

Paper prepared for the
EY International Congress on Economics II
"EUROPE AND GLOBAL ECONOMIC REBALANCING"
Ankara, November 5-6, 2015



Okun Kanununun Geçerliliğinin OECD Ülkeleri İçin Test Edilmesi

[Testing the Validity of Okun's Law for the OECD Countries]

İŞİK, H. B.¹, KILINÇ, E. C.² ve KILINÇ ŞAHBAZ, N.³

¹ Kırıkkale Üniversitesi/İktisat Bölümü/Kırıkkale, Türkiye

² Kırıkkale Üniversitesi/Ekonometri Bölümü/Kırıkkale, Türkiye

³ Kırıkkale Üniversitesi/İktisat Bölümü/Kırıkkale, Türkiye

Corresponding author: 1

bayram.haci@gmail.com

Okun Kanununun Geçerliliğinin OECD Ülkeleri İçin Test Edilmesi

IŞIK, H. B.¹, KILINÇ, E. C.² ve KILINÇ ŞAHBAZ, N.

Özet

Arthur Okun tarafından 1962 yılında Amerikan ekonomisi üzerine yapılan çalışma sonucu geliştirilen Okun Kanunu en basit haliyle, çıktı açığı (output gap) ve işsizlik (unemployment) arasındaki negatif ilişkiyi göstermektedir. Okun Kanunu, birçok araştırmacının ilgisini çekmiş, yapılan uygulamalı çalışmalarda işsizliğin yanısıra; emek verimliliği, çalışma saatleri, teknoloji ve sermaye gibi değişkenler de kullanılmıştır. Bu çalışmada, OECD ülkelerinde çıktı açığı ile işsizlik oranı arasındaki ilişki, 1990-2014 dönemi için dinamik panel veri yöntemleri kullanılarak test edilmiştir. Bulgular, Okun Katsayısı'nın OECD ülkeler için geçerli olduğunu göstermiştir. Ayrıca, çıktı düzeyi ile işsizlik arasında iki yönlü bir ilişki olduğu görülmüştür.

Anahtar Kelimeler: OkunKanunu, İşsizlik, Büyüme, Dinamik Panel Veri.

JEL Sınıflaması: E24, O40, C23.

Testing the Validity of Okun's Law for the OECD Countries

Abstract

Okun's Law, developed by Arthur Okun in 1962 after his study on the USA Economy, in its simplest form represents the negative correlation between output gap and unemployment. Okun's Law has attracted the attention of many researchers, and in applied studies, other than unemployment, variables such as labor efficiency, working hours, technology and capital were used, as well. In this study, the relationship between the output gap and the unemployment rate in OECD countries was tested by using the method of dynamic panel data for the period of 1990-2014. Findings show that Okun's coefficient is valid for OECD countries. Also there is a two-way relationship between the output level and unemployment.

Keywords: Okun's Law, Unemployment, Growth, Dynamic Panel Data.

JEL Classification: E24, O40, C23.

1. GİRİŞ

Makroekonominin ele aldığı temel sorunlar arasında yer alan işsizlik, toplumu ekonomik, sosyolojik ve psikolojik açıdan olumsuz yönde etkilemektedir. İşsizlik özellikle kriz dönemlerinin en önemli sosyal maliyetlerinden birisidir. Küresel Krizin başlangıç yılı olarak kabul edilen 2008 yılında OECD bölgesinde işsizlik oranları yaklaşık %5.9 iken, krizin daha da derinleştiği 2009 yılında %9.1 düzeylerine çıkmıştır. Bu tabloya benzer bir şekilde Türkiye’de işsizlik oranları 2008 yılında %10 düzeylerinde seyrederken, 2009 %13 seviyelerine yükselmiştir.

Arthur M. Okun (1962) tarafından geliştirilen Okun Kanunu en basit haliyle, çıktı düzeyi ile işsizlik arasındaki negatif ilişkiyi gösterir. Okun Kanunun üç temel özelliği olduğu ifade edilebilir. Bunlardan birincisi, Phillips eğrisi ile birlikte toplam arz eğrisinin türetilmesine katkıda bulunur. İkincisi, çıktı açığını hesaplayarak ve emek piyasasındaki değişimlerin çıktı üzerindeki etkilerini tahmin ederek yapısal ve istikrar politikalar için kabul edilebilir bir ampirik kuraldır. Son olarak Okun katsayısı temel makroekonomik göstergelerdeki gelişmeleri tahmin etme noktasında önemli bir unsurdur. Okun Kanunun literatürde birçok çalışmanın araştırma konusu olmuş, bu çalışmalarda işsizlik oranlardaki artışların büyüme üzerindeki etkinin yönü ve derecesi test edilmiştir. Bu çalışmada ise OECD ülkelerinde 1990-2014 döneminde Okun Kanunu’nun geçerliliğinin test edilmesi amaçlanmıştır. Çalışma altı bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünün ardından ikinci bölümde literatür özetlenmiş, ardından Okun Kanunu ile ilgili kavramsal çerçeveye ve bu kanunun formülasyonuna yer verilmiştir. OECD ülkelerinde işsizlik ve büyüme oranlarının gelişiminin verildiği dördüncü bölümü takiben, analizde kullanılan; veri seti, yöntem ve bulgular hakkında bilgilere yer ayrılmıştır. Çalışma sonuç ve genel bir değerlendirme ile tamamlanmıştır.

2. LİTERATÜR ÖZETİ

Literatürde Okun Yasasının geçerliliğini farklı yöntemlerle araştıran çok sayıda çalışma mevcuttur. Ancak panel veri yöntemlerini kullanan çalışma sayısı sınırlıdır. Tablo-1’de söz konusu çalışmalara yer verilmiştir.

