

Doğrudan Yabancı Yatırımların Türkiye'nin İhracat Performansına Etkileri: Ekonometrik Bir Analiz*

İsmet Gocer^a

Sahin Bulut^b

M. Metin Dam^c

Özet: Gelişmekte olan bütün ülkelerde olduğu gibi, Türkiye açısından da ihracat, ekonomik büyümenin lokomotifi durumundadır. Ekonomik büyüme hızının yüksek tutulabilmesi için, ihracatın artırılması büyük önem taşımaktadır. Türkiye'nin 2023 yılı ihracat hedefi 500 milyar dolardır. Bu hedefin gerçekleştirilebilmesi için, ülke içinde yatırım yapacak ve ürettiği malları yurt dışına satacak yabancı sermayeli firmalara da ihtiyaç vardır. Bu çalışmanın amacı, Türkiye'ye gelen doğrudan yabancı yatırımların Türkiye'nin ihracat performansına olan etkilerini incelemektir. Bu amaçla çalışmada, doğrudan yabancı yatırımları ile ihracat arasındaki ilişki, 2000-2010 dönemi aylık verileri kullanılarak, sınır testi yaklaşımıyla analiz edilmiştir. Araştırmanın ampirik bulgularına göre; seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi vardır ve seriler uzun dönemde birlikte hareket etmektedir. Uzun dönem analizinde; doğrudan yabancı yatırımların, ihracat üzerindeki etkisi pozitif ve istatistikî olarak anlamlıdır. Kısa dönem analizinde; doğrudan yabancı yatırımlar, ihracatı bir dönem sonra etkilemektedir. Modelin hata düzeltme terimi çalışmaktadır.

Anahtar Sözcükler: Doğrudan Yabancı Yatırımları, İhracat Performansı, Sınır Testi

JEL Sınıflandırması: F21, F23, F41.

Effects of Foreign Direct Investments on Export Performance of Turkey: An Econometric Analysis

Abstract: Just like all developing countries, export is the locomotive of economic growth for Turkey. To maintain the high economic growth rate, increasing the export is of great importance. Turkey's export target is 500 billion dollars for 2023. To achieve this goal, it needs foreign firms, which produce within the country and sell goods abroad. The purpose of this study is to examine the effects of inflows to Turkey foreign direct investment on the country's export performance. In this study, the relationship between exports and foreign direct investment in Turkey has been studied by a bounds testing approach with using the monthly data for the period 2000-2010. According to empirical findings of the study, the series was found to be co-integrated. In the long term analysis, the effect of foreign direct investment on the export is positive and statistically significant. In the short term analysis, foreign direct investment affected the export after a period. The model's error correction term has been worked.

Keywords: Foreign Direct Investments, Export Performance, Bounds Testing

JEL Classification: F21, F23, F41.

*Bu çalışma 26-28 Mayıs 2011 tarihleri arasında Denizli'de düzenlenen 12th International Symposium on Econometrics Statistics and Operations Research'de sunulmuş olan, "Türkiye'de Doğrudan Yabancı Yatırımların İhracata Etkisi: Sınır Testi Yaklaşımı" adlı çalışmanın, yeniden gözden geçirilmiş ve düzeltilmiş şeklidir.

^a Lecturer, PhD. Student, Adnan Menderes University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, Nazilli/Turkiye, igocer@adu.edu.tr

^b Lecturer, PhD. Student, Adnan Menderes University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, Nazilli/Turkiye, sbulut@adu.edu.tr

^c PhD. Student, Adnan Menderes University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, Nazilli/Turkiye, metindam@hotmail.com

1. Giriş

Son yıllarda, küreselleşme ve gelişen iletişim teknolojileri sayesinde, ülkeler arası işbirliği ve entegrasyonlar hızlanmıştır. Bu durum, malların ve sermayenin serbest dolaşımına imkân sağlamıştır. Böylece dünya ekonomileri arasındaki ticaret hacmi hızlı biçimde artmıştır.

İktisat literatüründe doğrudan yabancı yatırımların (DYY) ülkeler açısından çok sayıda potansiyel etkiye sahip olduğu kabul edilmektedir (Sun 1996; Barrell ve Pain, 1997; Sun,1998; Jayaraman, 1998; Borensztein, Gregoria ve Lee, 1998; Javorcik, 2004). Bunlar arasında; DYY'nin sermaye, üretim ve yönetim bilgileri, yeni teknolojiler getireceği, ulusal sanayide rekabet ve verimlilik artışı sağlayacağı, düşük maliyetli ve yüksek kaliteli ürün miktarını artıracacağı, mal ve hizmet ticaretini kolaylaştıracağı, ihracat performansını olumlu yönde etkileyeceği, ekonomik büyümeye ivme kazandıracığı ve istihdama olumlu katkıda bulunacağı sayılabilmektedir.

DYY, gittiği ülkede teknolojinin ilerlemesine ve üretim ölçeğinin büyümesine katkı sağlayarak, kaliteli ve ucuz üretimi arttırdığı gibi, dış dünya ile olan bağlantıları sayesinde, ürettiği malları daha kolay ihraç edebilmekte ve ülkenin ihracatını arttırabilmektedir.

DYY'nin bu olumlu etkileri, 1990'lı yıllarda küreselleşme ile birlikte daha da artmıştır. Bu nedenle, ülkeler daha fazla DYY çekebilmek için birbirleriyle rekabet etmeye ve DYY yapacak firmalara; vergi muafiyetleri, yasal güvenceler ve alt yapı hizmetleri gibi cazip şartlar sunmaya başlamışlardır.

Bu çalışmada, Türkiye'ye gelen DYY ile Türkiye'nin ihracat performansı arasındaki ilişki, 2000-2010 dönemi aylık verileri kullanılarak, sınır testi yaklaşımıyla analiz edilecektir. Analiz sonucunda beklentimiz, DYY'nin ihracatı olumlu yönde etkileyeceğidir.

2. Teorik Çerçeve

Gelişmekte olan ve gelişmiş ülkeler arasındaki temel farklar; sermaye stokunun azlığı, iç tasarrufların yetersizliği, ileri teknolojiyi geliştirecek ve kullanacak nitelikli iş gücünden yoksunluk, ürünlerini yurt dışında pazarlayacak bilgi ve imkâna sahip olmamaları ve döviz gelirlerinin yetersizliğidir. Oysa DYY, gittiği ülkeye sermaye girişi sağlamakta, kendi teknolojisini, üretim, yönetim ve pazarlama bilgisini beraberinde getirmekte, ülkenin döviz açığının kapatılmasında olumlu rol oynamakta, dış bağlantıları sayesinde daha kolay ihracat yapabilmekte ve böylece ülke ihracatının gelişmesine önemli katkı sağlayabilmektedir (Jayaraman, 1998; Borensztein, Gregoria ve Lee, 1998). Bu nedenle, ekonomik büyümesini daha hızlı ve istikrarlı hale getirmek isteyen gelişmekte olan ülkeler, DYY'yi bu konuda iyi bir çözüm aracı olarak görmektedir.

Neoklasik büyüme modelinde; teknoloji ve işgücü artışları dışsal kabul edilmektedir. Bu bağlamda, DYY de dışsal teknoloji girişi olarak kabul edilmektedir. DYY ile ülkeye daha fazla teknoloji ve sermaye girişi sağlandığı için, DYY'nin pozitif dışsal etki yapacağı varsayılmaktadır. DYY'nin işgücü başına düşen sabit sermaye yatırım oranını arttıracacağı, kişi başı milli gelirin artmasına önderlik edeceği, fakat uzun dönemli etkilerinin olmadığı kabul edilmektedir. 1980'lerde geliştirilen içsel büyüme modellerindeyse, teknolojinin içselleştirilmesi üzerinde durulmaktadır. DYY'nin teknoloji transferine aracı olacağı ve ekonomik büyümeyi kalıcı olarak arttıracığı öngörülmektedir (Jayachandran ve Seilan, 2010). Teknoloji artışı, üretim artışını ve ihracatı beraberinde getirecektir. Teknoloji ve serbest dış ticaret, ekonomik büyümeyi

destekleyecektir (Grossman ve Helpman, 1997; Frankel ve Romer, 1999). İhracat ve DYY, döviz kuru baskısını hafifleterek ekonomik istikrara katkı sağlayacaktır (Dritsaki vd., 2004).

Asya Kaplanları¹ olarak adlandırılan ülkelerin hızlı büyümesinde ve ihracatlarını arttırmalarında, bu ülkelere yönelen büyük miktardaki DYY'nin önemli etkisi olmuştur. DYY'li firmalar, söz konusu ülkelerde hem ürün çeşitliliğini arttırmış, hem de getirdikleri yüksek teknolojiyi, bu ülkelerdeki ucuz işgücü ve hammadde ile birleştirerek, üretim maliyetlerini düşürüp, ülkelerin ihracatta rekabet avantajı kazanmalarını sağlamıştır. Bu ülkelerin tamamına yakını, önce fason üretimle yola çıkmış, zamanla kendi markalarını oluşturmayı başarmışlardır.² Dolayısıyla DYY, bu ülkelerin ihracatını ve ekonomik büyümesini olumlu yönde etkilemiştir.

