

## THIRLWALL KANUNUNUN YÜKSELEN PİYASA EKONOMİLERİ AÇISINDAN GEÇERLİLİĞİ: DİNAMİK PANEL VERİ ANALİZİ

Filiz ERATAŞ<sup>1</sup>

### ÖZET

Thirlwall Kanunu, temelinde Keynesyen teorinin yer aldığı, talep yönlü, ihracat ve ithalat güdümlü bir politika modelidir. Thirlwall modelinde, ülkeler arası büyüme oranları farkının, ülkelerin toplam talebindeki büyüme farklılıklarından kaynaklandığı savunulmaktadır. Dışa açık bir ekonomide büyümeyi kısıtlayan temel faktör dış ödemeler dengesidir.

Bu çalışmanın amacı 1998-2014 yılları arasında “Büyük 10’lu” olarak isimlendirilen Yükselen Piyasa Ekonomileri için Thirlwall Kanununun geçerliliğinin analiz edilmesidir. Panel veri analizinin kullanıldığı ampirik modelde, öncelikle değişkenlerin hetorejenliği delta testi yardımıyla incelenmiş, ardından değişkenlere ilişkin yatay kesit bağımlılığı CADF testi ile analiz edilmiştir. Ayrıca, ikinci nesil birim kök testleri ile serilerin durağanlığı araştırılmıştır. Değişkenler arasında eşbütünleşik ilişkinin varlığı ispatlandıktan sonra, modele ait uzun dönem regresyon katsayıları Ortak İlişkili Etkiler (CCE) Modeli yardımıyla tahminlenmiştir. Elde edilen bulgulara göre, söz konusu ülkeler için Thirlwall Kanunun geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

**Anahtar Kelimeler:** Yükselen Piyasa Ekonomileri, Thirlwall Kanunu, Panel Birim Kök Testi, Panel Eşbütünleşme Testi, Ortak İlişkili Etkiler Modeli.

**Jel-Kodları:** C23, F41, F43.

---

<sup>1</sup>Araştırma Görevlisi, Celal Bayar Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, filiz.eratas@cbu.edu.tr.

## **THE VALIDITY OF THIRLWALL'S LAW FOR EMERGING MARKETS: DYNAMIC PANEL DATA ANALYSIS**

**Filiz ERATAŞ<sup>2</sup>**

### **ABSTRACT**

Thirlwall 's Law, which takes place on the basis of the theory of Keynesian, is a demand-side, exports and imports driven model. In Thirlwall's model, It's argued that the differences of country's growth rate resulted from the country's growth differences in aggregate demand. In an open economy, the main factors restricting the economic growth is a balance of payment.

The purpose of this study to analyse the validity of Thirlwall's Law for emerging markets whic is called "Big Ten"between the years 1998-2014. The emprical model using panel data analysis, primarily the heterogeneity of variables were invastigated by delta test and then the cross section dependency is examined by the CADF test. Also, stability of the series have been tested with the second-generation unit root tests. After the existence of the cointegration relationship between the series, long term reggression parameters were examined by Common Correlated Effects Model. According to the empirical results, Thirlwall's Law is not applicable for subject countries.

**Keywords:** Emerging Markets, Thirlwall's Law, Panel Unitroot Test, Panel Cointegration Test, Common Correlated Effetcs Model.

**Jel-Codes:** C23, F41, F43.

---

<sup>2</sup>Research Asistant, Celal Bayar University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, filiz.eratas@cbu.edu.tr.

## GİRİŞ

Thirlwall Kanunu, heteredoks iktisat ekolünün makroekonomik değişkenleri analiz etmek için kullandığı önemli yaklaşımlardan biri olarak kabul edilmektedir. Thirlwall Kanunu'nun temelini büyümenin arz yönlü mü yoksa talep yönlü mü olduğu tartışması oluşturmaktadır. Thirlwall'ın da arasında bulunduğu Post-Keynesyen iktisatçılar, ekonomik büyümenin talep yönlü olduğunu ifade etmektedirler. Bu yaklaşıma göre toplam talepteki artış, ülkenin cari işlemler bilançosu üzerinde baskı yapmakta ve bunun sonucunda cari işlemler bilançosu ekonomik büyüme üzerinde kısıtlayıcı bir etki yaratmaktadır. Thirlwall kanununda, dışa açık ekonomilerde, büyümenin ithalat ve ihracatın gelir esnekliği tarafından belirlendiği ileri sürülmektedir. Bu nedenle birçok çalışmada Thirlwall Kanunu'na "ödemeler bilançosu tarafından kısıtlanmış büyüme modeli" olarak da ifade edilmektedir.

