

Yabancı Doğrudan Yatırımların Türkiye'deki İşsizliğe Etkisi: Sınır Testi Yaklaşımı¹

The Effect of Foreign Direct Investment on the Unemployment in Turkey: A Bounds Testing Approach

Osman PEKER¹, İsmet GÖÇER²

ÖZET

Bu çalışmada, yabancı doğrudan yatırımların (YDY) Türkiye'de işsizlik üzerindeki etkisi, 2000:Q1–2009:Q4 dönemi verileri kullanılarak; sınır testi yaklaşımıyla araştırılmıştır. Çalışmanın ampirik bulgularına göre, uzun dönemde YDY ile işsizlik arasında istatistiki açıdan anlamlı bir ilişki çıkmamıştır. Kısa dönem analizinde ise, YDY'nin işsizliği, cari dönemde arttırmasına rağmen, iki dönem sonra azalttığı bulgusu tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Türkiye, yabancı doğrudan yatırımlar, işsizlik.

ABSTRACT

In this survey, the effect of foreign direct investment (FDI) on the unemployment in Turkey has been studied by a bounds testing approach using the data between 2000:Q1–2009:Q4. According to empirical findings of the survey, in the long term the effect of FDI on unemployment is not statistically significant. In the short term analysis although FDI increase unemployment in the current period, evidence is found to decrease after two periods.

Key Words: Turkey, foreign direct investment, unemployment.

1. GİRİŞ

İktisat literatüründe yabancı doğrudan yatırımların (YDY) ülkeler açısından çok sayıda potansiyel etkilere sahip olduğu ileri sürülmektedir (Javorcik, 2004; Sun 1996; Sun, 1998; Jayaraman, 1998; Borensztein, Gregoria ve Lee, 1998; Barelli ve Pain, 1997). Burada, YDY'nin genellikle yeni teknolojiler getireceği, yönetim tekniklerini geliştireceği, ulusal sanayide rekabet ve verimlilik artışı sağlayacağı, düşük maliyetli ve yüksek kaliteli ürün miktarını artıracığı, mal, hizmet ve bilgi ticaretini kolaylaştıracağı, ihracat performansını etkileyeceği, ekonomik büyümeye ivme kazandıracığı ve dolayısıyla istihdama olumlu bir katkıda bulunacağı düşüncesi ileri sürülmektedir. YDY'ye bu bakış açısı 1990'lı yıllarda küreselleşme ile birlikte daha da güçlenmiştir. Bu tarihten itibaren ülkeler daha fazla YDY çekebilmek için birtakım cazip olanaklar sunma davranışına girmiştir. Örneğin, muafiyetler, yasal güvenceler, tekel hakları, alt yapı yatırımları ve benzeri uygulamalar ilk akla gelenler arasındadır.

Portföy yatırımları dışında kalan yatırılabilir kaynakların kişi ve kuruluşlar tarafından bir başka ülkeye taşınması biçiminde tanımlanan YDY, bir veya birden fazla uluslararası yatırımcının tamamına sahip olarak veya yerli bir veya birden fazla firma ile ortaklık halinde gerçekleştirdiği yatırımlardır. YDY, 1970 ve 1980'li yıllarda daha çok gelişmiş ülkeler arasında gerçekleşmiştir. 1990'lı yıllarda ise gelişmekte olan ülkelere gitmesi teşvik edilmiştir. Bunun temel nedenlerinin başında gelişmekte olan ülkelerin yaşadığı borç krizi gelmektedir. Sonuçta, 1990'ların başında gelişmekte olan ülke-

lerin toplam yatırım hacmi içindeki payı %20'den az iken; bu oran, 1990'ların ortalarına doğru %40'lar seviyesine yükselmiştir (DPT, 2000: 1, 2).

Türkiye'de YDY'nin ekonomi açısından önemli olduğu düşüncesi çok eskilere dayanmaktadır. 1923 yılında toplanan İzmir İktisat Kongresi'nin açış konuşmasında Atatürk, yabancı sermaye konusunda şöyle demektedir: "İktisat sahasında düşünürken ve konuşurken zannolunmasın ki biz yabancı sermayesine hasım bulunuyoruz. Hayır, bizim memleketimiz geniştir. Çok emek ve sermayeye ihtiyacımız vardır. Binaenaleyh kanunlarımıza uymak, saygı göstermek şartıyla yabancı sermayelerine lâzım gelen teminatı vermeye her zaman hazırız ve şayarı arzudur ki, yabancı sermayesi bizim emeğimize ve serveti sabitimize katılsın. Bizim için ve onlar için faydalı neticeler versin; fakat eskisi gibi değil!"