1997 Asya finans krizinden sonra, Asya Ülkeleri'nin ihracat ve milli gelirleri önemli ölçüde dalgalanırken, Çin, Hong Kong ve Singapur bu krizden, görece daha az etkilenmiştir. Bunun nedeni, diğer Asya Ülkeleri'ndeki yatırımlarını geri çeken uluslararası firmaların, yatırımlarını bu ülkelere yönlendirmiş olmasıdır. Bu ülkelere yönelen DYY'nin özellikle elektrik-elektronik gibi yüksek teknolojili kilit sektörlerle gelmiş olması, teknoloji transferinde ve ihracat artışında önemli rol oynamıştır (Wang, vd. 2002).

DYY'nin ekonomik büyümeyi ve ihracatı yerli firmalardan daha çok destekleyeceği kabul edilmektedir. Çünkü DYY'ler, sahip oldukları yüksek teknoloji, nitelikli yönetici kadrosu ve teknik eleman, üretim ve pazarlama konusundaki evrensel tecrübeleri, büyük üretim ölçeği ve geniş pazarlama ağı ile yerli firmalardan daha verimli çalışmaktadırlar (Jayachandran ve Seilan, 2010).

DYY'nin tüm bu olumlu etkilerinin yanında, ülke dışına çıkardıkları kâr transferleri, üretimlerini gerçekleştirmek için yaptıkları ara ve yatırım malı ithalatı, ülkeden döviz çıkışına neden olarak, ülkenin cari açığının artmasına yol açabilmektedir.³ Eğer, DYY ile sağlanan döviz geliri, DYY'nin neden olduğu döviz çıkışından fazla ise, DYY ödemeler bilançosuna pozitif etki edecektir. DYY'lerin ev sahibi ülkenin ödemeler bilançosu üzerindeki net etkisi şöyle ifade edilebilir (Ongun, 2001:326-327):

$$B_t = I_t + X_t + S_t - M_t - R_t - D_t \quad (1)$$

Burada, B_t yabancı yatırımın yapıldığı dönem sonundaki ödemeler bilançosu dengesini, I_t yabancı yatırımların döviz cinsinden maliyetini, X_t yabancı yatırımların sağladığı ihracat dövizini, S_t yabancı yatırımlar sonucu ikame edilen ithalatı, M_t yabancı yatırımların yol açtığı sabit sermaye malı ve aramalı ithalatı toplamını, R_t yatırım sahibi şirketlerin yurt dışına transfer ettiği kârı, D_t yatırımların yıllık amortisman bedelini göstermektedir. Bu eşitlikte;

$$(I_t + X_t + S_t) > (M_t + R_t + D_t) \quad (2)$$

olduğunda, DYY ödemeler bilançosu dengesini olumlu yönde etkileyecektir.

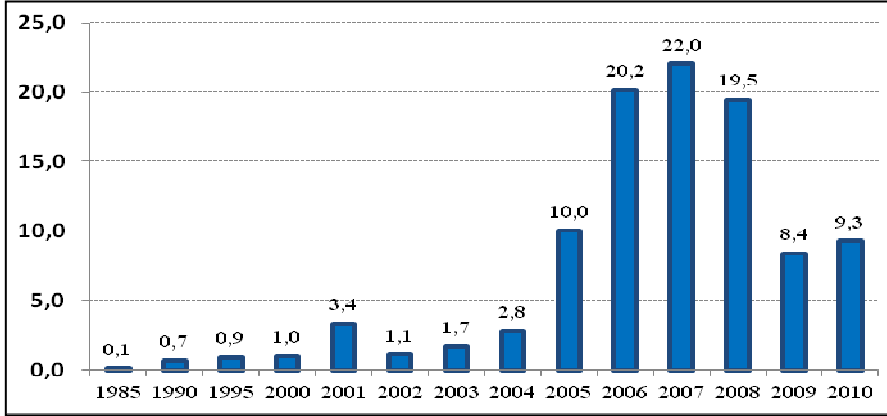
DYY'li firmalar, sadece yatırım yaptıkları ülkede mal satmak için değil, aynı zamanda yeni pazarlara açılmak, hammadde ve ucuz işgücü kaynaklarından yararlanmak, kendi ülkelerinin dâhil olmadığı bir ekonomik entegrasyona gümrüksüz mal satabilmek, nakliye maliyetlerini azaltmak ve pazar paylarını arttırmak için, diğer ülkelere yatırım yapmaktadırlar.

Çalışmalar, bu firmaların ürünlerini, hem yatırım yaptıkları ülkelerde, hem de o ülkeleri üretim üssü haline getirerek, oradan başka ülkelere sattıklarını göstermektedir.⁴ Bu da yatırım yapılan ülkenin ihracatını olumlu yönde etkilemektedir. Örneğin; İrlanda'da faaliyet gösteren DYY'li firmalar, 1998 yılında ürettikleri malların %98'ini ihraç ederek, toplam imalat sanayi ihracatının %87'sini gerçekleştirmiştir (Ruane ve Ugur, 2005). Benzer şekilde Çin'de, 2003 yılında DYY'li firmalar, 240 milyar dolarlık ihracat yaparak, tüm ihracatın % 55'ini (DEİK, 2004), 2004 yılında ise 339 milyar dolarlık ihracat yaparak, toplam ihracatının %57'sini gerçekleştirmiştir (Zhang, 2005).

3. Türkiye'de Doğrudan Yabancı Yatırımlar ve İhracat

Türkiye'de DYY'nin ekonomi açısından önemli olduğu fikri, 1923 İzmir İktisat Kongresi'ne kadar dayanmaktadır. Kongre'nin açılış konuşmasında Atatürk, DYY'nin faydalarına inandığını ifade etmekte ve yabancı sermaye sahiplerini Türkiye'ye davet etmektedir. 1954 yılında, 6224 sayılı Yabancı Sermaye Kanununu yürürlüğe koyan Türkiye, 1980'li yıllarda yeni ekonomik modelle başlattığı liberalizasyon politikaları ve kambiyo mevzuatı değişiklikleriyle, yabancı sermayeyi ve serbest dış ticareti desteklemiştir (DPT, 2000: 8). Bu destek, 1990'lı yıllarda dışa açılma politikaları, 1996 Gümrük Birliği süreci ve Avrupa Birliği üyelik çalışmalarıyla daha da güçlendirilmiştir. 2003 yılında kabul edilen kanunla⁵ DYY kanunu yeni bir çerçeveye oturtulmuştur. 2005 yılında AB'ye tam üyelik müzakerelerinin başlatılmasıyla Türkiye, yabancı yatırımcılar için daha güvenilir bir ülke haline gelmiştir. Bütün bu gelişmelere paralel olarak, Türkiye'ye gelen DYY miktarı hızla artmaya başlamıştır. Türkiye'ye gelen DYY'nin yıllar itibariyle değişimi Grafik 1'de görülmektedir.

Grafik 1: Türkiye'ye Gelen Doğrudan Yabancı Yatırımlar (Milyar \$)

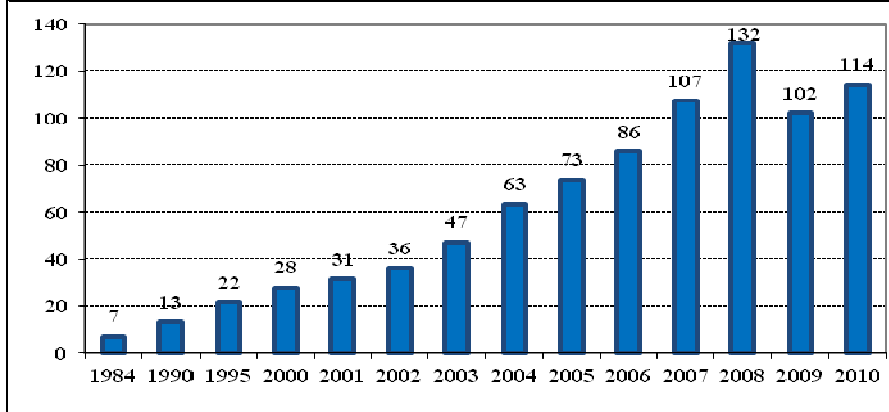


Kaynak: TCMB-EVDS

Grafik 1 incelendiğinde, Türkiye'ye yönelik DYY'nin 2000 yılına kadar yıllık bir milyar doların altında olduğu görülmektedir. 2000 yılında başlayan canlanma, 2001 krizi sonrasında kesintiye uğramış, 2004 yılı sonrasında hızla artarak, 2007 yılında 22 milyar dolara çıkmıştır. 2008 küresel ekonomi krizinin etkisiyle düşen DYY miktarı, 2010 yılında tekrar artmaya başlamıştır. Hızlı ekonomik büyüme, güçlü bankacılık sistemi, sıkı denetleme kurulları, büyük nüfus yapısı, Avrupa, Orta Asya ve Orta Doğu pazarlarına yakınlık gibi olumlu faktörlerden dolayı Türkiye'nin, giderek daha çok DYY çekmesi beklenmektedir (Şen ve Karagöz, 2005). Ayrıca, Eylül 2011'de kredi derecelendirme kuruluşu Standart & Poors'un, Türkiye'nin kredi notunu iki basamak birden arttırarak, yerli para cinsinden yatırım yapılabilir seviyeye çıkarmasının da Türkiye'ye yönelik DYY girişini arttırması beklenmektedir.