Thirlwall Kanunu, temelinde Keynesyen teorinin yer aldığı, talep yönlü, ihracat ve ithalat güdümlü bir politika modelidir. Thirlwall modelinde, ülkeler arası büyüme oranları farkının, ülkelerin toplam talebindeki büyüme farklılıklarından kaynaklandığı savunulmaktadır. Dışa açık bir ekonomide büyümeyi kısıtlayan temel faktör dış ödemeler dengesidir. Uzun dönem büyüme oranı, ihracattaki artış ve buna ek olarak ithalat talebinin gelir esnekliği ile belirlenmektedir. Buna göre, ekonomik büyüme ancak ihracat artışıyla gerçekleşir. İthalatın gelir esnekliği ne kadar düşükse ihracat hacmi o derece artacak ve ekonomik büyüme üzerinde pozitif biretki yaratacaktır (Thirlwall, 1979:45-46; Kula, 2008:61-62).

Büyüme uzun dönemli bir kavram olarak ele alınmaktadır. Kısa dönemde oluşan dış açıklar sermaye girişiyle finanse edilebilir; fakat uzun dönemde bu finansman şekli ekonomik sorunlara neden olmaktadır. Dış borçların finansmanı için gerekli olan fon ihtiyacı, uluslararası finans kuruluşlarından karşılanabilmektedir. Söz konusu finansman şekli ülke ekonomilerinin sahip olduğu politika bağımsızlığını ortadan kaldırmaktadır. Konu bu yönüyle ele alındığında, ödemeler bilançosu dengesi ekonomik büyüme üzerinde önemli bir kısıt oluşturmaktadır.

Çalışmanın ilk bölümünde Thirlwall modelinin metodolojisi anlatılmış ve modelde yer alan değişkenler açıklanmıştır. İkinci bölümde ise ampirik model açıklanmış, ampirik model tahmini için kullanılan analiz yöntemleri tanıtılmıştır. Elde edilen bulgular ışığında Thirlwall Kuralı'nın geçerliliği sınanmıştır. Thirlwall kuralının geçerliliği durağan olmayan dinamik panel veri analizi yöntemleri ile test edilmiştir, bu yönüyle çalışmanın ilgili literatüre katkı yapması beklenmektedir.

## **1.Thirlwall Kanunu: Kavramsal Çerçeve**

A. P. Thirlwall'in (1979)Keynesyen ekonomi teorisinden yola çıkarak oluşturduğu bu modelde, toplam talepte meydana gelen artışın, ekonomik büyüme sürecinde fark yaratan en önemli unsur olduğu ileri sürülmektedir (Thirlwall, 1979:45-46). Modelinin çıkış noktası büyümenin arz yönlü mü yoksa talep yönlü mü olduğu tartışmasıdır (Kula, 2008:61). Bu modele göre, iç talepteki büyüme, artan ithalata bağlı olarak ülkenin ödemeler bilançosu üzerinde baskı yaratmaktadır. Dolayısıyla, ödemeler bilançosu büyüme üzerinde kısıtlayıcı bir rol üstlenmektedir. Ödemeler bilançosu açıklarının finansmanı, uzun dönemde ancak ihracat ile gerçekleştirilebilir. Kısa vadeli sermaye hareketleri ile cari açığın finansmanı yabancı yatırımcıların kısa dönemli heveslerine bağlı olarak istikrarsız ve riskli bir yapıya sahiptir (Leon ve Ledesma, 1999:431). Dolayısıyla sürdürülebilir ekonomik büyüme, süreç ifade eden, uzun dönemli bir kavramdır. Bu bağlamda dışa açık bir ekonominin büyüme oranı, o ülkenin ihracat performansı tarafından belirlenmektedir.