1954 yılında 6224 sayılı Kanun ile dönemin en liberal Yabancı Sermaye Kanununu yürürlüğe koyan Türkiye, 1980'li yıllarda yeni ekonomik modellerle birlikte başlattığı liberalizasyon politikaları ve kambiyo mevzuatı değişiklikleriyle yabancı sermayeyi desteklemiştir (DPT, 2000: 8). Bu destek, 1990'lı yıllarda dışa açılma politikaları, Avrupa Birliği (AB) üyelik çalışmaları ve gümrük birliği süreciyle daha da güçlendirilmiştir. 2003 yılından sonra ise AB adaylığının resmîyet kazanmasıyla birlikte Türkiye, yabancı yatırımcılar açısından, daha güvenilir bir ülke durumuna gelmiş ve 2003 yılında kabul edilen kanunla YDY, yeni bir çerçeveye oturtulmuştur.² Bütün bu gelişmelere paralel olarak, Türkiye'ye giren YDY miktarı hızla artmaya başlamıştır. 1984 yılında sadece 113

¹Yrd. Doç. Dr., Adnan Menderes Üniversitesi, Nazilli İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İktisat Bölümü, ottopeker@yahoo.com

²Doktora Öğrencisi, Adnan Menderes Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalı, igocer@adu.edu.tr

milyon dolar olan YDY miktarı, 2007 yılında 22 milyar doları aşmıştır.

Bu çalışmada; Türkiye'de YDY'nin işsizlik üzerindeki etkisi; Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı ile 2000:Q1–2009:Q4 dönemi verileri kullanılarak araştırılmıştır. Beklentimiz YDY'nin işsizliği azaltacağı yönündedir. Çalışmanın bundan sonraki kısmı, dört bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde, YDY ile işsizlik arasındaki ilişkiyi araştırılan ampirik çalışmaların özeti verilmiş; üçüncü bölümde, değişken ve yöntem tanımı yapılmış; dördüncü bölümde ekonometrik bulgular analiz edilmiş; son bölümünde ise sonuç ve değerlendirme kısmı yer almıştır.

2. LİTERATÜR

YDY'nin işsizlik üzerindeki etkisini araştıran çalışmalarda genellikle olumlu bir etkinin olduğu yönünde bulgulara ulaşılmıştır. Andersen ve Hainaut (1998), OECD ülkeleri için, yabancı doğrudan sermaye yatırımlarıyla istihdam arasındaki ilişkiyi, panel regresyon yöntemi ile kaynak ülke açısından incelemiş ve YDY'nin işsizliği azalttığına ilişkin zayıf bulgular elde etmiştir. Hunya ve Geishecker (2005) çalışmasında, AB'ye üye olan Doğu Avrupa Ülkelerinde YDY'nin nitelikli işgücünde daha fazla istihdam artırıcı etkisi olduğunu tespit etmiştir. Jayaraman ve Singh (2007), Fiji ekonomisinde, YDY, gayri safi yurt içi hâsıla (GSYİH) ve istihdam arasındaki uzun dönem ilişkisini incelemiştir. Elde edilen ampirik kanıtlara göre, istihdam, YDY ve GSYİH'den olumlu yönde etkilenmiştir. Fung, Zeng ve Zhu (1999), YDY'nin kent işsizliği, emek geliri ve ulusal refah üzerindeki etkisini araştırmıştır. Bu çalışmada, YDY'nin ekonominin dinamiğini ve ulusal refahı ya pozitif yönde ya da negatif yönde etkileyebileceğine işaret edilmiştir. Zhao (1998), YDY'nin istihdam ve ücretler üzerindeki etkisini araştırdığı çalışmada, YDY'nin sendikaya bağlı olarak çalışanların ücret gelirlerini azalttığı; bununla birlikte, sendikaların ücretlerden çok, istihdamı öncelendiği durumda, YDY'nin sendikalı çalışanların istihdamını olumsuz yönde etkilediği bulgusunu elde etmiştir. Barros ve Cabrol (2000), YDY çekmek için ülkeler arasında bir rekabetin olduğunu ve ülkelerin yüksek işsizliğe sahip olmasının YDY açısından daha çekici bir durum teşkil ettiğini dile getirmiştir.

Vergil ve Ayaş'ın (2009) Türkiye ile ilgili yaptığı çalışmada, YDY'nin istihdam üzerindeki etkisi dört sektör bazında, panel eş-bütünleşme yöntemiyle analiz edilmiştir. Elde edilen bulgulara göre, Türkiye'ye son dönemde gelen YDY'nin çoğunlukla şirket evliliği ve şirket satın alımı şeklinde olduğu için istihdam olumsuz bir şekilde etkilenmiştir. Karagöz (2007) ise, Türkiye'de YDY ile istihdam arasındaki ilişkiyi zaman serileri yöntemleriyle araştırmış ve YDY ile istihdam arasında anlamlı bir etkileşim bulunmadığı sonucunu elde etmiştir. Aktar ve Öztürk (2009) ise, vektör otoregresif yön-

temini kullanarak yaptığı çalışmada, YDY'nin işsizliği azaltmada herhangi bir katkısının olmadığı bulgusuna ulaşmıştır.

3. VERİLER VE YÖNTEM

2000:Q1–2009:Q4 dönemini kapsayan bu çalışmada, toplam üç değişken kullanılmıştır. Değişkenler için kullanılan harf sembollerinde, *unemp* işsizlik oranını, *g* ulusal geliri (1998=100), *fdi* ise yabancı doğrudan yatırımları göstermektedir. *Unemp* ve *g* yüzde değişim biçiminde, *fdi* ise logaritmik dönüşümü yapıldıktan sonra analize alınmıştır. Bunun dışında, *fdi*, dolar kuruyla verildiğinden Türk Lirası dönüşümü yapıldıktan sonra logaritması alınmıştır. İşsizlik verileri Türkiye İstatistik Kurumu web sayfasından (<http://www.tuik.gov.tr>), diğer değişkenler ise Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (<http://evds.tcmb.gov.tr/>) temin edilmiştir.