24 Ocak 1980 kararları, Türkiye’de dış ticaret politikaları açısından oldukça önemli bir dönüm noktasıdır. Bu programla Türkiye, ithal ikamesine dayalı sanayileşme stratejisini terk edip, ihracata dayalı sanayileşme stratejisini benimsemiştir (DTM, Türkiye İhracatının Gelişimi: 4). Bunun sonucu olarak da Türkiye’nin ihracatı hızla artmaya başlamıştır. Türkiye’de ihracatın gelişimi Grafik 2’de verilmiştir.

Grafik 2: İhracatın Yıllara Göre Değişimi (Milyar Dolar)



Kaynak: TCMB-EVDS

Grafik 2 incelendiğinde, 1984 yılında 7 milyar dolar olan ihracatın, 2000’de 28 milyar dolara ulaştığı, 2008’de 132 milyar dolar ile en yüksek değerine çıktığı, 2008 küresel ekonomi krizinin etkisiyle 2009’da 102 milyar dolara kadar gerilediği ancak 2010’da 114 milyar dolara yükseldiği görülmektedir. Cumhuriyetin kuruluşunun 100. yıl dönümü olan 2023 yılı için Türkiye’nin ihracat hedefi, 500 milyar dolardır (TİM, 2023 Strateji Raporu).

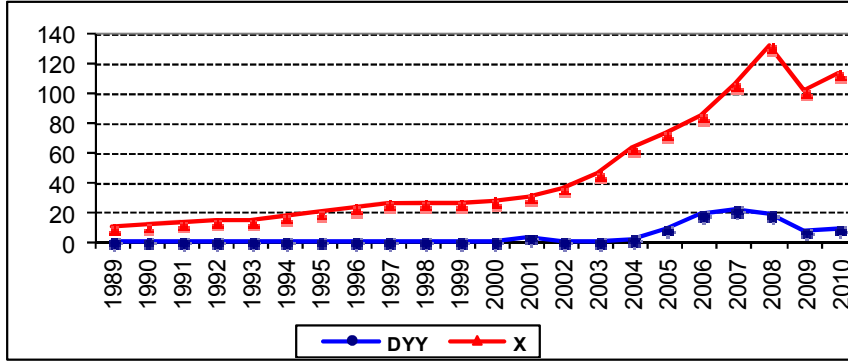
Önceleri, tarım ürünleri ve hammadde ağırlıklı olan ihracatta, 1990’lı yıllarda tekstil ürünleri ağırlık kazanmış, 2005 sonrasında ise, otomotiv sektörü, ihracatın lokomotif durumuna gelmiştir.⁶ Bu durum, Tablo 1’de görülmektedir.

Tablo 1: İhracatın Bileşenleri (Milyar Dolar) ve İhracat İçindeki Payları

	Toplam İhracat	Motorlu Kara Taşıtları	% Payı	Tekstil	% Payı	Tarım ve Ormancılık	% Payı
1996	23	0.9	4,2	3.8	16,4	2.1	9,3
2000	27	1.7	6,3	4.6	16,6	1.6	6,0
2005	73	10.2	13,9	8.7	11,9	3.3	4,5
2006	85	12.6	14,8	9.2	10,8	3.4	4,1
2007	107	17	15,9	10.8	10,1	3.7	3,5
2008	132	19.3	14,7	11.3	8,6	3.9	3,0
2009	103	12.8	12,6	9.5	9,4	4.3	4,3
2010	114	14.8	13,0	10.9	9,6	4.9	4,3

Kaynak: TÜİK

Tablo 1 incelendiğinde, 2010 yılı ihracatının %13’ünün otomotiv sektörüne gerçekleştirildiği görülmektedir. Türkiye’deki otomotiv sektörünün büyük çoğunluğu DYY olup, bu firmalar, üretimlerinin ortalama yüzde 70’ini ihraç etmektedirler (Deloitte, 2011). Türkiye’ye gelen DYY miktarı ile Türkiye’nin gerçekleştirdiği ihracat miktarlarının karşılaştırması, Grafik 3’te verilmiştir.

Grafik 3: Türkiye'ye Gelen DYY ve Türkiye'nin İhracatı (Milyar Dolar)

Kaynak: TCMB-EVDS

Grafik 3 incelendiğinde, iki serinin, özellikle 2000 yılı sonrasında, eş-anlı hareket ettiği görülmektedir. Bu nedenle, bu çalışmadaki analiz de 2000 yılı sonrası için yapılmıştır.

Türkiye'nin ihracatı içinde, DYY'li firmaların payı önemli bir yer tutmaktadır. İstanbul Sanayi Odası tarafından hazırlanan, Türkiye'nin 500 Büyük Sanayi Kuruluşu (İSO 500 – 2009) çalışmasına göre, en büyük 500 sanayi kuruluşu içinde, 153 tane yabancı sermayeli firma vardır. Yani İSO 500'ün %30,6'sı DYY'li firmadır. Bu firmalar İSO 500'ün toplam ihracatının % 48,9'unu gerçekleştirmiştir (İSO 500, 2009: 32). Bu durum, doğrudan yabancı yatırımların Türkiye'nin ihracatına olan katkısını göstermesi bakımından önemlidir. Aynı zamanda, DYY'li firmaların Türkiye'de, hem iç pazara, hem de ihracata yönelik yatırım ve üretim yaptıklarını göstermektedir.

4. Literatür

DYY ile ihracat arasındaki ilişkiye yönelik literatür; nedensellik analizi ve regresyon analizi olmak üzere iki gruba ayrılıp, olumlu ve olumsuz sonuç elde edilmesine ve tarih sırasına göre verilmiştir.

DYY ile ihracat arasındaki nedensellik ilişkisinin incelendiği ampirik çalışmalarda, farklı sonuçlara ulaşılmıştır. Doyle (1998) İrlanda ekonomisinde, Zhang ve Felmingham (2001) Çin ekonomisinde ve Pacheco-Lopez (2005) Meksika'da, DYY ile ihracat arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Zhang ve Song (2000) Çin imalat sanayinde, Dasgupta (2007) Hindistan ekonomisinde, DYY'den ihracata tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Türkiye'den Altıntaş ve Öz (2010), DYY ile ihracat arasında pozitif ve anlamlı ilişki elde etmiş ve DYY'nin ihracatın Granger nedeni olduğu sonucuna ulaşmıştır. Constant ve Yaoxing (2010), Fildişi Sahilleri için, 1980-2007 dönemi verileriyle, DYY'nin ihracat ve ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini, sınır testi ve Granger nedensellik analizi yöntemleriyle incelemiştir. Analiz sonucunda, DYY'den ihracata doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Aynı zamanda DYY ve ihracatın, ekonomik büyüme üzerinde anlamlı etkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır. Ayrıca uzun dönemde DYY'den ihracata doğru bir nedensellik ilişkisi elde etmiştir.

Jun ve Singh (1996), Tayland, Ekvador, Portekiz ve Yunanistan için, ihracattan DYY'ye, Singapur için DYY'den ihracata nedensellik ilişkisi elde etmiş, fakat Kolombiya, Kosta Rika,

Mısır, Malezya, Meksika ve Nijerya için DYY ile ihracat arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Pramadgani, Bissoodeal ve Driffield (2007) ve Jayachandran ve Seilan (2010), Çin ekonomisinde, DYY ile ihracat arasında nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Türkiye’den Şen ve Karagöz (2005) ve Yılmaz (2010), DYY ile ihracat arasında nedensellik ilişkisine rastlamamıştır. Kiran (2011), Türkiye için, 1992:1-2008:4 dönemi verilerini kullanarak, DYY ve dış ticaret arasındaki ilişkiyi VAR modeline dayalı Granger-Dolado-Lüthkepohl yöntemiyle analiz etmiş ve DYY ile dış ticaret arasında nedensellik ilişkisinin olmadığı sonucuna ulaşmıştır.