Thirlwall kanunu incelendiğinde, modelin aynı zamanda uzun dönemli dinamik Harrod dış ticaret çarpanını ifade ettiği anlaşılmaktadır. Thirlwall kanununa konu olan Harrod dış ticaret çarpanı, ticaret hadlerinin, tasarruf ve yatırımın sabit olduğu, aynı zamanda devlet müdahalesinin olmadığı bir ekonomi varsayımına dayanmaktadır (Kula, 2008:60, Yamak ve Abdioğlu, 2010:444-445 ).

Modele göre gelir, mal üretimi ve üretilen malların ihracatından elde edilip, özel tüketim ve ithalat için harcanmaktadır. Bu durum, ticarete denge durumunu göstermektedir (McCombie ve Thirlwall, 1994:351)..

$$Y = C + X \quad (1)$$

$$Y = C + M \quad (2)$$

1 ve 2 numaralı denklemlerde;

**Y:** Milli geliri,

**C:** Tüketim harcamasını,

**M:** İthalatı,

**X:** İhracatı temsil etmektedir. Yukarıdaki denklemlere göre  $X=M$  eşitliği sağlanmaktadır. İthalat fonksiyonu aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir.

$$M = M_0 + mY \quad (3)$$



3 numaralı denklemde yer alan;

***Mo***: Otonom ithalatı,

***m***: Marjinal ithalat eğilimini temsil etmektedir.

$X=M$  eşitliğinden yola çıkarak,  $X= Mo + mY$  ve  $Y= [(X - Mo) / m]$  olduğu yazılabilir. Bu eşitlikten yararlanarak, Harrod dış ticaret çarpanını  $\Delta Y/\Delta X= 1/m$  şeklinde ifade etmek mümkündür. Harrod dış ticaret çarpanı dinamik olarak ifade edilmek istendiğinde aşağıda (iv) ile gösterilen denklem elde edilmektedir (Harrod, 1973:154).

$$\frac{\Delta Y}{Y} = \frac{\Delta X/X}{\pi}$$

(4)

Yukarıdaki 4 numaralı denklemde;

$\Delta Y/Y$ : Ekonomik büyüme oranını,

$\Delta X/X$ : İhracat büyüme oranını,

$\pi$ : İthalatın gelir esnekliğini temsil etmektedir.

Harrod'un dinamik dış ticaret çarpan modeli, ancak reel ticaret hadlerinin değişmediği durumda çalışmaktadır (McCombie ve Thirlwall, 1994:352). Söz konusu model, aşağıda yer alan 5 numaralı denklem ile ifade edilmektedir:

$$\frac{\Delta Y}{Y} = \frac{\Delta X/X}{\frac{\Delta M/M}{\Delta Y/Y}} = \frac{\Delta X/X}{\pi}$$

(5)

Thirlwall Kanunu'na göre ödemeler dengesi eşitliği şu şekilde ele alınmaktadır:

$$P_d X = P_f M E \quad (6)$$

Yukarıdaki 6 numaralı denklemde;

***P<sub>d</sub>***: Yurtiçi fiyatları (ihraç mallarının fiyatı),

***P<sub>f</sub>***: Yurtdışı fiyatları (ithal mallarının fiyatı),

***X***: İhracat miktarını,

***M***: İthalat miktarını,

**E:** Döviz kurunu ifade etmektedir. Thirlwall modelinde ihracat ve ithalat fonksiyonlarını şu şekilde tanımlamaktadır (Thirlwall, 1979:47-48 ):

$$X = b \left( \frac{P_d}{P_f E} \right)^\eta Y^{*\varepsilon} \quad (7)$$

$$M = a \left( \frac{P_f E}{P_d} \right)^\psi Y^\pi \quad (8)$$

**a**ve**b**: Sabit bir sayıyı,

**$\eta$** : İhracatın fiyat esnekliğini,

**$\varepsilon$** : İhracatın yurt dışı gelir esnekliğini,

**$Y^*$** : Yurt dışı gelir seviyesini,

**$\psi$** : İthalatın fiyat esnekliğini,

**$\pi$** : İthalatın gelir esnekliğini,

**$Y$** : Yurt içi geliri göstermektedir.

7 ve 8 numaralı denklemler, değişkenlerin logaritması alınıp büyüme oranları şeklinde ifade edildiğinde aşağıdaki eşitlikler elde edilmektedir:

$$x = \eta(p_d - p_f - e) + \varepsilon y^* \quad (9)$$

$$m = \psi(p_f + e - p_d) + \pi y \quad (10)$$

6 numaralı denklem logaritmik olarak gösterildiğinde, 11 numaralı denklem elde edilmektedir.

$$p_d + x = p_f + m + e \quad (11)$$

7 ve 8 numaralı denklemler 11 numaralı denklemde yerine konulduğunda, Thirlwall'ın modelinde yer alan, ödemeler dengesi kısıtlı büyüme oranı elde edilmektedir. Ödemeler dengesi kısıtlı büyüme oranı aşağıda yer alan 12 numaralı denklem ile ifade edilmektedir:

$$y_{BP} = [(1 + \eta + \psi)(p_d - p_f - e) + \varepsilon y^*] / \pi \quad (12)$$

Thirlwall (1979) reel ticaret hadlerinin uzun dönemde sabit olduğunu ileri sürerek,  $(p_d - p_f - e) = 0$  eşitliğini benimsemektedir. Bu varsayıma göre, ödemeler dengesi kısıtlı büyüme oranı şu şekilde ifade edilmektedir:

$$y_{BP} = \frac{\varepsilon y^*}{\pi} = \frac{x}{\pi} \quad (13)$$

## **2.Ampirik Model**

Panel veri analizinin kullanıldığı ampirik modelde, öncelikle değişkenlerin hetorejenliği delta testi yardımıyla incelenmiş, ardından değişkenlere ilişkin yatay kesit bağımlılığı CADF testi ile analiz edilmiştir. Paneli oluşturan seriler heterojen olup yatay kesit bağımlılığı özelliği göstermektedir bu nedenle, ikinci nesil birim kök testleri ile serilerin durağanlığı araştırılmıştır. Değişkenler arasında eşbütünleşik ilişkinin varlığı ispatlandıktan sonra, modele ait uzun dönem regresyon katsayıları ortak ilişkili etkiler modeli (CCE) ile tahminlenmiştir.

### **2.1.Veri Seti**

Bu çalışmada büyük 10'lu (Big Emerging Markets, BEMs) olarak isimlendirilen dünya ekonomisi ve politikası üzerinde etkili ülkeler Meksika, Brezilya, Arjantin, Güney Afrika, Polonya, Türkiye, Hindistan, Endonezya, Çin ve Güney Kore'dir. Büyük 10'luyu oluşturan her bir yükselen piyasa ekonomisi kendi başlarına dünya ekonomisinde etkili olmasının yanı sıra, grup bütünlüğü açısından Amerika'nın yurtdışında ve yurtdışı çıkarları için kritik bir öneme sahiptir.

Söz konusu ekonomiler Asya, Latin Amerika ve Güney Afrika'da dünya ekonomisindeki ekonomik büyüme ve finansal istikrar açısından kilit rol üstlenmektedirler. Bu ülkeler ayrıca nükleer silahlanmanın durdurulması, insan haklarının geliştirilmesi, çevre sorunlarının giderilmesi ve savaş karşıtlığı gibi konularda konumları itibarıyla önemli paydaşlardır (Garten, 2015:1).

Çalışmada yer alan ampirik modelde, 10 yükselen piyasa ekonomisi için 1998-2014 dönemine ait yıllık veriler yardımıyla ekonometrik bir model oluşturulmuştur. Veriler Uluslararası Para Fonu (International Monetary Funds-IMF) veri tabanları World Outlook 2015 ve International Financial Statistics (IFS) den elde edilmiştir.

$$\log M_{t,i} = b_0 + b_1 \log RP_{t,i} + b_2 \log Y_{t,i} + \varepsilon_{t,i} \quad (14)$$

Yukarıda yer alan 14 numaralı denklemde,

$M_{t,i}$  : İthalat hacmini

$RP_{t,i}$ : Görelî fiyatları

$Y_{t,i}$ : Reel GSYİH'yi ifade etmektedir.