Tablo 1: Literatür Özeti

Çalışma	Ülke ve Dönem	Yöntem	Analiz Sonuçları
Anderton vd., (2014)	17 Avrupa ülkesi, 1996Q1-2013Q4	Sabit Etkiler Modeli	Söz konusu ülkeler için, işsizliğin GSYH’nın harcama bileşenlerindeki hareketlere karşı duyarlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Eryiğit (2014)	28 Avrupa ülkesi ve Türkiye, 2001-2011 dönemi	Panel Eşbütünleşme, Panel Hata Düzeltme Modeli ve Ortalama Havuzlanmış Grup Tahmincisi	Kısa dönemde işsizlik oranındaki %1’lik artış, ekonomik büyümeyi %0.26 azaltırken, uzun dönemde %0.35 artırmıştır.
Tatoğlu (2011)	9 Avrupa ülkesi, 1977-2008 dönemi	Panel Eşbütünleşme ve Panel Hata Düzeltme Modeli	Okun Kanunu ülkeden ülkeye farklılıklar göstermektedir.

Lal vd., (2010)	Bazı Asya ülkeleri, 1980-2006 dönemi	Panel Eşbütünleşme , Panel Hata Düzeltme Modeli	Okun Yasasının gelişmekte olan Asya ülkelerinde geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.
Economou and Psarianos (2013)	19 Avrupa ülkesi, 2001-2011 dönemi	Panel Veri teknikleri ve Mundlak ayrıştırma modelleri	Çıktı büyümesinin kısa ve uzun vadede işsizlik üzerinde farklı etkileri söz konusudur. İşgücü piyasalarında koruma önlemleri fazla olan ülkelerde bu etki daha zayıftır.

3. OKUN KANUNU

3.1. Kavramsal Çerçeve

İşsizlik oranı ve Reel GSYH arasındaki ters ilişki iktisatçılar tarafından uzun zamandır bilinmektedir. Ancak Okun (1962), bu ilişkiyi istatistiki olarak formülize etmiştir. Okun Kanunu politika yapıcıların işsizliğin maliyetini ve ekonomik büyümenin katkısını ölçmek için kullandığı en yaygın araçlar arasında yer almaktadır. Son yıllarda yapılan çeşitli ampirik çalışmalar farklı ülkeler için Okun Yasasının geçerliliğini test etmişlerdir.

Herhangi bir makroekonomik model için Okun Kanunu önemli bir bileşendir. Çünkü Okun Kanunu ve Philips eğrisi bir araya getirilerek toplam arz eğrisi elde edilmektedir. Bu ilişki politika yapıcıların özel ilgi alanına girmektedir. Politika yapıcılar işsizliği bir puan düşürmek için çıktının ne kadar artması gerektiğiyle ilgilenmektedirler. Buna ek olarak enflasyonla mücadele politikasının etkinliği, işsizliğin hasıladaki değişmelere olan tepkisine bağlıdır (Ahmad vd., 2011: 293).

3.2. Okun Kanununun Formülasyonu

Literatürde Okun katsayısını tahmin etmek için açık modeli, fark modeli, dinamik modeli ve üretim fonksiyonu yaklaşımı olmak üzere dört model kullanılmaktadır. Yaygın olan yöntem ise fark modelidir ve bu model basit ve istatistiki hesaplamalara dayanmaktadır. Bu model, işsizlik oranı ve hasılanın potansiyel GSYH'deki sapması ile ilişkilidir (Izyumov-Vahaly, 2002: 320).

Çıktı ve işsizlik oranı değişkenleri uzun dönemdeki eğilimlerdeki sapmalar olarak ifade edilmektedir. Okun Kanununun test edilmesindeki standart gösterim şu şekildedir (Sögner-Stiassny, 2002: 1776):

$$\Delta u_t = a_0 + a_1 \Delta y_t + v_t \quad (1)$$

Yukarıda yer alan denklemdeki Δu_t ; işsizlik oranındaki yıllık değişimi, Δy_t ; $\log GDP_t$ 'deki yıllık değişimi, a_1 ; Okun katsayısını, v_t ise hata terimini göstermektedir. a_1 katsayısının, işsizlik oranı ve reel GSYH arasındaki ters yönlü ilişkiden dolayı negatif olması beklenmektedir.

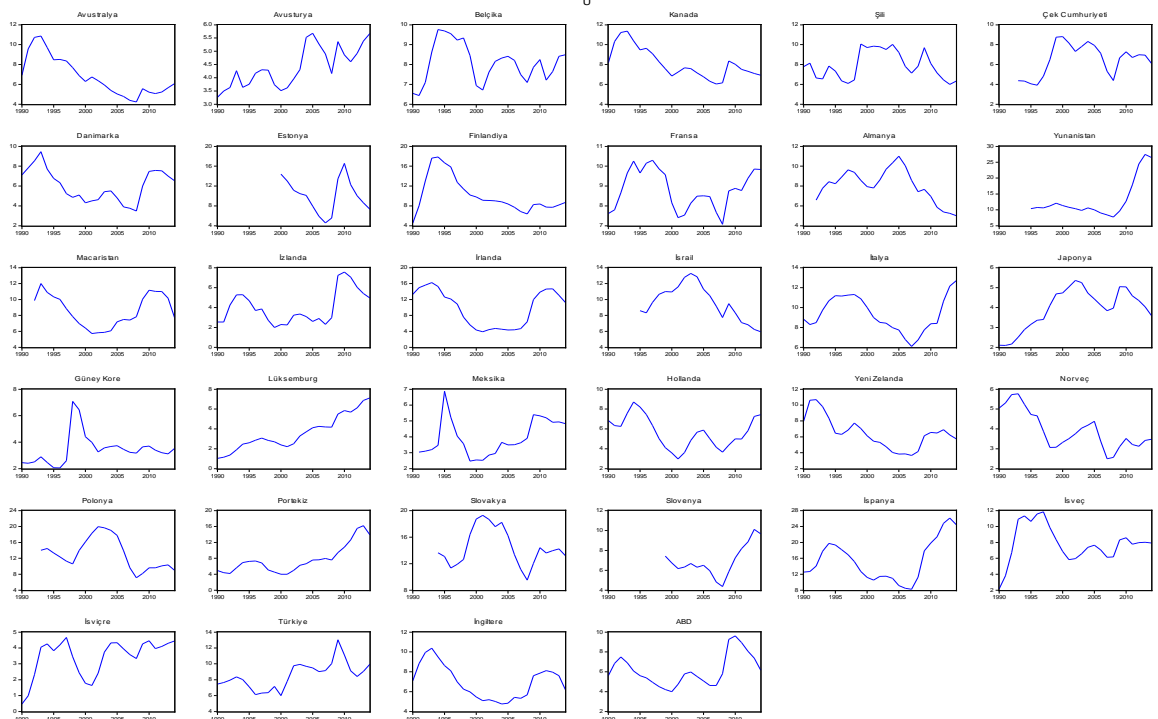
Okun katsayısı negatif olduğu zaman geçerlidir. ANCAK işsizliğin çıktıdaki değişmelere karşı tepki vermediği durumlarda Okun katsayısı istatistiki olarak anlamlı değildir.