Regresyon analizi şeklindeki çalışmalara bakıldığında ise; Ozawa (1992), yabancı sermaye girişlerinin ihracat üzerinde olumlu katkı sağladığına dair bulgular elde etmiştir. Mucchielli ve Soubaya (2000), Fransa ekonomisinde ticaret hacminin belirleyicilerini incelemiş ve DYY’nin dış ticareti pozitif yönde etkilediğini bulmuştur. Liu, Wang ve Wei (2001), Çin ekonomisinde, DYY artışlarının, ihracatı arttırdığını tespit etmiştir. Sun (2001), Çin ekonomisinde iki aşamalı EKK yöntemiyle yaptığı analizde, DYY’nin ihracat üzerinde pozitif etkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Zhang (2005), DYY’nin Çin’in ihracat performansına etkisini, sektörel verilerle incelemiş ve ihracatı DYY’nin yerli firmalardan daha çok arttırdığını tespit etmiştir. Altıntaş (2009), Türkiye’de DYY ile dış ticaret arasındaki ilişkiyi, 1996-2007 dönemi verileriyle, VAR yöntemiyle incelemiş ve Türkiye’de DYY artışlarının ihracatı arttırdığını tespit etmiştir.

Kutan ve Vuksic (2007), Avrupa Birliği’ne üye ülkelerin, 1996-2004 dönemi verileriyle, GLS yöntemiyle yaptığı analizde; DYY’deki %100’lük bir artışın, bu ülkelerde ihracatı, kısa dönemde %16, uzun dönemde %42 arttırdığını tespit etmiştir.

Anwar ve Nguyen (2011a), 1990-2007 dönemi için Vietnam dâhil 19 ülkede, DYY’nin net ihracat üzerindeki etkilerini, 3 alt döneme ayırarak, panel veri yöntemine dayalı çekim (gravity) modeliyle araştırmıştır. DYY’nin net ihracat üzerindeki etkisi, tüm zaman süresince anlamsızken, Asya krizi sonrasında, anlamlı ve pozitif çıkmış, DYY’nin ihracat ve ithalatı arttırdığı sonucuna ulaşmıştır.

Alkathlan (2011), Suudi Arabistan ekonomisinde DYY’nin ihracat üzerindeki etkilerini, 1980-2007 dönemi verileriyle, VAR ve VEC yöntemleriyle analiz etmiş ve DYY’nin ihracatı iki dönem gecikmeli olarak arttırdığını tespit etmiştir. Anwar ve Nguyen (2011b), Viyetnam ekonomisinde DYY’nin ihracat üzerindeki etkisini, yatay ve dikey bağlantılar yönünden incelemiştir. DYY’nin ülke ihracatını, hem kendi gerçekleştirdiği ihracatla, hem de yerli firmaların ihracatını olumlu yönde etkileyerek, arttırdığını tespit etmiştir.

5. Analiz

5.1. Veri Seti

Bu çalışmada, Türkiye ekonomisinde DYY ile ihracat arasındaki ilişki, 2000:M01–2010:M12 dönemi, doğrudan yabancı yatırım geliri (DYY) ve ihracat geliri (X) serileri kullanılarak analiz edilmiştir. Seriler, nominal döviz kuru üzerinden TL’ye dönüştürülmüş, TEFE kullanılarak reel hale getirilmiş ve logaritmaları alınmıştır. Mevsim etkisi olduğu görülen ihracat serisi, X11 prosedürü kullanılarak, bu etkiden arındırılmıştır. Veriler TCMB elektronik veri dağıtım sisteminden (evds) sağlanmıştır.

5.2. Yöntem

Çalışmada serilerin durağanlıkları, genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey Fuller: ADF) ve Phillips-Perron (PP) yöntemleriyle test edilmiştir. Seriler arasındaki nedensellik ilişkisi, Granger nedensellik analizi yöntemiyle incelenmiştir. Seriler arasındaki eş-bütünleşme ilişkisi; sınır testi, Engle-Granger ve Johansen yöntemleriyle, uzun ve kısa dönem ilişkileri ise sınır testi yaklaşımına dayalı ARDL (Autoregressive Distributed Lag: Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model) yöntemiyle analiz edilmiştir.

Sınır testi yaklaşımı, Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilmiş olup, diğer eş-bütünleşme yöntemlerine göre önemli bazı avantajlara sahiptir. Engle-Granger (1987), Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) eş-bütünleşme yöntemlerinde, seriler arasındaki eş-bütünleşme ilişkisinin test edilebilmesi için; analize dâhil edilen bütün serilerin aynı düzeyde durağan olması gerekmektedir. Oysa sınır testi yaklaşımında, bağımlı değişken I(1), bağımsız değişkenler I(0) veya I(1) olduğu durumlarda da seriler arasındaki eş-bütünleşme ilişkisinin varlığı test edilebilmektedir (Pesaran, vd., 2001). Sınır testi yaklaşımının diğer bir avantajıysa küçük örneklerde de etkin sonuçlar verebilmesidir (Narayan ve Narayan, 2004: 25).

5.3. Birim-Kök Testi

Bir zaman serisinin durağan olabilmesi için, ortalaması ile varyansının zaman içinde değişmemesi ve iki dönem arasındaki kovaryansının, bu kovaryansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olması gerekir (Gujarati, 1999: 713). Durağan olmayan zaman serileriyle tahmin edilen modellerde sahte regresyon sorunuyla karşılaşılması nedeniyle (Granger ve Newbold, 1974), elde edilen sonuçlar, gerçek ilişkiyi yansıtmaz. Böyle bir durumda t ve F testleri geçerliliğini kaybeder. Dolayısıyla, durağan olmayan zaman serileriyle yapılan regresyon analizlerinin anlamlı olabilmesi ve gerçek ilişkileri yansıtabilmesi, ancak bu seriler arasında bir eş-bütünleşme ilişkisinin olmasıyla mümkündür (Gujarati, 1999: 725-726).

Bu çalışmada serilerin durağanlıkları, ADF ve PP testleri kullanılarak incelenmiştir. Dickey-Fuller (1979) testi, zaman serilerinin AR (Autoregressive) özelliğini dikkate almaktadır (Patterson, 2000). Dickey-Fuller (DF) testi, üç denkleme dayalı olarak yapılabilmektedir:

$$\text{Yalın Hali} \quad \Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

$$\text{Sabit Terimli Hali} \quad \Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

$$\text{Sabit Terimli ve Trendli Hali} \quad \Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

Bu testlerin sonucunda elde edilen DF istatistikleri, Mackinnon (1996) kritik değerleriyle karşılaştırılarak; sıfır hipotezi ($H_0: \gamma=0$), alternatif hipoteze karşı ($H_1: \gamma \neq 0$) test edilmektedir. Sıfır hipotezi; serinin durağan olmama durumunu, yani birim köke sahip olduğunu, alternatif hipotez ise; serinin durağan olduğunu ifade etmektedir. Hata terimi (u_t) ardışık içsel bağıntılı olduğunda, denklem (5) şu şekilde yeniden düzenlenir:

$$\Delta Y = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + \beta_1 \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (6)$$

Burada, m ; gecikme uzunluğunu, D ; fark operatörünü belirtmektedir. Gecikme sayısı, ardışık içsel bağıntısız modelin elde edilmesine bağlıdır. Bu şekilde yapılan test, genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey Fuller: ADF) testi olarak bilinmektedir.

Phillips-Perron (PP) testi ise özellikle trend içeren serilerde, ADF testinden daha güçlüdür (Perron, 1990). Bu testte MA (Moving Average: Hareketli Ortalama) sürecinin kullanılmaya başlanması, trend durağanlık kavramının testinin daha güçlü yapılmasına imkân sağlamıştır (Peron, 1990). ADF testi, hata terimlerinin istatistikî olarak bağımsız olduklarını ve sabit varyansa sahip olduklarını varsaymaktadır. Phillips ve Perron (1988), hata terimleri ile ilgili olan bu varsayımı genişletmiş ve parametrik olmayan bir birim kök testi geliştirmiştir. PP testi Dickey-Fuller testindeki denklemleri aynen kullanmakta, ancak denklemdaki bir önceki terime ait parametrenin τ istatistiğinde parametrik olmayan düzeltme yaparak, ardışık içsel bağımlılık sorununu çözmektedir. Her iki test için de kullanılacak Mackinnon (1996) kritik değerleri aynıdır. ADF ve PP testi ile elde edilen sonuçlar Tablo 2’de görülmektedir.

Tablo 2: Birim Kök Test Sonuçları

	Değişkenler	ADF Test Değerleri	PP Test Değerleri	Mackinnon Kritik Değerleri (%1)
Düzye Değerleri	X	-2.62[11]	-2.31[9]	-3.45
	DYY	-1.78[4]	-0.47[4]	-3.45
1. Farkları	ΔX	-5.28 [10]	-24.91[12]	-3.45
	ΔDYY	-11.01[3]	-24.59[4]	-3.45

Not: Δ sembolü, değişkenlerin birinci farkının alındığını belirtir. [] içindeki değerler; ADF testi için, Akaike bilgi ölçütüne (Akaike information criterion: AIC) göre belirlenmiş optimum gecikme uzunluğunu, PP testi için ise Newey-West band genişliğini ifade etmektedir.

Tablo 2’ye göre, seriler düzey değerlerinde durağan olmayıp, birinci farkları alındığında durağan hale gelmiştir. Yani seriler $I(1)$ ’dir.