Denklemden yer alan göreceli fiyatlar  $RP_{t,i}$  Thirlwall'ın belirttiği metodolojiye uygun olarak  $(P_d - P_f)$  oranı olarak modele dahil edilmiştir. Hesaplanan oranda  $P_d$  yurtiçi ithal mal fiyatları,  $P_f$  ise yurt dışı ithal mal fiyatlarını ifade etmektedir. Ayrıca denklemde yer alan  $b_1$  katsayısı ithalatın fiyat esnekliğini ifade ederken,  $b_2$  ise ithalatın gelir esnekliğini ifade etmektedir.

## **2.2. Yazın Taraması**

Thirlwall Kuralı'nın geçerliliğinin incelendiği ampirik çalışmalar iki gruba ayrılmaktadır. Bunlardan ilki tek bir ülkeyi ele alan zaman serisi analizleri ve diğeri ise ülkeler arası karşılaştırmalara olanak tanıyan panel veri analizleridir. Zaman serisi analizlerinde geleneksel ekonometri tekniklerinden Ek Küçük Kareler Yöntemi (EKK) veya 2 Aşamalı EN Küçük Kareler Yöntemi (2A-EKK) kullanılmıştır. Ayrıca 90'lı yıllarda geliştirilen farklı koentegrasyon analizleri ile birlikte yapılan ampirik çalışmalarında çeşitlendiği gözlemlenmektedir. Bunlardan bazıları: Thirlwall ve Hussain (1982), Bariam (1990), Ateşoğlu (1993), Ateşoğlu (1994), Leon-Ledesma (1999), Perraton (2003), Elitok ve Campbel (2008), Bagnai (2010), Halıcioğlu (2012) dir. 90'lı yıllardan sonra çeşitli ekonometrik yöntemlerin gelişmesi ile birlikte (koentegrasyon analizleri, hata düzeltme modeli, VAR analizi, ARDL ...vb. gibi), yapılan araştırmalar farklı bir boyut kazanmıştır. Bunlardan bazıları: Bairam (1993), Landesmann ve Poschl (1996), McCombie (1997), Hussain (1999), Moreno-Brid ve Merez (1999), Turner (1999), Lopez ve Cruz (2000), Perraton (2003), Kvedaras (2005), Pacheco-Lopez ve Thirlwall (2006), Bagnai (2010), Gouvea ve Lima (2010) dur.

Bu çalışmanın ampirik modeli Lanza (2013) çalışmasından yola çıkılarak oluşturulmuştur. Bunun nedeni daha önceki çalışmalarda kullanılan yöntemlerin hiçbirini dinamik panel veri analizi içermemesidir. Lanza (2013) ile birlikte Thirlwall kuralının geçerliliği panel ARDL (Auto Regressive Distributed Lag) yöntemiyle test edilmiş, ayrıca değişkenler arası panel nedensellik Granger testi ile incelenmiştir. 1960-2010 dönemi yıllık verileriyle, 20 OECD ülkesi için yapılan ampirik analizde, Thirlwall kuralının geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Literatürde görülen eksiklik nedeniyle bu çalışmada dinamik panel veri analizi uygulamasına yer verilmiştir. Bu çalışma ile amaçlanan Thirlwall kuralının geçerliliğinin durağan olmayan dinamik panel veri analizi yöntemleri ile analiz edilmesidir.

### 2.3.Panel Veri Analizi

Ülkeler arası karşılaştırmaların yapıldığı birçok ekonomik araştırma genelde panel veri analizlerine dayalıdır. Bu çalışmalarda ele alınan konular, yatay kesit birimlerine ait verilerin analizi yoluyla ya da bu analizlere zaman boyutunun da dahil edilmesi yoluyla yapılmaktadır. Böylece hem zaman içinde hem de ele alınan birimler arası farklılaşmalar birlikte incelenmiş olmaktadır (Cameron ve Trivedi, 2005:695).