Bu çalışmada, YDY'nin işsizlik üzerindeki etkisini araştırmak amacıyla, Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır. Bu yaklaşım, Engle-Granger (1987), Johansen (1988) ve Johansen-Juselius (1990) tarafından geliştirilen eş-bütünleşme yöntemleriyle karşılaştırıldığında, daha kullanışlı olduğu kabul edilmektedir. Söz konusu yöntemlerde analize dâhil edilen serilerin düzeyde birim kökünün olması ve farkı alındığında aynı dereceden bütünleşmeleri gerekmektedir. Dolayısıyla serilerden biri ya da bir kısmı düzeyde durağan ise eş-bütünleşme ilişkisi araştırılmaz. Oysa sınır testi yaklaşımında böyle bir kısıtlama yoktur. Serilerin durağanlık düzeyleri farklı olsa da, eş-bütünleşme ilişkisinin varlığı test edilebilmektedir. Bununla birlikte, sınır testi yaklaşımının diğer bir avantajı ise düşük sayıda gözlem içeren verilerle de model tahminin olanaklı olmasıdır (Narayan ve Narayan, 2004: 25).

4. ANALİZ VE AMPİRİK BULGULAR

Analize başlamadan önce çalışmada kullanılan değişkenlere ilişkin bazı test ve işlemler yapılmıştır. Öncelikle mevsimsel etkilere sahip olduğu anlaşılan *unemp* ve *g* serileri Census Bureau's X11 yöntemi kullanılarak mevsimsel etkilerden arındırılmıştır. Daha sonra serilerin durağanlık dereceleri genişletilmiş Dickey Fuller (Augmented Dickey Fuller: ADF) ve Phillips-Perron testleriyle araştırılmış ve birim kök testi yapılmıştır.

4.1. 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 ol-

ması gerekir (Gujarati, 1999: 713). Durağan olmayan zaman serileriyle tahmin edilen modellerde düzmece regresyon sorunuyla karşılaşılması nedeniyle (Granger ve Newbold, 1974), elde edilen sonuçlar gerçek ilişkiyi yansıtmaz. Böyle bir durumda t ve F sınaması sonuçları geçerliliğini kaybeder. Dolayısıyla, durağan olmayan zaman serileriyle yapılan regresyon analizlerinin anlamlı olabilmesi ve gerçek ilişkileri yansıtılması, ancak bu zaman serileri arasında bir eş-bütünleşme ilişkisinin olmasıyla mümkün olmaktadır (Gujarati, 1999: 725, 726).

Bu çalışmada değişkenlerin durağanlık düzeyleri önce, Dickey-Fuller (1979) testi kullanılarak analiz edilmiş; daha sonra bu testin sonuçlarının karşılaştırılması amacıyla Phillips-Perron (1988) testi uygulanmıştır. Dickey-Fuller (DF) testi, üç regresyon denklemine dayalı olarak yapılmaktadır:

Yalın hali:

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

Sabit terimli:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + u \quad (2)$$

Sabit terimli ve trendli:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

Bu testlerin sonucunda DF istatistikleri MacKinnon 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 göstermektedir. Burada eğer hata terimi u_t içsel bağıntılı ise denklem (3) şu şekilde yeniden düzenlenmektedir:

$$\Delta Y = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + \beta_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (4)$$

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

ADF test sonuçlarının sunulduğu Tablo 1'e göre, %1 anlamlılıkta *unemp* ve *fdi* düzey değerinde durağan değilken; *g* serisi düzey değerinde durağan çıkmıştır. *unemp* ve *fdi* serisi birinci dereceden farkı alındığında durağan hale gelmiştir. Yani, *unemp* ve *fdi* serilerinin I(1), *g* serisinin ise I(0) olduğu tespit edilmiştir. ADF testi ile elde edilen bu sonuçların Tablo 1'den de izlenebileceği gibi, Phillips-Perron (PP) testiyle elde edilen sonuçlarla desteklenmiş görülmektedir.

Tablo 1: Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	ADF Test	Kritik Değerler		
		%1	%5	%10
<i>unemp</i>	-3.263[2]	-4.226	-3.536	-3.203
$\Delta unemp$	-3.546[3]	-2.632	-1.950	-1.611
<i>fdi</i>	-2.125[1]	-4.219	-3.533	-3.198
Δfdi	-10.279[0]	-2.627	-1.949	-1.611
<i>g</i>	-4.907[0]	-4.211	-3.529	-3.196
Değişkenler	PP Test	Kritik Değerler		
		%1	%5	%10
<i>unemp</i>	-2.003[2]	-4.211	-3.529	-3.196
$\Delta unemp$	-3.990[2]	-2.627	-1.949	-1.611
<i>fdi</i>	-3.668[4]	-4.211	-3.529	-3.196
Δfdi	-10.279[0]	-2.627	-1.949	-1.611
<i>g</i>	-4.947[2]	-3.610	-2.938	-2.607