Bu durum farklı şekillerde açıklanabilir. İlk olarak, eğer üretimdeki artış işgücündeki artıştan daha düşük olursa, işgücüne katılım oranındaki artış işsizliği artırma eğiliminde olacaktır. Bu durumda bölgesel politikalar işgücü hareketliliğini sübvansede etmektedir. İkincisi, işgücü piyasası esnekliği düşük olduğunda büyüme iş yaratmada başarısız olmaktadır. İşgücü piyasası katılımları (ağır vergi yükü ya da asgari ücret) ulusal mevzuat tarafından belirlenmektedir. Okun katsayısı çalışanların beceri düzeyleri ve işgücü verimliliğine bağlı olarak değişebilir. İşgücü verimliliğindeki artış, işsizlik oranında düşüş olmadan reel hasılanın büyümesi anlamına gelmektedir (Binet-Facchini, 2013: 422-423).

4. OECD ÜLKELERİNDE İŞSİZLİK VE BÜYÜME ORANLARININ GELİŞİMİ

Şekil 1’de OECD ülkelerinde işsizlik oranlarının 1990-2014 dönemindeki gelişimi yer almaktadır. İşsizlik oranlarının genel itibarıyla OECD ülkelerinde dalgalı bir seyir izlediği ifade edilebilir. Bu oranı ele alınan dönemde kayda değer bir düzeyde düşürmeyi başarabilen ülkeler; Avustralya, Finlandiya, Almanya, İsrail, Güney Kore, Yeni Zelanda, Norveç, Polonya, Slovakya ve İngiltere şeklinde sıralanabilir. Bu dönemde Türkiye’de ise işsizlik oranları yatay bir eğilim göstermiş, %9-%11 bandında seyretmiştir. 2008 Küresel Durgunluk döneminin bir devamı olarak Avrupa’da devam eden borç krizinin vurduğu başlıca ülkelerden; Portekiz, Yunanistan, İspanya ve İtalya’da işsizlik oranlarının özellikle 2008 sonrasında ivme kazanarak arttığı görülmektedir. Bu durum işsizlik ile büyüme oranlarının paralel eğilim gösterdiğini ortaya koymaktadır.

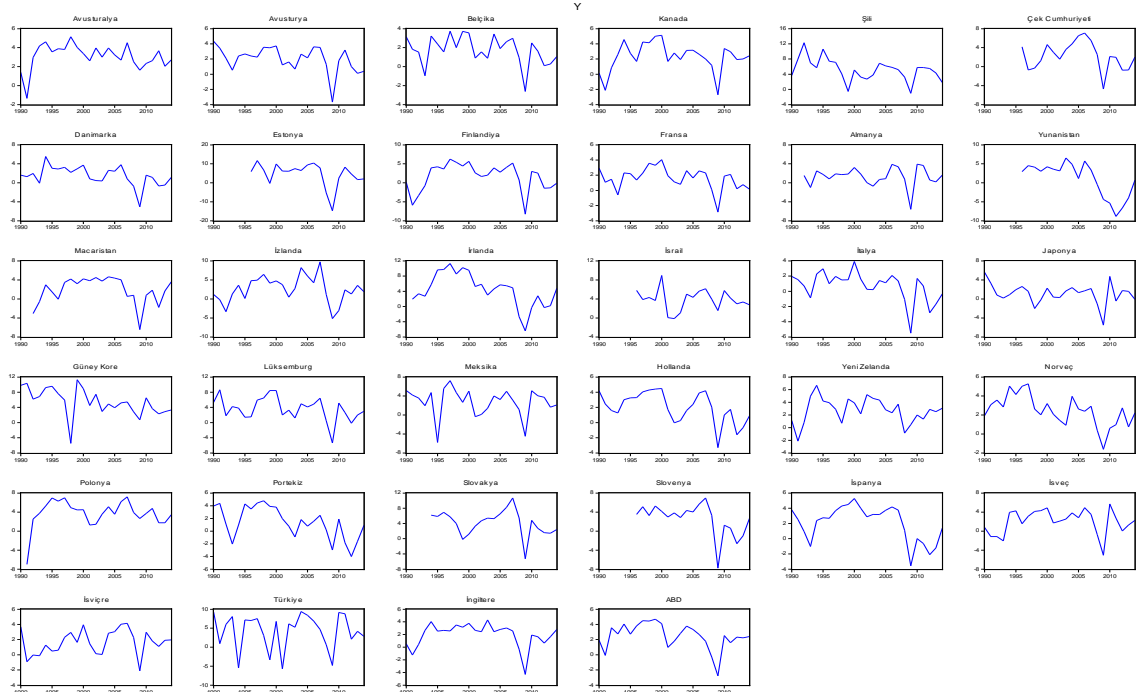
Şekil 1: İşsizlik Oranları (%)



Kaynak: OECD, OECDstat, <http://stats.oecd.org>, Erişim Tarihi: 09.09.2015.

OECD ülkelerinde büyüme oranlarının 1990-2014 dönemindeki gelişiminin yer aldığı Şekil 2'den de görülebileceği gibi, ele alınan bu dönemde büyüme oranları oldukça dalgalı bir trend izlemiştir. Ekonomik krizlerin bu ülkeler üzerindeki etkileri de belirgindir. 2008 Küresel Finans Krizi'nin yıkıcı etkilerinin yaşandığı 2009 yılında ekonomileri en çok daralan ülkeler; %14.7 ile Estonya, %8.2 ile Finlandiya, %7.8 ile Slovenya, %6.46 ile Macaristan, %6.41 ile İrlanda ve %5.6 ile Japonya şeklinde sıralanabilir. Bu yılda OECD genelinde GSYH ortalama %3.85 oranında daralmıştır. Türkiye'de bu oran %4.82'dir. 2009 yılında ekonomisi genişleyen ülkeler ise Avusturya, Polonya, İsrail, Güney Kore ve Yeni Zelanda'dır. Türkiye ekonomisinin daralma yaşadığı yıllar; 1994 (%5.45), 1999 (%3.36), 2001 (%5.69) ve 2009 (4.82)'dur.