Panel veri analizinin araştırmacılar tarafından tercih edilmesinin en önemli nedenlerinden biri; veri toplama ve analiz yöntemleri ile birlikte bilgisayar teknolojisindeki gelişmelerdir. Bununla birlikte bu yöntemin tercih edilmesinin diğer sebebi, zaman boyutunun ve yatay kesit etkilerinin iktisatçılar tarafından ortak görülmesinin mümkün olmasıdır.

#### 2.3.1.Değişkenlerin Heterojenliğinin Araştırılması

Ampirik model kapsamında öncelikle değişkenlerin heterojen olup olmadıkları delta testi yardımıyla incelenmektedir. Değişkenlerin heterojen olup olmamaları, çalışmada ilerleyen aşamalarda uygulanacak birim kök ve eşbütünleşme testlerinin biçimini değiştirmektedir. Delta testi aşağıda belirtildiği gibi iki ayrı şekilde hesaplanmaktadır (Pesaran ve Yamagata, 2008:56; Göçer, 2013:229):

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \frac{N^{-1}\tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \quad (14)$$

$$\tilde{\Delta}_{adj} = \frac{\sqrt{N}N^{-1}\tilde{S} - k}{\sqrt{Var(T,k)}} \quad (15)$$

$\tilde{\Delta}$ : Küçük örneklem için delta test istatistiğini ifade etmektedir.

$\tilde{\Delta}_{adj}$ : Büyük örneklem için düzeltilmiş delta test istatistiğini ifade etmektedir.

Ayrıca sırasıyla N gözlem sayısını, S Swamy test istatistiğini k açıklayıcı değişken sayısını, Var(T,k) ise varyansı ifade etmektedir. Delta testine ait sıfır hipotez ve alternatif hipotez aşağıdaki de belirtmek mümkündür (Pesaran ve Yamagata, 2008:57-58).

$$H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_n = \beta \text{ (tüm } \beta_i \text{ için)}$$

$$H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \dots \neq \beta_n \text{ (en az bir } \beta_i \text{ için)}$$

**Tablo 1:** Delta Testi Sonuçları

| Test                   | Test İstatistiği | Prob. |
|------------------------|------------------|-------|
| $\tilde{\Delta}$       | 1.756            | 0.040 |
| $\tilde{\Delta}_{adj}$ | 1.991            | 0.023 |

Tablo 1’de yer alan sonuçlara göre oluşturulan modeldeki değişkenler heterojendir. Hesaplanan olasılık değerleri %5’te anlamlıdır ve  $H_0$  reddedilir.

### 2.3.2. Değişkenler Arası Yatay Kesit Bağımlılığının Araştırılması

Delta testi sonucunda heterojen olduğu belirlenen seriler için yatay kesit bağımsızlığının araştırılması önemlidir. Seriyeye belli bir şok geldiğinde tüm yatay kesit birimlerinin söz konusu şoktan aynı derece etkilenip etkilenmediği araştırılmalıdır. Yatay kesit bağımsızlığının araştırılmasında Pesaran  $CD_{LM}$  testinden yararlanılmaktadır (Pesaran, 2004:4):

$$\Delta Y_{it} = a_i + b_i Y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} c_{ij} \Delta Y_{i,t-j} + d_i t + h_i \bar{Y}_{t-1} + \sum_{j=0}^{p_i} \eta_{ij} \Delta Y_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (16)$$

Yukarıdaki denklemde  $a$  ortak zaman etkisini,  $b, c, d, h$  ve ilgili değişkenlere ait tahmin edilen regresyon katsayılarını ifade etmektedir. Söz konusu denklemde yer alan  $t$  trendi ifade etmekte olup,  $p_i$  ise birimlere göre en uzun gecikme derecesini göstermektedir. Yukarıdaki denklemden elde edilen bulgular ışığında  $CD_{LM}$  test istatistiği elde edilir. Kalıntılar arasında az ya da çok eş anlı korelasyon olması beklenmektedir. Bu korelasyonların istatistiksel olarak anlamlılığı Breusch ve Pagan (1980) LM testi ile test edilmektedir (Pesaran, 2004:4; Güloğlu ve İspir, 2009:4).  $CD_{LM}$  test istatistiği şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$CD_{LM} = T \sum_{i=j}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{p}_{ij}^2 \sim \chi_{N(N-1)/2}^2 \quad (17)$$