Not: Δ sembolü, değişkenlerin birinci farkının alındığını belirtir. [] içindeki değerler; ADF testi için Akaike bilgi ölçütüne (Akaike information criterion: AIC) göre belirlenmiş optimal gecikme uzunluğunu, PP testi için Newey-West ölçütü kullanılarak tespit edilmiş band genişliğini gösterir. Hem düzey hem de farkı alınmış serilerde, hangi test biçiminin kullanılacağına serilerin grafiklerine bakılarak karar verilmiştir. Buna göre, düzey değerinde; *g* için sabit terimli regresyon denklemi, diğer değişkenler için sabit terim ve trendli regresyon denklemi; serilerin birinci farkı için ise, sabit terim ve trendin olmadığı regresyon denklemi kullanılmıştır.

4.2. Eş-Bütünleşme Testi

Birçok makroekonomik değişkenin düzey değerleri durağan değildir. Eğer seriler arasında bir eş-bütünleşme ilişkisi varsa, yani seriler uzun dönemde birlikte hareket ediyorlarsa, düzey değerleriyle yapılacak analizde, bir sahte regresyon problemiyle karşılaşılacaktır (Pesaran vd. 2001:290; Gujarati, 1999). Ancak, Uzun dönemde birlikte hareket eden değişkenlerin dinamik davranışları denge ilişkisinden bazı sapmalar gösterir (Enders, 1996:151). Bu, eş-bütünleşmiş değişkenlerin temel bir özelliği olup, kısa dönem dinamiği üzerinde belirleyici bir rol oynar. Bu süreçte ortaya çıkan dinamik model, hata düzeltme modeli olarak adlandırılır (Enders, 1995: 365).

Tablo 1'den görüleceği üzere, analizde kullanılacak serilerden *unemp* ve *fdi* serileri birinci farkı alındığında durağan, *g* serisi ise düzeyde durağan olduğu için bu serilerin eş-bütünleşme analizini Engle-Granger veya Johansen eş-bütünleşme yöntemleriyle yapmak mümkün değildir. Çünkü Engle-Granger ve Johansen eş-bütünleşme yöntemlerinde bütün serilerin düzeyde birim kökünün olması ve farkı alındığında aynı dereceden bütünleşmeleri gerekir. Fakat Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımında, durağanlık dereceleri farklı olsa da seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin test edilebilmesi olanağı vardır.

Sınır testi yaklaşımının uygulanması için önce kısıtlanmamış bir hata düzeltme modeli (unrestricted error correction model: UECM) kurulur. Bu modelin çalışmamıza uyarlanmış biçimi şu şekildedir:³

$$\Delta unemp_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta unemp_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta g_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} \Delta fdi_{t-i} + \alpha_4 unemp_{t-1} + \alpha_5 g_{t-1} + \alpha_6 fdi_{t-1} + u_t \quad (5)$$

burada, m ; optimum gecikme uzunluğunu, Δ fark operatörünü, u_t hata terimini, diğer harf kısaltmalarıyla verilenler ise, değişken tanımındaki anlamları ifade etmektedir. Bu çalışmada optimum gecikme uzunluğu Akaike bilgi ölçütü (Akaike information criterion: AIC) yardımıyla belirlenmiştir. Kamas ve Joyce'ye (1993) göre, testin sağlıklı sonuçlar vermesi için, optimum gecikme uzunluğundaki modelin hata terimleri arasında ardışık bağımlılığın olmaması gerekir. AIC'nin en küçük olduğu gecikme uzunluğunda ardışık bağımlılık sorunu çıktığında, bir büyük AIC değerinin olduğu gecikme uzunluğu, optimum gecikme uzunluğu olarak alınır. Gecikme uzunluğuna ilişkin yapılan testin sonuçları Tablo 2'de sunulmuştur. Maksimum gecikme uzunluğunun sekiz alındığı tabloda, sınır testi için optimum gecikme uzunluğunun iki olduğu tespit edilmiş ve bu gecikme uzunluğunda ardışık bağımlılığın olmadığı gözlemlenmiştir.

Geçikme uzunluğunun belirlenmesinden sonra, değişken-
Tablo 2: Sınır Testi İçin Gecikme Uzunluğu Sonuçları

m	AIC	LM Testi
1	1,36197	0,06
2*	1,36172	0,75
3	1,49600	0,19
4	1,65500	0,03
5	1,45400	0,02
6	1,46600	0,04
7	1,05800	0,00
8	-1,19800	0,00

ler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin test edilmesi sürecine geçilmiştir. Sınır testi yaklaşımda değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisi sıfır ($H_0: \alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6 = 0$) 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. Birinci durumda, eğer hesaplanan F istatistik değeri alt kritik değerden küçükse seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi olmadığına karar verilir. İkinci durumda, eğer hesaplanan F istatistik değeri alt ve üst kritik değer arasında kalıyorsa kesin bir yorum yapılamamakta, yani kararsız kalınmaktadır. Bu durumda alternatif eş-bütünleşme yöntemleri denenmelidir. Son olarak, eğer hesaplanan F istatistik değeri tablo üst kritik değerini aşıyorsa seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi olduğu kararına varılmaktadır. Buna göre, H_0 hipotezini sinamak için, hesaplanan F istatistik değeri Pesaran vd.'den

(2001) alınan kritik değerlerle Tablo 3'de karşılaştırılmıştır. Bu kritik değerler iki bağımsız değişken ve %1 anlamlılık düzeyi için verilmiştir.

