirildiğinde, Türkiye’de ilgili örneklem için dış ticaret hacmindeki artışların doğrudan yabancı sermaye akımlarını etkilerken, tersi durumun söz konusu olmadığı sonucuna varılabilmektedir. Çalışmanın bulguları, iki değişken arasında nedensellik ilişkisi olmadığı bulgusunun elde edildiği Kıran (2011) ve Alıcı ve Ucal (2003) çalışmalarından farklı olarak Türkiye’de değişkenler arasında tek yönlü nedenselliğe işaret ederken, çift yönlü nedensellik bulgusunun elde edildiği Klasra (2011) çalışmasından farklılaşmaktadır. Öte yandan, çalışmada elde edilen, değişkenler arasında uzun dönemde dış ticaretin doğrudan yabancı yatırımları etkilemesi bulgusunun Pata ve Terzi (2016) ve Terzi ve Pata (2017) çalışmaları ile uyumlu olduğu söylenebilmektedir. Bölüm 1’de değinildiği gibi DYY’nin aylık bazda incelendiğinde yüksek ölçüde heteroskedastik olduğu görülebilmektedir. Çalışmanın bulguları çerçevesinde, Türkiye ekonomisinde istihdam yaratıcı doğrudan yabancı sermaye akımlarının teşvik edilmesine yönelik politikalara ek olarak DYY’ların Türkiye’nin dış ticaret performansını olumlu yönde etkilemesine ilişkin politikalara desteklenmesinin önem taşıdığı sonucuna varılmaktadır. İncelenen veri seti ve yöntem kapsamında, DYY’ların Türkiye’nin dış ticaret performansı üzerinde istatistiksel olarak etkisiz olduğu sonuçlarına varılmaktadır. Gelecekteki çalışmalarda, doğrudan yabancı yatırımların dış ticarete ek olarak istihdam ve büyüme üzerindeki etkilerinin analizlere dahil edilmesi önem taşıyacaktır.

4 Sonuç

Çalışma, 1992-2017 dönemini aylık zaman serisi verileri kullanılarak Türkiye ekonomisine yönelik doğrudan yabancı yatırımlar ile dış ticaret arasındaki ilişkiyi araştırmaktadır. Türkiye ekonomisinde doğrudan yabancı yatırımlar ile dış ticaret arasındaki dinamik ilişkiyi araştırmak için birim kök testi, eşbütünleşme testi, ARDL sınır testi ve eşbütünleşme ve Granger nedensellik modeli gibi zaman serisi ekonometrisi araçları kullanılmıştır.

ADF ve PP birim kök testlerine ek olarak KPSS durağanlık testine başvurulmuştur. Her üç test için de LTIC ve LFDI serilerinde trend etkisi reddedilememektedir. ADF, PP ve KPSS testlerinde LTIC ve LFDI serilerinin birinci

farklarının durağan olduğu görülmektedir. Yapılan Johansen eşbütünleşme modeli, Türkiye’de doğrudan yabancı yatırımlar ile dış ticaret arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucunu ortaya koymuştur.

ARDL sınır testi ve eşbütünleşme sonuçlarına göre, LFDI’nın bağımlı değişken olduğu birinci model için LFDI ve LTIC arasında eşbütünleşme ve uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna varılmakta ve uzun dönemde LTIC’de gerçekleşen %1’lik bir artış sonucunda LFDI’nın %0.31 arttığı görülmektedir. Bu modelde, uzun dönem dengesinden kısa dönemde gerçekleşen sapmaların yüzde 50.4’ünün bir dönemde (1 ay) düzeltildiği, uzun dönem dengesine yakınsamanın ise 2 dönem sürdüğü anlaşılmaktadır. LTIC’in bağımlı değişken olduğu ikinci modelde ise, uzun dönemde dış ticaret ile doğrudan yabancı sermaye girişleri arasındaki anlamlı bir ilişki olmadığı sonucuna varılmıştır.

Granger nedensellik testi sonucunda, nedenselliğin yönünün dış ticaretten doğrudan yabancı yatırımlara doğru olduğu sonucuna varılmaktadır. Granger nedensellik testi ve ARDL analizi bulguları ile beraber değerlendirildiğinde, Türkiye’de ilgili örneklem için dış ticaret hacmindeki artışların doğrudan yabancı sermaye akımlarını etkilerken, tersi durumun söz konusu olmadığı ortaya konulmuştur. Çalışmanın bulguları, Türkiye’de değişkenler arasında tek yönlü nedenselliğe işaret etmektedir. Çalışmanın bulguları çerçevesinde, Türkiye ekonomisinde istihdam yaratıcı doğrudan yabancı sermaye akımlarının teşvik edilmesine yönelik politikaların ve DYY’ların Türkiye’nin dış ticaret performansını olumlu yönde etkilemesine ilişkin politikaların desteklenmesinin önem taşıdığı sonucuna varılmaktadır. İncelenen veri seti ve yöntem kapsamında, DYY’ların Türkiye’nin dış ticaret performansı üzerinde istatistiksel olarak etkisiz olduğu anlaşılmaktadır. Gelecekteki çalışmalarda, doğrudan yabancı yatırımların dış ticarete ek olarak istihdam ve büyüme üzerindeki etkilerinin analizlere dahil edilmesi önem taşıyacaktır.