$p_{ij}$  her denklemin EKK (en küçük kareler yöntemi) ile tahmininden elde edilen kalıntılar arasındaki basit korelasyon katsayısıdır. Kalıntılar arasındaki korelasyon olmadığı sıfır hipotezi altında LM test istatistiği,  $N$  sabitken ve  $T$  sonsuza giderken  $\chi^2$  dağılımı göstermektedir.

Pesaran (2007) hem  $N$  ve hem de  $T$ ’nin büyük olduğu durumlar için  $CD_{LM}$  olarak adlandırılan test istatistiğini türetmiştir (Pesaran, 2004:5).

$$CD_{LM} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \sum_{i=j}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (T \hat{p}_{ij}^2 - 1) \sim N(0,1) \quad (18)$$

$$H_0: p_{ij} = p_{ji} = \text{cor}(u_{it}, u_{jt}) = 0, \quad i \neq j \quad (\text{Yatay kesitler arasında bağımlılık yoktur.})$$

$$H_0: p_{ij} = p_{ji} \neq 0, \quad i \neq j \quad (\text{Yatay kesit birimleri arasında bağımlılık vardır.})$$

**Tablo 2:**M değişkeni için  $CD_{LM}$  Testi Sonuçları

| CD Test                     | Test İstatistiği | Prob   |
|-----------------------------|------------------|--------|
| cd LM (Breusch, Pagan 1980) | 69.145           | 0.012* |
| cd LM 1(Pesaran 2004 )      | 2.545            | 0.005* |
| cd LM 1 (Pesaran 2004)      | -1.667           | 0.048* |

Tablo 2’de yer alan sonuçlara göre, M değişkeni için yatay kesit bağımsızlığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilir. Buna göre seriyi oluşturan yatay kesit birimleri arasında bağımlılık vardır.

**Tablo 3:** RP Değişkeni İçin  $CD_{LM}$  Testi Sonuçları

| CD Test                     | Test İstatistiği | Prob    |
|-----------------------------|------------------|---------|
| cd LM (Breusch, Pagan 1980) | 91.566           | 0.000*  |
| cd LM 1 (Pesaran 2004 )     | 4.908            | 0.000*  |
| cd LM 1 (Pesaran 2004)      | -1.436           | 0.076** |

Tablo 3’te yer alan sonuçlara göre, RP değişkeni için yatay kesit bağımsızlığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilir. Buna göre seriyi oluşturan yatay kesit birimleri arasında bağımlılık vardır.

**Tablo 4:** Y Değişkeni İçin  $CD_{LM}$  Testi Sonuçları

| CD Test                     | Test İstatistiği | Prob    |
|-----------------------------|------------------|---------|
| cd LM (Breusch, Pagan 1980) | 83.828           | 0.000*  |
| cd LM 1 (Pesaran 2004 )     | 4.093            | 0.000*  |
| cd LM 1 (Pesaran 2004)      | -1.401           | 0.081** |

Tablo 4’te yer alan sonuçlara göre, Y değişkeni için yatay kesit bağımsızlığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilir. Buna göre seriyi oluşturan yatay kesit birimleri arasında bağımlılık vardır.

### 2.3.3.Değişkenlerin Durağanlığının Araştırılması

Panel veri analizinde, verilerin zaman boyutuna yatay kesit boyutunun da eklenmesi, birim kök testlerinin gücünün arttırmış fakat beraberinde birtakım sorunlar getirmiştir. Bu sorunlara getirilen değişik çözüm önerileri, yeni panel birim kök testlerinin geliştirilmesini sağlamıştır.