Tabloda hesaplanan F istatistiğinin üst kritik değerden

Tablo 3: Sınır Testi Sonuçları

k	F Hesaplanan	Alt Sınır	Üst Sınır
2	8,40	5,15	6,36

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

yüksek olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 hipotezi reddedilmekte ve değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna varılmaktadır. Bu şekilde, eş-bütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edildiğinden dolayı, değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkilerinin araştırılması amacıyla gecikmesi dağıtılmış otoregresif (Autoregressive Distributed Lag: ARDL) modellerin tahmin edilmesi sürecine geçilmiştir.

4.2.1. Uzun Dönem ilişkisi

Uzun dönem ilişkisinin incelenmesi amacıyla kurulan ARDL modeli şu şekilde tanımlanmıştır:

$$unemp_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} unemp_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} g_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{3i} fdi_{t-i} + u_t \quad (6)$$

burada m , n ve p gecikme uzunlukları olup, AIC kullanılarak belirlenmektedir. Bu işlem, Kamas ve Joyce'un (1993) nedensellik analizlerinde gecikme uzunluğunun belirlenmesi için önerdiği yöntemle yapılmıştır. Buna göre, ilk önce, bağımlı değişkenin kendi gecikmeli değerlerine göre regresyonu yapılmış ve en küçük AIC değerini veren, içsel bağımsız modelin gecikme uzunluğu bulunmuştur. Daha sonra bağımlı değişkenin belirlenen gecikme uzunluğu sabit tutulup; birinci bağımsız değişkeninin olası tüm gecikmeleri ile regresyon modelleri oluşturulmuş ve en küçük AIC değeri dikkate alınarak bu bağımsız değişkenin gecikme sayısı belirlenmiştir. Benzer işlemler diğer bağımsız değişken için de tekrarlanarak optimum gecikme sayısı elde edilmiştir. Bu işlemlere ilişkin testin sonuçları Tablo 4'de sunulmuş ve buna göre uzun dönem ARDL (6,3,2) modeli belirlenmiştir.

Tablo 5'de uzun dönem ARDL (6,3,2) modelinin tahmin sonuçları ve bu sonuçlara dayanılarak hesaplanan uzun dönem katsayıları yer almaktadır. Uzun dönem katsayıları, bağımsız değişkenlerin katsayısının ya da katsayılarının (örneğin bir gecikme varsa hem kendi değerinin hem de gecikmeli değerinin) toplamının, bağımlı değişkenin katsayılarının toplamının 1'den farkına bölünmesiyle hesaplanmıştır (Johnston ve Dinardo, 1997: 245). Modelin tanısal test sonuçları, tahminin başarılı olduğunu göstermektedir. Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık testi, White değişen varyans testi, Jarque-Bera normallik testi ve Ramsey regresyonda model kurma hatası

Tablo 4: Uzun Dönem Sınır Testi İçin Gecikme Uzunluğunun Tespiti

m (unemp)	AIC	LM Testi	p (fdi)	AIC	LM Testi
0	-	-	0	1,475	0,54
1	1,982	0,00	1	1,357	0,11
2	1,870	0,11	2*	1,212	0,55
3	1,843	0,35	3	1,254	0,33
4	1,889	0,19	4	1,292	0,25
5	1,859	0,89	5	1,342	0,33
6*	1,831	0,28	6	1,396	0,23
7	1,923	0,15	7	1,407	0,47
8	1,962	0,19	8	1,203	0,03
n (g)			n (g)		
0	1,649	0,15	5	1,527	0,59
1	1,505	0,24	6	1,579	0,82
2	1,465	0,38	7	1,621	0,98
3*	1,417	0,71	8	1,722	0,76
4	1,469	0,61			

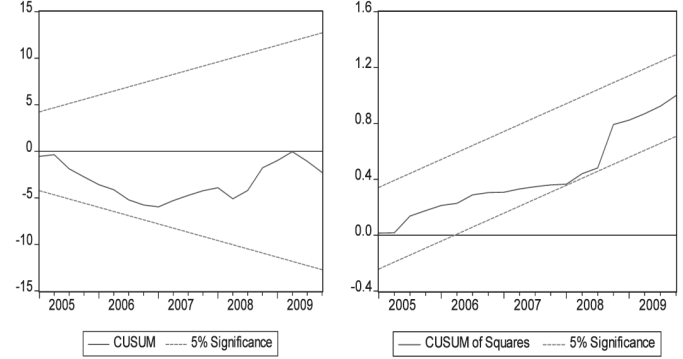
istatistiği kabul edilebilir düzeydedir. Ayrıca, Şekil 1'de gösterilen Cusum ve Cusum Q grafikleri de, regresyon katsayılarının istikrarlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 5'e göre, YDY, işsizliği teorik beklentilerle uyumlu bir şekilde negatif yönde etkilemiştir. Ancak istatistik açıdan yorumlanabilir bir büyüklük olmadığı için anlamsızdır. Ulusal gelirdeki değişimin işsizlik oranı üzerindeki etkisi oldukça büyük ve anlamlıdır. Ulusal gelirden meydana gelen %1'lik bir değişim, işsizliği % 1.93 oranında azaltmaktadır.