5.4. Nedensellik Testi

Değişkenler arasındaki ilişkinin yönünü belirlemek amacıyla, Granger tarafından 1969 yılında geliştirilen nedensellik testi uygulanmıştır. Granger nedensellik testi aşağıdaki denklemler yardımıyla yapılmaktadır.

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i X_{t-i} + u_t \quad (7)$$

$$X_t = \lambda_0 + \sum_{i=1}^m \lambda_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^m \theta_i Y_{t-i} + v_t \quad (8)$$

Burada, m gecikme uzunluğunu göstermekte olup, değişkenler arasında tahmin edilen standart VAR içinde yer alan bilgi ölçütleri kullanılarak tespit edilir (Enders, 1995: 395).

Granger nedensellik analizi, yukarıdaki denklemlerde, bağımsız değişkenin gecikmeli değerlerinin katsayılarının, belirli bir anlamlılık düzeyinde, grup halinde sıfıra eşit olup olmadığı test edilerek yapılır. (7) nolu denklemdaki β_i katsayıları belirli bir anlamlılık düzeyinde sıfırdan farklı bulunursa, X ’in Y ’nin nedeni olduğuna karar verilir. Aynı şekilde (8) nolu denklemde de θ_i katsayılarının da belirli bir anlamlılık düzeyinde, grup halinde sıfırdan farklı olması da Y ’nin X ’in nedeni olduğunu gösterir (Granger, 1969).

DYY ile ihracat arasındaki Granger nedensellik testi, 4 gecikme uzunluğu ile yapılmış ve sonuçlar Tablo 3'te gösterilmiştir.

Tablo 3: Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Nedenselliğin Yönü	F Değeri	Olasılık Değeri
$DYY \rightarrow X$	2.48	0.04
$X \rightarrow DYY$	1.03	0.39

Test sonucunda, doğrudan yabancı yatırımları, ihracatın Granger nedeni değildir şeklindeki H_0 hipotezi, %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Böylece DYY'nin, ihracatın Granger nedeni olduğu ve ihracatı etkilediği tespit edilmiştir.

5.5. Eş-Bütünleşme Testi

Seriler arasındaki eş-bütünleşme ilişkisi, sınır testi yaklaşımıyla analiz edilmiştir. Bunun için kısıtlanmamış bir hata düzeltme modeli kurulur. Modelin bu çalışmaya uyarlanmış biçimi şöyledir:

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta DYY_{t-i} + \alpha_3 X_{t-1} + \alpha_4 DYY_{t-1} + u_t \quad (9)$$

Burada, m optimum gecikme uzunluğunu, Δ fark operatörünü, u_t hata terimini ifade etmektedir. Optimum gecikme uzunluğu AIC yardımıyla belirlenmiştir. Kamas ve Joyce'ye (1993) göre, testin sağlıklı sonuçlar verebilmesi için, optimum gecikme uzunluğunda modelin hata terimleri arasında, ardışık içsel bağımlılık sorununun olmaması gerekir. AIC'nin en küçük olduğu gecikme uzunluğunda ardışık içsel bağımlılık sorunu ile karşılaşıldığında, bir büyük AIC değerinin olduğu gecikme uzunluğu, optimum gecikme uzunluğu olarak alınır. Gecikme uzunluğuna ilişkin yapılan test sonuçları Tablo 4'te sunulmuştur.

Tablo 4: Sınır Testi İçin Gecikme Uzunluğu Tespiti

m	AIC	LM Testi
1*	-2.034	0.272
2	-2.008	0.567
3	-2.006	0.677
4	-1.975	0.455

Maksimum gecikme uzunluğunun 13 alındığı çalışmada, sınır testi için optimum gecikme uzunluğu 1 bulunmuş ve bu gecikme uzunluğunda ardışık içsel bağımlılık sorununun olmadığı görülmüştür.

Gecikme uzunluğunun belirlenmesinden sonra, değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin test edilmesi sürecine geçilmiştir. Sınır testi yaklaşımında değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisi, sıfır ($H_0: \alpha_3 = \alpha_4 = 0$) hipotezinin test edilmesi yoluyla yapılmaktadır. Sıfır hipotezinin kabulü veya reddi F testi ile belirlenmektedir. Hesaplanan F istatistik değeri, Pesaran vd.'deki (2001) tablo alt ve üst kritik değerleri ile karşılaştırılır. Hesaplanan F istatistik değeri, tablo alt kritik değerinden küçükse, seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi olmadığına karar verilir. Eğer hesaplanan F istatistik değeri, tablo alt ve üst kritik değerleri arasında

kalıyorsa, kesin bir yorum yapılamaz. Bu durumda alternatif eş-bütünleşme yöntemleri denenmelidir. Hesaplanan F istatistik değeri, tablo üst kritik değerinden büyükse, seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi olduğuna karar verilmektedir (Pesaran vd., 2001). Hesaplanan F istatistik değeri, Pesaran vd.'den (2001) alınan kritik değerlerle Tablo 5'te karşılaştırılmıştır. Bu kritik değerler, bir bağımsız değişken ve %10 anlamlılık düzeyi için verilmiştir.

Tablo 5: Sınır Testi Sonuçları

k	F Hesaplanan	Alt Kritik Değer	Üst Kritik Değer
1	3.12	4.04	4.78

Not: k , bağımsız değişken sayısını temsil etmektedir. Kritik değerler Pesaran vd'deki (2001: 300) Tablo C(iii)'den alınmıştır.

Tabloda hesaplanan F istatistiğinin, tablo alt kritik değerden küçük olduğu görülmektedir. Bu durumda, H_0 hipotezi kabul edilmekte ve değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olmadığına karar verilmektedir.

Seriler arasındaki eş-bütünleşme ilişkisinin varlığı, Engle-Granger (1987) ve Johansen (1988) yöntemleriyle de araştırılmıştır.

Engle-Granger (1987) eş-bütünleşme analizi için; önce serilerin düzey değerleri arasında bir regresyon tahmini yapılmakta, sonra bu tahminin hata terimleri serisi elde edilmekte ve bu seriye ADF birim kök testi uygulanmaktadır. Elde edilen ADF test istatistiği ve regresyona ait Durbin-Watson (DW) değeri, Engle-Granger (1987) tablo değerleriyle karşılaştırılmaktadır. Test değerleri, tablo değerlerinden büyük olduğunda, seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin varlığına karar verilmektedir (Engle-Granger, 1987; Enders, 1995: 151). Regresyondan elde edilen DW değeri ile hata terimleri serisine uygulanan birim kök testi ile hesaplanan ADF test istatistiği ve Engle-Granger, (1987) kritik değerleri, Tablo 6'da yer almaktadır.

Tablo 6: Engle-Granger Eş-Bütünleşme Testi Sonuçları

Hesaplanan ADF Değeri	ADF Kritik Değeri	Hesaplanan DW Değeri	CRDW Kritik Değeri
7.87	3.77	0.587	0.511

Not: Tablo değerleri, Engle-Granger (1987) sf:269, Table:II, Model I'den alınmış, %1 anlamlılık düzeyine sahip değerlerdir. CRDW: Cointegration Regression Durbin-Watson.

Tablo 6'da hesaplanan değerlerin, %1 anlamlılık düzeyindeki kritik değerlerden büyük olduğu görülmektedir. Bu nedenle, seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin varlığına karar verilir.

Johansen (1988) eş-bütünleşme analizi için; önce seriler arasında standart bir VAR tahmini yapılır. VAR içinde yer alan gecikme uzunluğu kriterleri kullanılarak, optimum gecikme uzunluğu belirlenir (Enders, 1995: 395). Bu gecikme uzunluğu ile Johansen testi yapılır. Johansen sürecinde eş-bütünleşik vektör sayılarının tahmini, iz (trace) istatistiği ve maksimum özdeğer (max eigenvalue) istatistiği yardımıyla yapılmaktadır. Test sonucunda hesaplanan istatistikler, kritik değerlerden büyük olduğunda, seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin varlığına karar verilmektedir (Johansen, 1988; Enders, 1995: 396). Çalışmada Johansen eş-bütünleşme analizinde kullanılacak gecikme uzunluğu 2 olarak bulunmuş ve bu gecikme uzunluğunda ardışık içsel bağımlılık sorunu olmadığı görülmüştür. Yapılan analiz sonucunda elde edilen değerler, Tablo 7'de yer almaktadır.

Tablo 7: Johansen Eş-Bütünleşme Testi Sonuçları

Hipotezler	İz İstatistiği	Kritik Değer (%5)	Olasılık Değeri	Öz İstatistiği	Kritik Değer (%5)	Olasılık Değeri
Hiç *	17.448	14.264	0.015	20.899	15.494	0.006
En Az Bir	3.450	3.841	0.063	3.450	3.841	0.063

Tablo 7’de görüldüğü gibi, hesaplanan test istatistikleri, %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerlerden büyüktür. Dolayısıyla, seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi vardır.