Kaynakça

- Abdel-Rahman, 2007. “The Determinants of Foreign Direct Investment in the Kingdom of Saudi Arabia”, *ERF Working Papers*, **238**.
- Alıcı ve Ucal, 2003. “Foreign Direct Investment, Exports and Output Growth of Turkey: Causality Analysis”, *European Trade Study Group Fifth Annual Conference*, ss. 1-17.
- Altıntaş, 2009. “Türkiye’de Doğrudan Yabancı Sermaye Girişi ve Dış Ticaret Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi: 1996-2007”, *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, **64**, ss. 1-30.
- Brainard, 1993. “A Simple Theory of Multinational Corporations and Trade with a Trade-off between Proximity and Concentration”, *NBER Working Paper*, **4269**.
- Cambazoglu ve Güneş, 2014. “The Relationship between Foreign Direct Investment and Trade: A Case Study for the Turkish Service Sector”, *Economics, Management and Financial Markets*, **9**, ss. 158-166.
- Çetin ve Şeker, 2013. “Doğrudan Yabancı Yatırımlar ve İhracat İlişkisi: Gelişmekte Olan Ülkeler Üzerine Bir Nedensellik Analizi”, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, **8**, ss. 121-142.
- Goh vd., 2013. “Trade Linkages of Inward and Outward FDI: Evidence from Malaysia”, *Economic Modelling*, **35**, ss. 224-230.
- Helpman, 1984. “A Simple Theory of International Trade with Multinational Corporations”, *Journal of Political Economy*, **92**, ss. 451-471.
- Iqbal, Shaikh ve Shar, 2010. “Causality Relationship between Foreign Direct Investment, Trade and Economic Growth in Pakistan”, *Asian Social Science*, **6**, ss. 82-89.
- Kıran, 2011. “Causal Links between Foreign Direct Investment and Trade in Turkey”, *International Journal of Economics and Finance*, **3**, ss. 150-158.
- Klasra, 2011. “Foreign Direct Investment, Trade Openness and Economic Growth in Pakistan and Turkey: An Investigation Using Bound Test”, *Qual Quant*, **45**, ss. 223-231.
- Kueh ve diğerleri, 2007. “FDI-Trade Nexus: Empirical Analysis on ASEAN-5”, *MPRA Papers*, **5220**, ss. 1-11.
- Liu, Wang ve Wei, 2001. “Causal Links between Foreign Direct Investment and Trade in China”, *China Economic Review*, **12**, ss. 190-202.
- Markusen ve Venables, 1995. “Multinational Firms and the New Trade Theory”. *NBER Working Papers*, **5036**, ss. 1-28.
- Markusen, 1984. “Multinationals, Multi-Plant Economies and the Gains from Trade”, *Journal of International Economics*, **16**, ss. 205-226.
- Pata ve Terzi, 2016. “Testing for Symmetric and Asymmetric Causality between FDI and Foreign Trade in Turkey”, *The Romanian Economic Journal*, **19**, ss. 47-70.
- Sharma ve Kaur, 2013. “Causal Links between Foreign Direct Investments and Trade: A Comparative Study of India and China”, *Eurasian Journal of Business and Economics*, **6**, ss. 75-91.

- Sinha, Bhar ve Gole, 2015. "Foreign Direct Investment and International Trade: An Empirical Exercise for India", *Suprayaga*, **5**, ss. 128-137.
- Sultan, 2013. "A Causal Relationship between FDI Inflows and Export: The Case of India", *Journal of Economics and Sustainable Development*, **4**, ss. 1-9.
- Temiz ve Gökmen, 2009. "Foreign Direct Investment and Export in Turkey", *Anadolu International Conference in Economics*, ss. 1-29.
- Terzi ve Pata, 2016. "Doğrudan Yabancı Yatırımlar ve Dış Ticaret Arasındaki İlişkinin Analizi: Türkiye Deneyimi", *International Journal of Economic and Administrative Studies*, **18**, ss. 167-184.
- Wong ve Tang, 2009. "New Evidence on the Causal Linkages between Foreign Direct Investment, Exports and Imports in Malaysia", *The IUP Journal of Applied Economics*, **8**, ss. 20-25.
- Yılmaz, 2010. "Doğrudan Yabancı Yatırımlar, Dış Ticaret ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Üzerine Bir Deneme", *Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, **8**, ss. 241-260.
- Zhang ve Markusen, 1999. "Vertical Multinationals and Host Country Characteristics", *Journal of Development Economics*, **59**, ss. 233-252.