Tablo 5: ARDL (6,3,2) Modeli Tahmin Sonuçları ve Uzun Dönem Katsayıları

Değişkenler	Katsayı	t-istatistiği
<i>c</i>	4,07	3,52
<i>unemp</i> _{t-1}	0,81	4,42
<i>unemp</i> _{t-2}	0,14	0,54
<i>unemp</i> _{t-3}	-0,03	-0,14
<i>unemp</i> _{t-4}	-0,17	-0,77
<i>unemp</i> _{t-5}	0,14	0,64
<i>unemp</i> _{t-6}	-0,07	-0,48
<i>g</i> _t	-0,11	-3,52
<i>g</i> _{t-1}	-0,12	-3,56
<i>g</i> _{t-2}	-0,05	-1,45
<i>g</i> _{t-3}	-0,05	-1,39
<i>fdi</i> _t	0,48	2,35
<i>fdi</i> _{t-1}	-0,20	-0,90
<i>fdi</i> _{t-2}	-0,46	-2,12
Uzun Dönem Katsayıları		
<i>g</i>	-1,93	-2,33
<i>fdi</i>	-0,99	-0,97
<i>c</i>	22,34	2,33
Tanısal Testler		
R ² =0,94	χ ² _{BGAB} (2) = 0.60(0.555)	
$\bar{R}^2 = 0,91$	χ ² _{WDV} = 1.57(0.276)	
F ist. = 29,13(0,00)	χ ² _{JBN} = 0.51(0.773)	
DW = 2,24	χ ² _{RRMKH} (1) = 2.65(0.119)	

Not: Burada, χ²_{BGAB}, χ²_{WDV}, χ²_{JBN} ve χ²_{RRMKH} sırasıyla Breusch-Godfrey aradışık bağımlılık, White değişen varyans, Jarque-Bera normallik testi ve Ramsey regresyonda model kurma hatası istatistikleridir. Parantez içindeki değerler p-olasılık değerlerini göstermektedir.

Şekil 1: CUSUM ve CUSUMQ

4.2.2. Kısa Dönem İlişkisi

Değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisi, yine sınır testi yaklaşımına dayalı ARDL hata düzeltme modeli ile araştırılmıştır. Buna göre modelin çalışmamıza uyarlanmış biçimi şu şekildedir:

$$\Delta unemp_t = \alpha_0 + \alpha_1 ec_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} \Delta unemp_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} \Delta g_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{4i} \Delta fdi_{t-i} + u_t \quad (7)$$

burada ec_{t-1} terimi, hata düzeltme terimi olup; uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmesini temsil etmektedir. Bu değişkenin katsayısı, kısa dönemdeki sapmaların ne kadarının bir dönem sonra düzeleceğini belirtir. Bu katsayının işaretinin negatif olması, kısa dönemde, seriler arasında meydana gelen sapmaların uzun dönem denge değerine yaklaşacağını; pozitif olması durumunda ise serilerin uzun dönem denge değerinden uzaklaşacağını gösterir.

Bu modelde değişkenlerin gecikme uzunlukları belirlenirken, uzun dönem ARDL modelinin belirlenmesinde uygulanan işlem tekrar edilmiştir. Kısa dönem sınır testi için gecikme uzunluklarını gösteren sonuçlar Tablo 6'da sunulmuş ve buna göre kısa dönem ARDL (1,3,2) modeli belirlenmiştir.

Tablo 6: Kısa Dönem Sınır Testi İçin Gecikme Uzunluğunun Tespiti

m (unemp)	AIC	LM Testi	p (fdi)	AIC	LM Testi
-	-	-	0	1,178	0,73
1*	1,676	0,73	1	1,242	0,67
2	1,695	0,88	2*	0,898	0,42
3	1,750	0,50	3	0,960	0,64
4	1,683	0,30	4	0,903	0,81
5	1,717	0,73	5	0,953	0,23
6	1,770	0,66	6	0,959	0,24
7	1,798	0,53	7	0,655	0,74
8	1,351	0,47	8	0,893	0,00
n (g)			n(g)		
0	1,368	0,99	5	1,265	0,59
1	1,278	0,95	6	1,280	0,05
2	1,333	0,59	7	1,344	0,07
3*	1,163	0,67	8	1,317	0,53
4	1,225	0,86			