Çalışmada, sınır testi yaklaşımına göre eş-bütünleşme ilişkisi elde edilememiştir. Ancak Engle-Granger ve Johansen yöntemleriyle yapılan testlerde, seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi elde edilmiştir. Bu üç testin genel sonucu olarak, seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin var olduğuna karar verilmiştir. Dolayısıyla, bu seriler arasında yapılacak analizler, sahte regresyon içermeyecektir (Gujarati, 1999: 725-726). Seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi bulunduğu için, uzun ve kısa dönem analizlerine geçilebileceğine karar verilmiştir.

5.6. Uzun Dönem Analizi

Uzun dönem ilişkisi, sınır testi yaklaşımına dayalı ARDL (Autoregressive Distributed Lag: Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif) modeli yardımıyla gerçekleştirilmiştir. Bu modelin, çalışmaya uyarlanmış biçimi aşağıdadır:

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} X_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} DYY_{t-i} + u_t \quad (10)$$

Burada, m ve n gecikme uzunlukları olup, AIC kullanılarak belirlenmektedir. Bunun için, Kamas ve Joyce (1993) takip edilmiştir. Buna göre, önce bağımlı değişkenin kendi gecikmeli değerlerine göre regresyonu yapılmış ve en küçük AIC değerine sahip, ardışık içsel bağımlılık sorunu olmayan modelin gecikme uzunluğu, bu değişken için optimum gecikme uzunluğu olarak alınmıştır. Daha sonra, bağımlı değişkenin belirlenen gecikme uzunluğu sabit tutulup, bağımsız değişkenin olası tüm gecikmeleri ile regresyon modelleri oluşturulmuş ve en küçük AIC değeri ve ardışık içsel bağımlılık sorununun olmaması dikkate alınarak, bağımsız değişkenin gecikme sayısı belirlenmiştir. Aylık verilerle çalışıldığı için maksimum gecikme uzunluğu 13 alınmıştır. Uzun dönem analizine ilişkin gecikme uzunluğu test sonuçları Tablo 8’de verilmiştir.

Tablo 8: Uzun Dönem Analizi İçin Gecikme Uzunluğu Tespiti

m (X)	AIC	LM Testi	n (DYY)	AIC	LM Testi
	-	-	0	-1,969	0,617
1	-1,696	0,000	1*	-2,043	0,755
2	-1,959	0,118	2	-2,027	0,882
3*	-1,984	0,681	3	-2,014	0,889
4	-1,966	0,412	4	-2,009	0,762

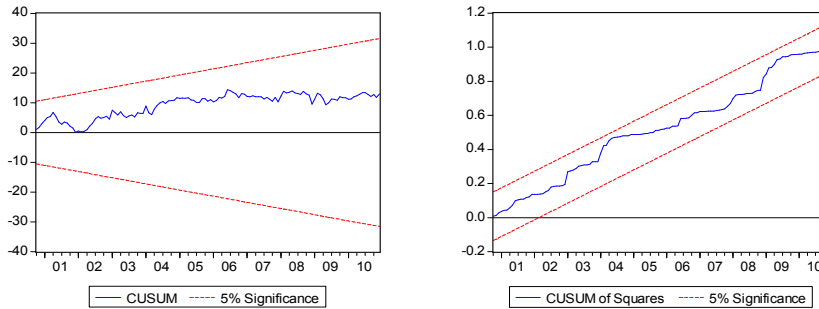
Tablo 8’e göre, gecikme uzunlukları; X için 3, DYY için 1 olarak belirlenmiştir. Böylece, uzun dönem modelinin, ARDL (3,1) olması gerektiğine karar verilmiştir. Tablo 9’da ARDL (3,1) modelinin tahmin sonuçları ve bu sonuçlara dayanılarak hesaplanan uzun dönem katsayıları yer almaktadır.

Tablo 9: ARDL (3,1) Modeli Tahmin Sonuçları ve Hesaplanan Uzun Dönem Katsayıları

Değişkenler	Katsayı	t-istatistiği
C	0.993	2.799
X_{t-1}	0.360	4.258
X_{t-2}	0.433	5.018
X_{t-3}	0.095	1.097
DYY _t	-0.008	-1.203
DYY _{t-1}	0.024	3.381
Uzun Dönem Katsayıları		
C	9.00	23.680
DYY	0.14	2.454
Tanısal Testler		
$R^2=0.87$	$\chi^2_{BGAB}(2) = 0.066(0.935)$	
$\bar{R}^2 = 0.87$	$\chi^2_{WDV} = 1,561(0.126)$	
F ist.=177.93(0.00)	$\chi^2_{JBN} = 1.848(0.396)$	
DW=1.96	$\chi^2_{RRMKH}(1) = 2.992(0.086)$	
	ARCH LM(1)=1.749(0.188)	

Not: Burada, χ^2_{BGAB} , χ^2_{WDV} , χ^2_{JBN} , χ^2_{RRMKH} ve ARCH LM sırasıyla Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, White değişen varyans, Jarque-Bera normallik testi, Ramsey regresyonda model kurma hatası istatistiği ve ARCH LM de modelin hata terimlerinde ARCH etkilerinin bulunup bulunmadığını araştıran bir Lagrange çarpanı testidir. Parantez içindeki değerler p-olasılık değerlerini göstermektedir.

Tablo 9'daki uzun dönem katsayıları; bağımsız değişkenlerin katsayısı ya da katsayıları (örneğin bir gecikme varsa hem kendi değeri hem de gecikmeli değerleri) toplamının, bağımlı değişkenin katsayıları toplamının 1'den farkına bölünmesiyle hesaplanmıştır (Johnston ve Dinardo, 1997: 245). Modelin tanısal test sonuçları, tahminin başarılı olduğunu göstermektedir. Uzun dönem analizine ait Cusum ve Cusum Q grafikleri, aşağıda verilmiştir.

Grafik 4: Cusum ve CusumQ

Grafik 4 incelendiğinde, grafiklerin güven aralıkları içinde kaldığı görülmektedir. Bu durum, regresyon katsayılarının istikrarlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 9'a göre, doğrudan yabancı yatırımlar ihracatı, teorik beklentilerle uyumlu olarak, pozitif yönde ve anlamlı düzeyde etkilemektedir. DYY'deki %100'lük artışın, ihracatı %14 arttırdığı görülmektedir.⁸ Bu sonuçtan hareketle, Türkiye'ye gelen DYY'nin çoğunlukla iç talebe yönelik üretim yaptığı ve DYY'nin ihracatı beklenilenden daha az arttırdığı söylenebilir.

5.7. Kısa Dönem Analizi

Değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisi, yine sınır testi yaklaşımına dayalı ARDL hata düzeltme modeli ile araştırılmıştır. Modelin bu çalışmaya uyarlanmış biçimi şöyledir:

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \alpha_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} \Delta DYY_{t-i} + u_t \quad (11)$$

Burada, EC_{t-1} hata düzeltme terimi olup, uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmesini temsil etmektedir. Bu değişkenin katsayısı, uzun dönemde birlikte hareket eden seriler arasında, kısa dönemde meydana gelen sapmaların ne kadarının bir dönem sonra düzeleceğini göstermektedir. Bu katsayının işaretinin negatif olması, sapmaların uzun dönem denge değerine yaklaşacağını, pozitif olması ise serilerin uzun dönem denge değerinden uzaklaşacağını göstermektedir (Tarı, 2008: 417).

Kısa dönem analizinde, değişkenlerin gecikme uzunlukları belirlenirken, uzun dönemde uygulanan işlem tekrar edilmiştir. Kısa dönem analizi için gecikme uzunluğu tespit sonuçları Tablo 10'da yer almaktadır.

Tablo 10: Kısa Dönem Analizi İçin Gecikme Uzunluğunun Tespiti

$m(X)$	AIC	LM Testi	$n(DYY)$	AIC	LM Testi
-	-	-	0	-2.099	0.908
1	-1.959	0.409	1*	-2.191	0.536
2	-1.949	0.654	2	-2.174	0.309
3	-1.943	0.305	3	-2.184	0.011
4	-1.945	0.886	4	-2.173	0.015
5	-1.944	0.063	5	-2.162	0.021
6	-1.917	0.105	6	-2.146	0.017
7	-1.907	0.003	7	-2.136	0.046
8	-1.947	0.001	8	-2.132	0.119
9	-1.929	0.001	9	-2.115	0.096
10	-1.927	0.058	10	-2.001	0.115
11*	-2.040	0.090	11	-2.085	0.016
12	-2.025	0.037	12	-2.062	0.013