Şekil 2: Büyüme Oranları (%)



Kaynak: WorldBank, World Development Indicators, <http://databank.worldbank.org/data/home.aspx>
Erişim Tarihi: 09.09.2015.

5. VERİ, YÖNTEM VE BULGULAR

Bu çalışmada, 1990-2014 yılları arasında OECD ülkelerinde¹, Okun Kanunu'nun (işsizlik-çıkıtı arasındaki negatif ilişkinin) geçerliliği, dinamik panel vary yöntemleri (Pooled Mean Group Estimator-PMGE ve Mean Group Estimator-MGE) kullanılarak test edilecek ve Okun katsayısı belirlenecektir. Diğer taraftan bu iki değişken arasındaki nedensellik ilişkisi Granger nedensellik testi kullanılarak araştırılacaktır.

¹Avusturya, Avusturya, Belçika, Kanada, Şili, Çek Cumhuriyeti, Danimarka, Estonya, Finlandiya, Fransa, Almanya, Yunanistan, Macaristan, İrlanda, İrlanda, İsrail, İtalya, Japonya, Güney Kore, Lüksemburg, Meksika, Hollanda, Yeni Zelanda, Norveç, Polonya, Portekiz, Slovakya, Slovenya, İspanya, İsveç, İsviçre, Türkiye, İngiltere ABD.

5.1. Veri Seti

İşsizlik ve çıktı arasındaki ilişkinin tahmin edilmesinde İşsizlik oranları ve Reel GSYH değişkenleri logaritmik formda kullanılacaktır. Veriler OECDstat ve Dünya Bankası veri tabanlarından temin edilmiştir.

Tablo 2. Veri Seti

Değişkenler	Değişkenlerin Tanımlanması
İşsizlik Oranı (LNU)	Toplam işgücü içerisinde çalışmayanların oranıdır.
Reel GSYH (LNY)	Bir ülkede belirli bir yılda üretilen nihai mal ve hizmetlerin parasal değeridir. 2005 sabit fiyatları ele alınmıştır.

Kaynak:1.OECD, OECDstat,<http://stats.oecd.org>

2.WorldBank, World Development Indicators, <http://databank.worldbank.org/data/home.aspx>Erişim Tarihi: 09.09.2015.

5.2. Yöntem

Çalışmada OECD ülkelerinde işsizlik oranları-çıktı düzeyindeki arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkilerinin tahmininde PMGE ve MGE yöntemlerinden yararlanılacaktır.

PMGE ve MGE'nin asimptotik özelliklerinin karşılaştırılmasında etkinlik ve tutarlılık arasındaki değiş-tokuş dikkate alınmaktadır. Eğer birimler arasındaki uzun dönem katsayıları eşitse, MGE sadece tutarlı iken, PMGE tutarlı ve etkin olacaktır. Birimler arasındaki uzun dönem katsayıları eşit değilse, MGE birimler arasındaki uzun dönem katsayılarının ortalamasının tahmininde halen tutarlı iken, PMGE tutarsız bir yapıya bürünecektir. Uzun dönem homojenliği kısıtlamaları Hausman ya da maksimumum olabilirlik testleri kullanılarak test edilebilir. PMGE uzun dönem katsayılarını ülkeler arasında aynı olacak şekilde kısıtlar, ancak kısa dönem katsayılarının (uyum hızını içerek şekilde) ülkelere göre farklılık arz edecek biçimde farklılaşmasına olanak sağlar.PMG tahmincisi bireysel ülke katsayılarının ağırlıklandırılmamış ortalamasını alarak ülkeler arasındaki kısa dönem katsayılarının ortalamasını vermektedir. PMGE'nin aksine MG hem uzun hem de kısa dönem katsayılarının birimler arasında farklılaşmasına izin verir (Kubota, 2009: 22).

PMGE heterojen kısa dönem dinamikleri ile Dışsal Değişkenli Kendiyle Bağlı Model (Auto Regressive Distributed Lag-ARDL) modeline dayanmaktadır. Kısıtlanmamış ARDL (p,q) modeli şu şekilde ifade edilebilir:

$$\Delta y_{it} = \phi_i \eta_{i,t-1} \beta_i' x_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta'_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Eşitlikte $i = 1, 2, \dots, N$ ve $t = 1, 2, \dots, T$ sırasıyla yatay kesit birimlerini ve zaman periyotlarını temsil etmektedir. y_{it} bir bağımlı değişken skaleri, $x_{i,t}$ ($k \times 1$) katsayı vektörlerini ve μ_i sabit etkileri göstermektedir. Burada hata terimi ε_{it} 'lerin, sıfır ortalama ve varyansların $\sigma_i^2 > 0$ olması koşulu ile her bir i ve t arasında bağımsız olarak dağılımına izin verilir ve tüm birimler için $\phi_i < 0$ 'dir. Diğer taraftan y_{it} ile x_{it} arasında uzun dönemli bir ilişki vardır:

$$y_{it} = \theta_i' x_{i,t} + \eta_{i,t}, i = 1, 2, \dots, N, t = 1, 2, \dots, T, \quad (2)$$

Burada $\theta_i = -\beta_i'/\phi_i$ uzun dönemli katsayıların ($k \times 1$) vektörüdür ve sıfır olmayan ortalamalar ile $\eta_{i,t}$ durağandır. Bu durum (1) numaralı eşitliğin şu şekilde yazılmasını olanaklı kılar:

$$\Delta y_{it} = \phi_i \eta_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta'_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Eşitlikte $\eta_{i,t-1}$ (2) numaralı eşitlikte verilen hata düzeltme terimidir ve böylece ϕ_i uzun dönem dengesine yaklaşılmasını sağlayan uyum hızını ölçen hata düzeltme katsayısıdır. Bu denklemler genel itibariyle; sabitlerin, kısa dönem katsayılarının ve hata varyanslarının gruplar arasında farklılaşmasına imkân veren ancak uzun dönem parametrelerini homojen olacak şekilde sınırlayan PMG tahmincisinin formülasyonunu vermektedir (Aghion, vd., 2008: 19-20).