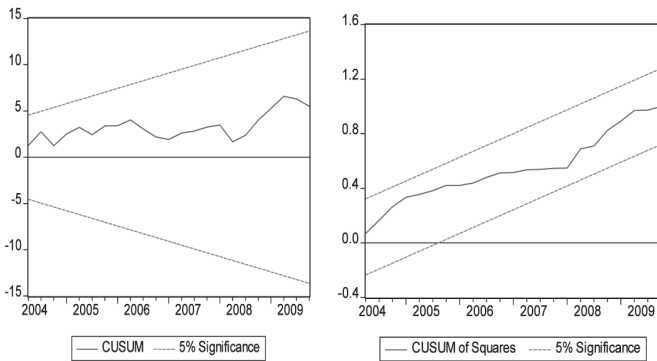
Tablo 7'de kısa dönem ARDL (1,3,2) modelinin tahmin sonuçları verilmiştir. Modelin tanısal test sonuçları, tahminin başarılı olduğunu göstermektedir. Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık testi, White değişen varyans testi, Jarque-Bera normallik testi ve Ramsey regresyonda model kurma hatası istatistikleri kabul edilebilir düzeydedir. Bununla birlikte, Şekil 2'de gösterilen Cusum ve Cusum Q grafikleri de, regresyon katsayılarının istikrarlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 7: Kısa Dönem ARDL (1,3,2) Modeli Tahmin Sonuçları

Değişken	Katsayı	t-istatistiği
<i>c</i>	0,006	0,08
$\Delta unemp_{t-1}$	0,84	5,66
Δg_t	-0,10	-3,69
Δg_{t-1}	-0,12	-4,27
Δg_{t-2}	-0,07	-2,76
Δg_{t-3}	-0,05	-2,33
Δfdi_t	0,53	2,75
Δfdi_{t-1}	-0,24	-1,21
Δfdi_{t-2}	-0,35	-1,99
ec_{t-1}	-1,18	-5,66
Tanısal Testler		
$R^2=0,73$	$\chi^2_{BGAB}(2)=0,38(0,682)$	
$\bar{R}^2=0,62$	$\chi^2_{WDV}=0,37(0,973)$	
DW=2,14	$\chi^2_{JBN}=0,21(0,897)$	
F=6,96(0,00)	$\chi^2_{RRMKH}(1)=0,008(0,926)$	

Not: Burada, χ^2_{BGAB} , χ^2_{WDV} , χ^2_{JBN} ve χ^2_{RRMKH} sırasıyla Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, White değişen varyans, Jarque-Bera normallik testi ve Ramsey regresyonda model kurma hatası istatistikleridir. Parantez içindeki değerler p-olasılık değerlerini göstermektedir.

Şekil 2: CUSUM ve CUSUMQ



Tablo 7'deki kısa dönem sonuçlarına göre, ulusal gelirin işsizlik üzerindeki etkisi, hem cari, hem de gecikmeli dönemlerin tümünde, %5 önemlilik düzeyinde, istatistikî olarak anlamlıdır. Katsayıların işareti kuramsal beklentilerle uyumlu bir şekilde negatiftir. Bu sonuç, Türkiye ekonomisinde işsizliğin ulusal gelirdeki değişimlere karşı çok duyarlı olduğunu tespit edilmesi bakımından önemlidir. Yabancı doğrudan yatırımlar kısa dönemde, uzun dönemin aksine, cari dönem ve iki gecikmeli dönemde işsizliği %5 önemli-

lik düzeyinde anlamlı bir şekilde etkilemiştir. Cari dönemde yabancı doğrudan yatırımlardaki %1'lik bir değişim, işsizliği %0.53 oranında artırırken; iki gecikmeli dönemde %0.35 oranında azaltmaktadır. Hata düzeltme teriminin katsayısı istatistikî açıdan anlamlı ve beklenildiği gibi negatiftir. Söz konusu terimin katsayısı (-1.18) mutlak değer olarak birden büyüktür. Bu durumda, Narayan ve Smyth'e (2006) göre, model dalgalı bir şekilde uzun dönem denge düzeyine yakınsar. Dolayısıyla 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.

5. SONUÇ

Bu çalışmada, Türkiye'de YDY'nin işsizlik üzerindeki etkisi 2000:Q1–2009:Q4 dönemi verileri kullanılarak araştırılmıştır. Çalışmada *g* serisi I(0), *unemp* ve *fdi* serileri ise I(1) olduğu için analiz, Pesaran vd.'nin (2001) geliştirmiş olduğu sınır testi yaklaşımıyla yapılmıştır. Analizde söz konusu edilen değişkenler arasında eş-bütünleşmenin varlığına ilişkin bulgular elde edilmiş ve buna dayanarak uzun ve kısa dönem ARDL modelleri oluşturulmuştur.

Elde edilen ampirik kanıtlara göre, uzun dönemde, YDY ile işsizlik arasında istatistikî bakımdan anlamlı bir ilişki bulunmamıştır. Yani YDY'nin Türkiye'deki işsizliğin azaltılması bakımından herhangi bir katkısı yoktur. Dolayısıyla bu sonuç, teorik beklentilerimizi doğrulayan bir sonuç değildir.

Kısa dönem analizinde ise, cari dönem ve iki gecikmeli dönemde YDY ile işsizlik arasında anlamlı bir ilişki olduğu tespit edilmiştir. Bu sonucun ortaya çıkmasında, özelleştirmelerle gelen yabancı yatırımların, öncelikle başlangıç döneminde aşırı istihdamı azaltıcı politikaları uygulamalarının, sonraki dönemlerde ise ekonomik konjoktüre bağlı olarak yeni eleman istihdam etmelerinin etkili olduğu düşünülmektedir.