Tablo 11: Kısa Dönem ARDL (11,1) Modeli Tahmin Sonuçları

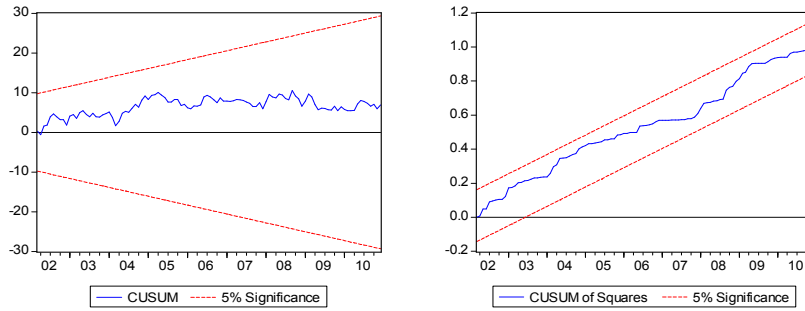
Değişken	Katsayı	t-istatistiği
C	0.005	0.751
ΔX_{t-1}	1.026	2.607
ΔX_{t-2}	0.866	3.584
ΔX_{t-3}	0.053	0.518
ΔX_{t-4}	-0.217	-2.331
ΔX_{t-5}	0.057	0.618
ΔX_{t-6}	0.086	0.936
ΔX_{t-7}	-0.201	-2.173
ΔX_{t-8}	-0.172	-1.851
ΔX_{t-9}	0.008	0.086
ΔX_{t-10}	-0.217	-2.326
ΔX_{t-11}	-0.360	-4.447
ΔDYY_t	-0.005	-0.799
ΔDYY_{t-1}	0.034	3.478
EC_{t-1}	-1.700	-4.095
Tanısal Testler		
$R^2=0.53$	$\chi^2_{BGAB}(2) = 1.033(0.359)$	
$\bar{R}^2=0.47$	$\chi^2_{WDV} = 0.812(0.728)$	
DW=2.04	$\chi^2_{JBN} = 2.101(0.349)$	
F=8.152(0,00)	$\chi^2_{RRMKH}(1) = 0.146(0.702)$	
	ARCH LM(1)=2.583(0.110)	

Not: Burada, χ^2_{BGAB} , χ^2_{WDV} , χ^2_{JBN} , χ^2_{RRMKH} ve ARCH LM sırasıyla Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, White değişen varyans, Jarque-Bera normallik testi, Ramsey regresyonda model kurma hatası istatistiği ve ARCH LM de modelin hata terimlerinde ARCH etkilerinin bulunup bulunmadığını araştıran bir Lagrange çarpanı testidir. Parantez içindeki değerler p-olasılık değerlerini göstermektedir.

Tablo 10'a göre, gecikme uzunlukları X için 11, DYY için 1 olarak bulunmuştur. Böylece, kısa dönem modelinin ARDL (11,1) olması gerektiğine karar verilmiştir. Tablo 11'de modelin tahmin sonuçları görülmektedir.

Modelin tanısıl test sonuçları, tahminin başarılı olduğunu göstermektedir. Kısa dönem analizine ait Cusum ve Cusum Q grafikleri aşağıda verilmiştir.

Grafik 5: Cusum ve CusumQ



Grafik 5 incelendiğinde, grafiklerin güven aralıkları içinde kaldığı görülmektedir. Bu durum, regresyon katsayılarının istikrarlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 11'deki sonuçlara göre, DYY bir dönem gecikmeli olarak, ihracatı pozitif yönde etkilemektedir ve bu etki istatistikî olarak anlamlıdır.⁹ Hata düzeltme teriminin katsayısı, beklendiği gibi negatif ve istatistikî olarak anlamlıdır. Fakat hata düzeltme teriminin katsayısı (-1.70) mutlak değer olarak birden büyüktür. Bu durumda, Narayan ve Smyth'e (2006) göre, uzun dönemde birlikte hareket eden seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmaların, dalgalı bir şekilde uzun dönem denge değerine yakınsadığına karar verilir. Modelin hata düzeltme terimi çalışmaktadır. Yani, uzun dönemde birlikte hareket eden seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmalar ortadan kalkmakta ve seriler tekrar uzun dönem denge değerine yakınsamaktadır.

6. Sonuç

Bu çalışmada Türkiye ekonomisinde, doğrudan yabancı yatırımlar ile ihracat arasındaki ilişki, 2000-2010 dönemi aylık verileri kullanılarak, sınır testi yaklaşımıyla analiz edilmiştir. Sınır testi yaklaşımıyla yapılan analizde seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi bulunamamıştır. Eş-bütünleşme ilişkisi, Engle-Granger (1987) ve Johansen (1988) yöntemleriyle de araştırılmış ve bu analizler sonucunda, seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Bu testlerin ortak sonucu olarak, seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin var olduğuna, yani serilerin uzun dönemde birlikte hareket ettiklerine karar verilmiştir. Bu sonuca dayanarak, seriler arasındaki uzun ve kısa dönem analizleri yapılmıştır.

Uzun dönem analizinde, DYY'deki %100'lük bir artışın, ihracatı %14 arttırdığı görülmüştür. Buradan hareketle, Türkiye'ye DYY için gelen firmaların, daha çok iç piyasaya yönelik üretim yaptıkları, DYY'nin ihracatı beklenilenden daha az desteklediği görülmüştür. Bu durumun, Türkiye'ye gelen DYY'nin önemli bir kısmının gayrimenkul ve hizmetler sektörüne gelmiş olmasından kaynaklandığı düşünülmektedir. Örneğin; 2010 yılında Türkiye'ye gelen 9,3 milyar dolarlık DYY'nin, 2,5 milyar dolarlık kısmı gayrimenkule ve 2,5 milyar dolarlık kısmı da hizmetler sektörüne gelmiştir.

Kısa dönem analizinde, modelin hata düzeltme teriminin katsayısının negatif ve istatistikî olarak anlamlı olduğu görülmüştür. Yani, uzun dönemde birlikte hareket eden seriler arasında, kısa dönemde meydana gelen sapmaların ortadan kalktığı ve serilerin tekrar uzun dönem denge değerine yakınsadıkları görülmüştür. Kısa dönemde, DYY'nin ihracatı bir dönem gecikmeli olarak, pozitif yönde etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.

Elde edilen ampirik bulgulara dayanılarak; Türkiye'de ihracatı arttırmanın ve 2023 yılı için belirlenen 500 Milyar Dolarlık ihracat hedefine ulaşabilmenin bir yolunun da, ülkeye daha fazla DYY çekmek olduğu söylenebilir. Bunun için, ihracata yönelik üretim yapmak amacıyla Türkiye'ye gelecek uluslararası yatırımcılara, teşviklerde ve alt yapı hizmetlerinde bazı öncelikler tanınmasının faydalı olacağı düşünülmektedir.

Açıklayıcı Notlar

1. Çin, Hindistan, Güney Kore, Endonezya, Malezya, Singapur, Tayvan ve Tayland.
2. Hyundai, 1967'de Ford, Fiat ve Peugeot firmaları için fason üretimle işe başlamış, 1974'te ilk aracı Pony'i üretmiştir (Hyundai Motors Başkan ve CEO'su Steve S. Yang).
3. 2010-2011 yıllarında Türkiye'nin artan cari açığının nedenlerinden biri de Türkiye'de faaliyet gösteren yabancı sermayeli firmaların, yurt dışından yaptıkları aramalı ithalatıdır.
4. Toyota, Ford, vb. yabancı yatırım firmalar, Türkiye'de ürettikleri araçların bir kısmını yurt içinde satarken, bir kısmını da buradan Avrupa ve Ortadoğu ülkelerine satmaktadır. Türkiye'de üretilen araçların 2009'da %76'sı, 2010'da %73'ü, çoğunluğu Avrupa'ya olmak üzere ihraç edilmiştir (Deloitte, 2011).
5. 17 Haziran 2003'te yürürlüğe giren 4875 sayılı "Doğrudan Yabancı Yatırımlar Kanunu" ile, 18.01.1954 tarih ve 6224 sayılı Yabancı Sermayeyi Teşvik Kanunu yürürlükten kaldırılarak; doğrudan yabancı yatırımların özendirilmesi ve artırılması, yabancı yatırımcının haklarının korunması, yabancı yatırımların gerçekleşmesinde izin ve onay sisteminin, bilgilendirme sistemine dönüştürülmesi amaçlarıyla yeni esaslar getirilmiştir.
6. 2011 Şubat ayında fasıllar düzeyinde en büyük ihracat kalemi, "motorlu kara taşıtları ve aksam parçaları" olmuştur (TUİK, 2011).
7. Granger nedensellik analizinde optimum gecikme uzunluğunun belirlenebilmesi için, farkı alınmış serilerle, standart bir VAR tahmin edilip, VAR içinde yer alan AIC ve LR ölçütleri kullanılarak, optimum gecikme uzunluğu 4 bulunmuş ve bu gecikme uzunluğunda içsel bağıntı sorununun olmadığı görülmüştür.
8. Uzun dönem analizi, VEC yöntemiyle yapıldığında; $X=8.466+0.21DYY$ (tist=3.30) elde edilmiş olup, DYY'deki %100'lük artışın, ihracatı %21 arttırdığı görülmüştür. Elde edilen sonuçlar, sınır testi yaklaşımından elde edilen sonuçlarıyla uyumludur.
9. Kısa dönem analizi, VEC yöntemiyle yapıldığında, hata düzeltme teriminin katsayısı; -0.08 ve tist= -2.00 bulunmuştur. Aynı analiz Engle-Granger yöntemiyle yapıldığında ise hata düzeltme teriminin katsayısı; -0.15 ve tist= -3.84 bulunmuştur. Elde edilen sonuçlar uyumludur.