5.3. Bulgular

Birinci kuşak panel birim kök testleri (Breitung-2000, Hadri-2000, Levin, Lin ve Chu-2003, Maddala ve Wu-1999, Choi-2001 ve Im-Pesaran ve Shin-2003), genel itibariyle yatay kesit bağımsızlığına dayalıdır. Ancak gerçekte birimlerarasındaki gözlemler birbirine bağımlıdır. Bu nedenle serilerin birim kök içerip-içermediğini test etmeden önce yatay-kesit olup-olmadığının test edilmesinde fayda vardır. Eğer seriler arasında yatay-kesit bağımlılığı söz konusu ise ikinci kuşak birim kök testlerinin (O'Connel-1998, Pesaran-2003 ve 2007, Moon ve Perron, 2004, Bai ve Ng-2004, Breitung ve Das-2005) kullanımı daha uygundur. Bu doğrultuda çalışmada ilk önce serilerin yatay-kesit bağımlılığı test edilecek, test sonucuna göre kullanılacak birim kök testine karar verilecektir.

Çalışmada yatay-kesit bağımlılığının test edilmesinde; yatay kesit boyutu ($N=34$) zaman boyutundan ($T=25$) büyük olduğu için Pesaran (2004) tarafından geliştirilen CD testi kullanılmıştır. Tablo 3'de yer alan CD test sonuçlarına göre gerek işsizlik gerekse de GSYH değişkeni için H_0 hipotezi reddedilebilir. Dolayısıyla bu değişkenlerde yatay kesit bağımlılığı vardır. Yatay kesit bağımlılığının olması, ele alınan değişkenler için ikinci nesil birim kök testlerinin kullanımını gerektirmektedir.

Tablo 3. Pesaran CD Test (2004) Sonuçları

Değişkenler	CD-test Değeri	Olasılık	corr	abs(corr)
LNU	14.45***	0.000	0.129	0.400
LNY	110.94 ***	0.000	0.955	0.955

*** $p < 0.01$.

Pesaran (2007) testinin sonuçlarının verildiği Tablo 4'den de görülebileceği gibi, gerek trendsiz gerekse de trendli durumlarda seriler düzeylerinde durağan değildir. Seriler birinci farkları alınarak durağan duruma getirilmiştir.

Tablo 4: Pesaran (2007) Birim Kök Testinin Sonuçları

Değişkenler / Birim Kök Testleri	Pesaran (2007) (CIPS)									
	Lag	Trendsiz		Trendli		BİRİNCİ FARKLAR	Trendsiz		Trendli	
		Zt-bar	Olas.	Zt-bar	Olas.		Zt-bar	Olas.	Zt-bar	Olas.
LNU	0	0.909	0.818	3.236	0.999		-5.801***	0.000	-2.774**	0.003
	1	-2.235**	0.013	0.058	0.523		-4.048***	0.000	-0.725	0.234
	2	0.583	0.720	2.495	0.994		-2.409**	0.008	0.701	0.758
LNY	0	9.569	1.000	7.270	1.000		396.230** *	0.000	332.447** *	0.000
	1	5.599	1.000	4.052	1.000		263.182** *	0.000	248.004** *	0.000
	2	7.472	1.000	6.806	1.000		134.830** *	0.000	147.843** *	0.000

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Birinci farkları alınarak durağan duruma getirilen seriler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup-olmadığı test edilebilir. Bu ilişkinin varlığı; Panel Westerlund, Pedroni ve Kao eşbütünleşme testleri kullanılarak araştırılmış ve bulgular Tablo 5'te sunulmuştur. Buna göre Westerlund testinin hem sabitli-hem de sabitli-trendli durumlardaki tüm istatistikleri, Pedroni eşbütünleşme testlerinden aynı durumlar için yedi istatistik değerinden altısı ve sadece sabitli durumlarda yapılabilen Kao testi istatistiği seriler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu ortaya koymaktadır.

Tablo 5: Panel Westerlund, Pedroni ve Kao Eşbütünleşme Testleri^a

Westerlund					
Sabitli			Sabitli-Trendli		
İstatistikler	Değer	Z-Değeri	İstatistikler	Değer	Z-Değeri
G_t	-2.014***	-5.816	G_t	-3.076***	-5.094
G_a	-7.510***	-4.754	G_a	-15.106**	-2.653
P_t	-14.133***	-9.558	P_t	-17.777***	-6.243
P_a	-8.217***	-14.481	P_a	-13.702***	-4.536
Pedroni					
Sabitli			Sabitli-Trendli		
İstatistikler	Değer	Prob-Değeri	İstatistikler	Değer	Prob-Değeri
Panel v	-1.708582	0.9562	Panel v	-5.982679	1.0000
Panel rho	-8.474192***	0.0000	Panel rho	-5.375418***	0.0000
Panel PP	-9.986191***	0.0000	Panel PP	-12.55815***	0.0000
Panel ADF	-11.02847***	0.0000	Panel ADF	-13.49668***	0.0000
Grup rho	-4.894002***	0.0000	Grup rho	-2.038239**	0.0208
Grup PP	-11.68425***	0.0000	Grup PP	-13.63382***	0.0000
Grup ADF	-10.50771***	0.0000	Grup ADF	-12.04671***	0.0000
Kao Testi					
t-istatistiği			P değeri		
-7.1003***			0.0000		