SON NOTLAR

1. Bu çalışma, 24-25 Eylül 2009 tarihinde İzmir’de düzenlenen 2. Yönetim ve Ekonomi Bilimleri Konferansı’nda (YEBKO) “*ekonomi bilimleri alanında en iyi bildiri ödülü*” almış çalışmanın, yeniden gözden geçirilmiş ve düzeltilmiş metnidir.
2. 17 Haziran 2003 tarih ve 25141 sayılı Resmi Gazetede yayımlanarak yürürlüğe giren 5 Haziran 2003 tarih ve 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.
3. Kısıtlanmamış hata düzeltme modeli kurulurken değişkenlerin hangi sırayla analizde yer alacağı iktisat teorisine göre belirlenmiştir. Bu, Granger nedensellik testine göre de yapılabilirdi. Ancak Granger nedensellik testi seçilecek gecikme uzunluklarına karşı hassas olduğundan yanıtıcı sonuçlar verebilmektedir. İşsizlik birçok makroekonomik değişkene bağlı olarak ortaya çıktığı için bağımlı değişken olarak kabul edilmiştir. Gayri safi yurtiçi hasıla ve yabancı doğrudan yatırımlar açıklayıcı değişken olarak alınmıştır. Yabancı doğrudan yatırımlar büyük ölçüde dışsal faktörlerin etkisi altında olduğu için regresyon denkleminde en sonda yer almıştır.

KAYNAKLAR

- Aktar, I. ve Öztürk, L. (2009): “Can Unemployment be Cured by Economic Growth and Foreign Direct Investment in TURKEY?”, *International Research Journal of Finance and Economics*, 27: 203-211.
- Anderson, P. ve Hainaut, P. (1998): “Foreign Direct Investment and Employment in the Industrial Countries”, BIS Working Paper, No. 61.
- Barrell, R ve Pain, N. (1997): “Foreign Direct Investment, Technological Change, and Economic Growth Within Europe”, *The Economic Journal*, 107(445): 1770-1786.
- Barros, P. P ve Cabrol, L. M. (2000): “Competing For Foreign Direct Investment”, *Review of International Economics*, 8(2): 360-371.
- Borensztein, E., Gregoria, J. D. ve Lee, J. W. (1998): “How does foreign direct investment affect economic growth?”, *Journal of International Economics*, 45(1): 115-138.
- Dickey, D. Ve 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.
- DPT. (2001): Sekizinci Beş Yıllık Kalkınma Planı, Doğrudan Yabancı Sermaye Yatırımları Özel İhtisas Komisyonu Raporu: 532, Ankara.
- Enders, W. (1995): *Applied Econometric Time Series*, 1 rd edition, Wiley, New York.
- Enders, W. (1996): *Rats Handbook for Econometric Time Series*, John Wiley and Song Inc.
- Engle, R. ve Granger, C. W. J. (1987): “Co-Integration and Error Correction: Representation, estimation and Testing”, *Econometrica*, 55(2): 251 – 276.
- Fung, M. K., Zeng, J. ve Zhu, L. (1999): “Foreign Capital, Urban Unemployment, and Economic Growth”, *Review of International Economics*, 7(4): 651- 664.
- Granger, C. W. J. ve 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, 3 rd edition, İstanbul.
- Hunya, G. ve Geishecker, I. (2005): “Effects of Foreign Direct Investment in Central and Eastern Europe”, Research Reports, No. 321.
- 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.
- 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(3-4): 29-44.
- Jayaraman, T. K. ve Singh, B. (2007): “Impact of Foreign Direct Investment on Employment in Pacific Island Countries: An Empirical Study of Fiji”, Asia-Pacific Research and Training Network on Trade Working Paper Series, No. 35.
- Johansen, S. ve 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.
- Johansen, S. (1988): “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamic and Control* (12), 231-254.
- Johnston, J. ve Dinardo, J. (1997): *Econometric Methods*, Fourth Edition, McGraw-Hill Companies, United States.
- Kamas, L. ve 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.
- Karagöz, K. (2007): “Doğrudan Yabancı Yatırımların İstihdama Etkisi: Türkiye Örneği”, 8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi, Malatya.
- Narayan, P. and Narayan, S. (2004): “Estimating Income and Price Elasticities of Imports for Fiji in a Cointegration Framework”, *Economic Modelling*, 22: 423-438.
- Narayan, P. ve 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): 332-42.
- Philips, P.C.B. ve Perron, P. (1988): “Testing For a Unit Root in Time Series Regression”, *BiométriKa*, 75 (2): 336-346.
- Pesaran, M., Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001): “Bounds Testing Approaches

- to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, 16: 289-326.
- 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.
- TCMB (2009): <http://evds.tcmb.gov.tr/> (24.10.2009).
- TÜİK(2009): http://www.tuik.gov.tr/VeriBilgi.do?tb_id=25&ust_id=8 (24.10.2009).
- Vergil, H. ve Ayaş, N. (2009): “Doğrudan Yabancı Yatırımlarının İstihdam Üzerindeki Etkileri: Türkiye Örneği”, *İktisat İşletme ve Finans Dergisi*, 275: 89-114.
- Zhao, L. (1998): “The impact of Foreign Direct Investment on Wages and Employment”, *Oxford Economic Papers*, 50: 284-301.