Kaynaklar

- Alkathlan K. A. (2011). Foreign direct investment and export growth in Saudi Arabia: A cointegration analysis. *China-USA Business Review*, 10(2), 137-149.
- Anwar, S., & Nguyen, L. P. (2011a). Foreign direct investment and trade: The case of Vietnam. *Research in International Business and Finance*, 25(2), 52.
- Anwar, S. & Nguyen, L. P. (2011b). Foreign direct investment and export spillovers: Evidence from Vietnam. *International Business Review*, 20, 177-193.
- Altıntaş, H. (2009). Türkiye’de doğrudan yabancı sermaye girişi ve dış ticaret arasındaki ilişkinin ekonometrik analizi: 1996-2007, *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 64(2).
- Altıntaş, H., & Öz, B. (2010). Türkiye’de kur değişkenliği ve ihracat ilişkisinin ekonometrik analizi: 1989-2008. *Turgut Özal Uluslararası Ekonomi ve Siyaset Kongresi*, 15-16 Nisan, Malatya.
- Barrell, R., & Pain, N. (1997). Foreign direct investment, technological change and economic growth within Europe. *The Economic Journal*, 107(445), 1770-1786.
- Borensztein, E., Gregoria, J. D. & Lee, J. W. (1998). How does foreign direct investment affect economic growth?. *Journal of International Economics*, 45(1), 115-138.
- Constant, N. B. Z. S., & Yaoxing, Y. (2010). The relationship between foreign direct investment, trade openness and growth in Cote d’Ivoire. *International Journal of Business and Management*, 5(7).
- Dasgupta, N. (2007). Examining the long run effects of export, import and fdi inflows on the fdi outflows from India: A causality analysis. *University of Maryland, Baltimore County, USA*.
- DEİK. (2004). DTÖ Üyeliği Sonrası Çin Halk Cumhuriyetinin Ekonomisi ve Ticaretinde Gelişmeler, Mayıs, <http://www.deik.org.tr>, (Erişim Tarihi: 12.10.2011).
- Deloitte. (2011). Türkiye otomotiv sektörü raporu.
- Dickey, D., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimates for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Doyle, E. (1998). Export-output causality: The Irish case 1953-1993. *Atlantic Economic Journal*, 26 (2), 147-162.
- DPT (2000). Doğrudan yabancı sermaye yatırımları özel ihtisas komisyonu raporu. *Sekizinci Beş Yıllık Kalkınma Planı*, 532, Ankara.
- Dritsaki, M. , Dritsaki, C., & Adamopoulos, A. (2004). A causal relationship between trade, foreign direct investment and economic growth for Greece. *American Journal of Applied Sciences*, 1(3), 230-235.
- DTM, Türkiye İhracatının Gelişimi, www.dtm.gov.tr, (Erişim Tarihi, 28.03.2011).
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*, 1st Ed., Wiley, New York.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. I. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2) , 251-276.
- Frankel, J. A., & Romer, D. (1999). Does trade cause growth? *The American Economic Review* , 89(3), 379 - 399.

- Grossman, A. G., & Helpman, E. (1997). Common agency and coordination: General theory and application to government policy making. *Journal of Political Economy*, 105, 752-769.
- Granger, C.W.J. (1969). Investigating causal relation by econometric and cross-sectional method. *Econometrica*, 37, 424-438.
- Granger, C. W. J., & Newbold P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120.
- Gujarati, D. N. (1999). *Basic econometrics*, Mc Graw Hill, Literatür Yayıncılık, 3rd Edition, İstanbul.
- İSO 500. (2009). Türkiye'nin 500 büyük sanayi kuruluşu. İstanbul Sanayi Odası, İstanbul.
- Javorcik, B. S. (2004). Does foreign direct investment increase the productivity of domestic firms? In search of spillovers through backward linkages. *The American Economic Review*, 94(3), 605-627.
- Jayachandran, G., & Seilan, A. (2010). A causal relationship between trade, foreign direct investment and economic growth for India. *International Research Journal of Finance and Economics*, 42, 76-88.
- Jayaraman, T. K. (1998). Foreign direct investment as an alternative to foreign aid to South Pacific Island Countries. *Journal of the South Pacific Society*, 21(3), 29-44.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, 52, 169-210.
- Johnston, J., & Dinardo, J. (1997). *Econometric methods*, Fourth Edition, McGraw-Hill Companies, United States.
- Jun, K.W., & Singh, H. (1996). The determinants of foreign direct investment in developing countries. *Transnational Corporations*, 2(5), 67-105.
- Kamas, L., & Joyce, J. P. (1993). Money, income and prices under fixed exchange rates: Evidence from causality tests and VARs. *Journal of Macroeconomics*, 15(4), 747-768.
- Kiran, B. (2011). Causal links between foreign direct investment and trade in Turkey. *International Journal of Economics and Finance*, 3(2).
- Kutan, A. M. & Vuksic, G. (2007). Foreign direct investment and export performance: Empirical evidence. *Comparative Economic Studies*, 49, 430-445.
- Liu, X. M., Wang, C. G., & Wei, Y.Q. (2001). Causal links between foreign direct investment and trade in China. *China Economic Review*, 12, 190-202.
- Mackinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618.
- Mucchielli, J.L., & Soubaya, I. (2000). Trade and foreign direct investment: An analysis of intra-firm and arm's length trade of French Multinational Firms. Paper Present at the Pacific Rim Conference, Sydney.

- Narayan, P., & Narayan, S. (2004). Estimating income and price elasticities of imports for Fiji in a cointegration framework. *Economic Modelling*, 22, 423-438.
- Narayan, P., & Smyth, R. (2006). What determines migration flows from low-income to high income countries? An empirical investigation of Fiji-U.S. migration 1972-2001. *Contemporary Economic Policy*, 24(2), 332-342.
- Ongun, T. (2001). *Yabancı sermaye ve dış borçlar*, İmaj Yayıncılık, Ankara.
- Ozawa, T. (1992). Foreign direct investment and economic development. *Transnational Corporations*, 1(1), 27-54.
- Pacheco-Lopez, P. (2005). Foreign direct investment, exports and imports in Mexico. *The World Economy*, 28(8), 1157-1172.
- Patterson, K. (2000). *An introduction to applied econometrics: A time series approach*. St. Martin's Press, Scholarly and Reference Division, 238-241.
- Perron, P. (1990). Testing for a unit root in a time series with a changing mean, *Journal of Business & Economic Statistics*, 8(2), 153-162.
- Philips, P.C.B. & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biomètrika*, 75 (2), 336-346.
- Pramadgani, M., Bissoodeal, R. & Driffield, N. (2007). *FDI, trade and growth, a casual link?* Economics and Strategy Group: Aston Business School.
- Pesaran, M., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Ruane, F. & Ugur A. (2005). Foreign direct investment and productivity spillovers in Irish manufacturing industry: Evidence from plant level panel data. *International Journal of the Economics of Business*, 12(1), 53- 66.
- Sun, H. (1996). Direct foreign investment and linkage effects: The experience of China. *Asian Economies*, 25(1), 5-28.
- Sun, H. (1998). Macroeconomic impact of direct foreign investment in China: 1979 -1996. *The World Economy*, 21(5), 675-694.
- Sun, H. (2001). Foreign direct investment and regional export performance in China. *Journal Of Regional Science*, 41(2).
- Şen, A., & Karagöz, M. (2005). Türkiye'deki doğrudan yabancı sermaye yatırımlarının büyüme ve ihracata etkisi. *Sosyal Siyaset Konferansı Dergisi*, 50.
- Tarı, R. (2008). *Ekonometri*, 8. Baskı, Avcı Ofset, İstanbul.
- Türkiye İhracatçılar Meclisi. (2008). *2023 Strateji raporu*.
- TÜİK Haber Bülteni (2011, Mart). *Dış ticaret istatistikleri*.
- Wang, C., Buckley, P. J. & Clegg, J. (2002). The impact of foreign direct investment on chinese export performance. 28th Annual Conference of European International Business Academy, Athens, Greece.
- Yılmaz, M. (2010). Doğrudan yabancı yatırımlar, dış ticaret ve ekonomik büyüme ilişkisi: Türkiye üzerine bir deneme. *Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 8(1), 241-260.

- Zhang, K.H., & Song, S. (2000). Promoting exports: The role of inward fdi in China. *China Economic Review*, 11, 385-396.
- Zhang, Q., & Felmingham, B. (2001). The relationship between inward direct foreign investment and China's provincial export trade. School of Economics, University of Tasmania.
- Zhang, K. H. (2005). How does FDI affect a host country's export performance? The case of China. International Conference of WTO, China and the Asian Economies, III. Xi'an, 25-26 June, China.