^a Gecikme düzeyinin seçiminde Schwarz bilgi kriteri dikkate alınmıştır.*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Seriler arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edildikten sonra hem uzun, hem de kısa dönem ilişkilerinin yönü ve katsayıları Vektör Hata Düzeltme Modeli kapsamında PMGE ve MGE kullanılarak tahmin etmek mümkündür. Bu kapsamda işsizlik ile çıktı arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiler, işsizlik oranlarının bağımlı değişken olduğu model kapsamında PMGE

ve MGE kullanılarak test edilmiştir. Bu modelin tahmin sonuçları Tablo 6’da verilmiştir. Sözkonusu tahmincilerinden hangisinin daha iyi sonuçlar verdiğini, bir başka ifadeyle uzun homojenliğinin testi Hausman testi yoluyla araştırılmıştır. Hausman test istatistik değerine (1.22) göre H_0 hipotezi reddedilememiştir. Yani, PMGE daha doğru sonuçlar üretmektedir ve uzun dönem parametreleri homojendir. Bu sonuç uzun dönem katsayısının tüm OECD ülkeleri için aynı olduğunu, buna karşın kısa dönem katsayılarının ülkeler arasında farklılaştığını ortaya koymuştur. Bununla birlikte bu modelin hata düzeltme parametresi (errorcorrection-ec) anlamlıdır. Bu parametrenin sıfırdan küçük olması anlamlı olduğunu göstermektedir. Hata düzeltme parametresi aynı zamanda serilerin durağan olmamasından kaynaklanan kısa dönem sapmalarının bir sonraki dönemde dengeye gelme hızını da göstermektedir. Buna göre, bir dönemde oluşan dengesizliklerin yaklaşık %18’i bir sonraki dönemde düzelecek ve uzun dönem dengesine yaklaşılması sağlanacaktır.

Tablo 6: PMGE, MGE ve Hausman Test Sonuçları

Değişkenler/ Tahminciler	PMGE				MGE			
	Katsayı	Std Hata	z İst.	P > z	Katsayı	Std Hata	z İst.	P > z
LR L.LNY	-1.840035	.0803906	-22.89***	0.000	-1.1194	.6580132	-1.70*	0.089
SR ec	-.1843633	.0213801	-8.62***	0.000	-.2625144	.0262504	-10.00***	0.000
LNU LD.	.2489639	.0539191	4.62***	0.000	.210457	.0491916	4.28***	0.000
LNU L2D.	-.0427682	.0419179	-1.02	0.308	-.0159742	.0439687	-0.36	0.716
LNY D1.	-3.839666	.3139963	-12.23***	0.000	-3.756965	.3127526	-12.01***	0.000
LNY LD.	-.7665548	.2580526	-2.97**	0.003	-1.140934	.2534332	-4.50***	0.000
LNY L2D.	-.0521225	.2642676	-0.20	0.844	-.4194569	.2328212	-1.80*	0.072
Constant	9.40915	1.059997	8.88***	0.000	9.136396	1.681646	5.43***	0.000
Hausman Testi								
L.LNTK	(b) mg-ortalama			(B) pmg- havuzlanmış	(b-B) fark	sqrt(diag(V_b- V_B)) S.E.		
	-1.1194			-1.840035	.7206343	.653084		
Gözlem Sayısı: 701 $\chi^2(1) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B)$ $= 1.22$ $\text{Prob} > \chi^2 = 0.2698$								

B= H_a hipotezi altında tutarsız, H_0 hipotezi altında tutarlı, b= H_0 ve H_a hipotezleri altında tutarlı. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Uzun dönem hata parametresi (-1.84) istatistiksel olarak anlamlı ve işaret beklentiler doğrultusundadır. Buna göre uzun dönemde çıktı oranlarındaki %1’lik bir artış işsizlik oranındaki artışı %1.84 oranında azaltacaktır. Uzun dönem katsayısı aynı zamanda Okun katsayısını da göstermektedir. Buna göre Okun Katsayısı tüm ülkeler için -1.84 olarak bulunmuştur. Kısa dönemde ise çıktıda meydana gelecek %1’lik bir artış işsizliği %3.84

oranında düşürecektir. Bununla birlikte kısa dönemde çıktının birinci farkının birinci gecikmesi de negatif ve anlamlıdır. Bu bulgular işsizlik ile çıktı arasında negatif ilişki olduğunu açıklayan Okun Kanunu'nun OECD ülkeleri için geçerli olduğunu ortaya koymaktadır.

Uzun ve kısa dönemde birim etkilerinin anlamlı olduğu ülkelerin yer aldığı Tablo 7'den de takip edilebileceği gibi; Avustralya, Avusturya, İzlanda, Meksika, İsviçre ve Türkiye dışındaki tüm OECD ülkelerinde hata düzeltme parametresi negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Dolayısıyla bu ülkelerde işsizlik oranları ile çıktı düzeyi arasında uzun dönemli bir ilişki sözkonusudur. Kısa dönemde işsizlik oranının birinci farkının birinci gecikmesi (LNU.LD); Belçika, Çek Cumhuriyeti, Macaristan, İtalya, Japonya, Lüksemburg, Norveç, Polonya, İsveç, İsviçre, İngiltere ve ABD'de anlamlı ve pozitifdir. Şili, Çek Cumhuriyeti, Yeni Zelanda, Norveç ve İsviçre'de işsizlik oranlarının birinci farkının ikinci gecikmesi (LNU.L2D) anlamlı ve negatiftir. Kısa dönemde çıktı düzeyi OECD ülkelerinin tümünde işsizlik oranlarını azaltmaktadır. Çıktı düzeyinin birinci farkının birinci gecikmesi(LNY.LD), işsizlik oranları üzerinde; Belçika, Danimarka, Finlandiya, İsrail, Hollanda, Yeni Zelanda, Slovakya ve Slovenya'da negatif etkiye sahiptir. Şili, Yunanistan, Yeni Zelanda, Norveç ve Slovenya'da çıktı düzeyinin birinci farkının ikinci gecikmesi(LNY.L2D), işsizlik oranları üzerinde negatif etkilidir.

Tablo 7: Uzun ve Kısa Dönemde Birim Etkilerinin Anlamlı Olduğu Ülkeler^a

(Bağımlı Değişken LNU)	Kısa Dönem (SR)					
	SR_ec	LNU LD.	LNU L2D.	LNY D1	LNY LD.	LNY L2D.
Avustralya	-.025902 (-0.27)	-.1841972 (-0.85)	-.321596 (-1.57)	-7.451392 (-4.01)***	-1.859461 (-0.90)	-2.365445 (-1.32)
Avusturya	-.0896865 (-1.61)	.079582 (0.38)	.1576646 (0.76)	-5.024396 (-3.77)***	.3015859 (0.19)	-.2847771 (-0.19)
Belçika	-.1463172 (-2.86)**	.3758492 (2.16)**	-.0364093 (-0.28)	-3.135055 (-5.06)***	-1.915941 (-2.26)**	1.259842 (1.43)
Kanada	-.0963941 (-2.38)**	.293848 (1.50)	-.04007 (-0.21)	-4.919706 (-10.27)***	.4059971 (0.36)	.2430329 (0.23)
Şili	-.2439599 (-4.91)***	-.0681021 (-0.43)	-.4476184 (-2.79)**	-4.040486 (-6.51)***	-.9064659 (-0.87)	-2.365673 (-2.25)**
Çek Cumhuriyeti	-.1271361 (-2.12)**	.6650137 (2.72)**	-.4202852 (-1.90)**	-4.335367 (-3.86)***	2.441968 (1.43)	-1.426671 (-1.04)
Danimarka	-.4174591 (-4.36)***	.0824651 (0.46)	.1661515 (0.86)	-4.03278 (-4.40)***	-2.916583 (-1.85)*	-1.576998 (-1.19)
Estonya	-.2953494 (-2.59)**	.3264086 (1.19)	.4426677 (1.76)*	-3.001388 (-5.50)***	-.6121076 (-0.45)	2.069293 (1.68)*
Finlandiya	-.5499662 (-6.27)***	-.1615048 (-1.20)	.1076878 (1.27)	-1.213231 (-4.05)***	-1.368955 (-3.18)**	-.2329001 (-0.69)
Fransa	-.1130808 (-2.11)**	.1078376 (0.48)	.1532786 (0.81)	-3.400232 (-4.39)***	-1.91688 (-1.63)	.651831 (0.57)
Almanya	-.0994876 (-1.78)*	.8775784 (4.57)	-.1204041 (-0.67)	-2.225091 (-4.46)***	.8220386 (1.14)	.8099489 (1.58)
Yunanistan	-.3232466 (-4.07)***	.1175044 (0.63)	-.2216857 (-1.06)	-1.498616 (-2.58)**	-.9360258 (-1.20)	-1.566789 (-2.16)**
Macaristan	-.1703674 (-2.50)***	.8258918 (4.33)***	.1774666 (0.92)	-2.369324 (-4.20)***	.5782355 (0.80)	.8252314 (1.20)
İzlanda	-.0912946 (-1.31)	-.0128522 (-0.07)	.1270369 (0.70)	-5.71705 (-4.46)***	-.2466496 (-0.14)	2.634662 (1.68)*
İrlanda	-.1501766 (-2.55)**	.2263392 (1.15)	-.061987 (-0.29)	-4.059521 (-5.46)***	-.148849 (-0.13)	-.3275134 (-0.27)
İsrail	-.4312617 (-4.74)***	-.3190333 (-1.97)**	-.178764 (-1.17)	-1.279315 (-2.15)**	-1.993321 (-2.93)**	-.4824108 (-0.58)
İtalya	-.2595177 (-3.46)***	.3573681 (2.08)**	.5117195 (2.88)**	-2.396234 (-4.39)***	-.1494971 (-0.23)	1.659193 (2.51)**
Japonya	-.1113822 (-3.12)**	.4298372 (2.18)**	.1525986 (1.22)	-3.023733 (-8.45)***	-.7393482 (-0.92)	1.232115 (2.20)**
Güney Kore	-.2000152	.2883951	-.1525753	-6.798362	-.7545173	-1.14287

EY International Congress on Economics II
"Growth, Inequality and Poverty"
 November 5-6, 2015, Ankara/Turkey

	(-3.96)***	(1.59)	(-1.18)	(-13.95)***	(-0.47)	(-1.18)
Lüksemburg	-0.061027 (-2.30)**	.4265534 (2.18)**	-2.2178603 (-1.34)	-2.173002 (-4.02)***	-.9483574 (-1.37)	.0992476 (0.14)
Meksika	-.0798558 (-1.17)	-.0729505 (-0.35)	.3034129 (1.44)	-5.318214 (-5.38)***	-.5854773 (-0.42)	.4881934 (0.35)
Hollanda	-.2930745 (-4.27)***	.2514524 (1.45)	.1864987 (1.32)	-3.876339 (-5.36)***	-3.280506 (-2.64)**	.2706164 (0.23)
Yeni Zelanda	-.1119028 (-2.05)**	-.3786585 (-2.56)**	-.4482264 (-3.69)**	-4.222881 (-7.21)***	-5.392247 (-6.41)***	-3.818651 (-3.89)***
Norveç	-.2844481 (-2.36)**	.4715658 (3.08)**	-.4114931 (-2.25)**	-.9387249 (-0.71)	-.9541689 (-0.69)	-2.614253 (-1.81)*
Polonya	-.2862974 (-3.29)***	.4494803 (2.63)**	-.1962119 (-1.25)	-4.468106 (-3.34)***	-2.142272 (-1.27)	-.3495927 (-0.18)
Portekiz	-.1841393 (-4.09)***	.2867045 (1.61)	.0879328 (0.51)	-4.586835 (-6.39)***	-.6030297 (-0.52)	-.0726655 (-0.06)
Slovakya	-.1592032 (-4.90)***	-.063811 (-0.38)	-.0831677 (-0.65)	-2.179004 (-6.86)***	-1.932927 (-3.54)***	.2169537 (0.32)
Slovenya	-.2937939 (-5.75)***	-.06954 (-0.47)	.0262259 (0.22)	-2.377228 (-11.09)***	-1.9119 (-3.97)***	-1.109551 (-2.69)**
İspanya	-.1199341 (-2.14)**	.3102474 (1.49)	-.125731 (-0.65)	-6.530147 (-7.95)***	1.579071 (1.04)	.3168345 (0.22)
İsveç	-.1158391 (-2.12)**	.5635095 (3.20)**	-.1735942 (-1.51)	-3.521663 (-6.65)***	-.0797237 (-0.09)	-.0996223 (-0.14)
İsviçre	-.0489024 (-0.87)	.8082725 (5.94)***	-.3423051 (-3.06)**	-6.760385 (-4.41)***	1.062408 (0.59)	2.369362 (1.34)
Türkiye	-.0013566 (-0.04)	.2108904 (1.01)	-.1980694 (-0.96)	-1.71619 (-3.78)***	.0200461 (0.03)	.0385248 (0.07)
İngiltere	-.2080106 (-3.49)***	.435535 (2.13)**	.0601687 (0.30)	-4.30601 (-5.85)***	-.0037982 (-0.00)	-.3745061 (-0.33)
ABD	-.07949 (-2.11)**	.5272922 (3.53)***	.0834303 (0.72)	-7.652625 (-13.25)***	.024795 (0.73)	3.2538411 (3.02)**

^a Parantez içindeki katsayılar z istatistiklerini göstermektedir. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Son olarak işsizlik oranları ile çıktı düzeyi arasındaki nedensellik ilişkisine yönelik olarak Granger nedensellik testi yapılmış ve bulgular Tablo 8’de verilmiştir. Granger nedensellik testi sonuçlarına göre değişkenler arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi vardır.

Tablo 8: Granger Nedensellik Testi

Sıfır Hipotezi	Gözlem	F-İstatistiği	Olasılık
DLNY, DLNU'nin Granger nedeni değildir.	633	6.88003	2.E-05
DLNU, DLNY'nin Granger nedeni değildir.		5.35220	0.0003

* Gecikme düzeyi 4 olarak belirlenmiştir.

6. SONUÇ ve DEĞERLENDİRME

İşsizlik makroekonominin en önemli sorunsallarından birisi olarak kabul edilmekte, işsizlik oranlarının azaltılması ile ilgili gerek ulusal gerekse de uluslararası iktisadi politikalar yürütülmektedir. İşsizliğin azaltılması beraberinde çıktı artışını getirirken, çıktı düzeyinde yaşanan daralma da işsizliği körükleyebilmektedir. Bu anlamda işsizlik ile çıktı düzeyi arasında bir sarmal olduğu kabul edilmektedir. İktisat teorisinde işsizlik ile çıktı düzeyi arasında negatif bir ilişki olduğunu öne süren Okun Kanunu'nun 1990-2014 döneminde OECD ülkeleri için geçerliliğinin test edildiği bu çalışmanın bulguları, çıktı düzeyi arttıkça işsizliğin azalacağını ortaya koymuştur. Buna göre uzun dönemde çıktı düzeyindeki %1'lik bir artış, işsizlik oranlarındaki artışı yaklaşık %1.84 oranında azaltacaktır. Bu oran kısa dönem için 3.84 olarak değişmektedir. Okun Katsayısı da tüm ülkeler için -1.84 olarak hesaplanmıştır. Avustralya, Avusturya, İzlanda, Meksika, İsviçre ve Türkiye dışındaki tüm OECD ülkelerinde hata düzeltme parametresi negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Dolayısıyla bu ülkelerde işsizlik oranları ile çıktı düzeyi arasında uzun dönemli bir ilişki sözkonusudur. Kısa dönemde ise tüm

OECD ülkelerinde bu ilişki gözlenmiştir. Nedensellik analizi de işsizlik oranları ile çıktı düzeyi arasında iki yönlü bir ilişki olduğunu doğrulamaktadır.

Çıktı artışını sağlamaya yönelik; ekonomik politikalar, reformlar ve sermaye stokuna yapılan ilaveler istihdam artışını sağlayacak, bu durum özellikle kronik işsizlik problemi olan az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde bir iyileşmeye neden olacaktır. Benzer bir şekilde istihdamı arttırmaya yönelik politikalar da çıktı artışını sağlayacaktır.

REFERANSLAR

- Aghion, P., B., M., and Fedderke, J. (2008). Competition and Productivity Growth in South Africa. *Economics of Transition*, 16(4), 741-768.
- Ahmad, K., Khalil, S., and Saeed, D.A. (2011). Does There Exist Okun's Law in Pakistan?. *International Journal of Humanities and Social Science Vol. 1 No. 12*, 293-299.
- Anderton, R. vd. (2014). Disaggregating Okun's Law Decomposing the Impact of the Expenditure Components of GDP on Euro Area Unemployment. *European Central Bank Working Paper Series*, No: 1747.
- Binet, M., and François, F. (2013). Okun's Law in the French Regions: A Cross-Regional Comparison. *Economics Bulletin* 33 (1), 420-433.
- Economou A., and Psarianos N. I. (2013). Revisiting Okun's Law in European Union Countries. *Department of Economics University of Thessaly Discussion Paper Series*.
- Eryiğit, P. vd., (2014). Econometric Evaluation of the Relationship Economic Growth and Unemployment in EU & Turkey. *Annals of the University of Oradea Economic Science Series*, Vol. 23 Issue 1, 452-461.
- Izyumov, A. And Vahaly, J. (2002). The Unemployment-Output Trade off in Transition Economies: Does Okun's Law Apply?. *Economics of Planning*, 35, 317-331.
- Kubota, M. (2009). Real Exchange Rate Misalignments: Theoretical Modelling and Empirical Evidence. *Discussion Papers in Economics. York: University of York*.
- Lal, I., (2010), Test of Okun's Law in Some Asian Countries Co-Integration Approach. *European Journal of Scientific Research*, Volume 40, No.1, 73 -80.
- OECD, OECDstat, <http://stats.oecd.org>, Erişim Tarihi: 09.09.2015.
- Sögner, L. and Stiassny, A. (2002). An Analysis on the Structural Stability of Okun's Law – a Cross-Country Study. *Applied Economics*, 14, 1775-1787.
- Tatoğlu Yerdelen, F. (2011). The Long and Short Run Effects Between Unemployment and Economic Growth In Europe. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 12 (1), 99-113.
- World Bank, World Development Indicators, <http://databank.worldbank.org/data/home.aspx> Erişim Tarihi: 09.09.2015.