Paneli oluşturan yatay kesit birimlerinin seriye gelen herhangi bir şok karşısında birbirinden etkilenmediklerini varsaymak gerçekçi olmayacaktır. Etkin tahmin sonuçlarının elde edilebilmesi için analizde, yatay kesit bağımlılığını dikkate alan birim kök testlerinin kullanılması gerekmektedir (Nazlıoğlu, 2010:104). Yatay kesit bağımlılığını dikkate alan birim kök testleri, ikinci nesil panel birim kök testleri olarak adlandırılmaktadır.

Pesaran (2007) hata terimlerinin faktör yapılarının tahmin edilmesi yerine, yatay kesit bağımlılığını dikkate alan bir panel birim kök testi geliştirmiştir. Kesit açısından genişletilmiş Dickey-Fuller (Cross-Sectionally Augmented Dickey-Fuller) testi olarak adlandırılan panel birim kök testi aşağıdaki regresyon denkleminin tahminine dayalıdır (Pesaran, 2007: 268):

$$\Delta Y_{it} = \alpha_i + b_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} c_{ij} \Delta Y_{i,t-j} + d_i t + h_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^{p_i} \eta_{ij} \Delta \bar{y}_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (19)$$

19 numaralı denklem ile  $\lambda_i$ 'nin ortalamasının sıfırdan farklı olduğu durumda ve N sonsuza giderken, ortak ögenin  $\bar{y}_t$  ve  $\bar{y}_t$ 'nin gecikmeli değerleriyle yaklaştırılabileceği ifade edilmektedir. Her bir yatay kesit biriminde  $u_{it}$ 'deki potansiyel otokorelasyonu dikkate almak için, ortak öge  $\bar{y}_t$  ve  $\Delta \bar{y}_t$ 'nin gecikmeli değerleriyle yaklaştırılabilir (Güloğlu ve İvrendi, 2010:383).

$H_0 : b_i = 0$  seri durağandır.

$H_1 : b_i < 0$  seri durağan değildir. ( $i=1,2,\dots,N$ )

Yatay kesit için genişletilmiş Dickey Fuller yani “Cross-Sectionally Augmented Dickey-Fuller (CADF)” testinde  $b_i$  katsayılarına ilişkin t değerleri hesaplanır. Hesaplanan değerler, Pesaran (2007) tarafından tablolaştırılmış kritik değerler ile karşılaştırılır. Pesaran yaptığı Monte Carlo simülasyonlarında CADF testinin hem  $N>T$  hem de  $T>N$  durumunda etkin sonuçlar verdiğini vurgulamaktadır (Pesaran, 2007:269).

CADF testine ait t istatistik değeri aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır (Pesaran, 2007:269):

$$t_i(N, T) = \frac{\Delta \bar{y}_i \bar{M}_w Y_{i-1}}{\hat{\sigma}(Y_{i-1} \bar{M}_w Y_{i-1})^{1/2}} \quad (20)$$

CIPS istatistiği ise her bir yatay kesit için hesaplanan t istatistik değerlerinin ortalamasıdır (Pesaran, 2007:276).



**Tablo 5:** M Değişkeni İçin CADF Testi Sonuçları

| <b>CADF T-istatistik Değerleri</b> |
|------------------------------------|
| -2.5329                            |
| -1.9243                            |
| -0.4781                            |
| -0.3629                            |
| -4.7993                            |
| -3.3125                            |
| -1.7855                            |
| -2.1552                            |
| -3.5739                            |
| -1.6908                            |
| <b>CIPS = -2.2615</b>              |

Tablo 5’te yer alan bulgulara göre, M değişkeni durağan değildir. Hesaplanan t istatistik değeri Pesaran (2007) kritik tablo değeri olan -5.78’den büyüktür ve  $H_0$  hipotezi reddedilir (Pesaran, 2007:275). Ayrıca CIPS istatistiği de kritik değer olan -2.64’ ten büyüktür ve  $H_0$  hipotezi reddedilir (Pesaran, 2007:280). Tablo 5’te yer alan sonuçlar değerlendirildiğinde, serinin birim kök içerdiği görülmektedir. M değişkeni düzeyde durağan değildir, bu seri I(1) özelliği göstermektedir.

**Tablo 6:** RP Değişkeni İçin CADF Testi Sonuçları

| <b>CADF T-istatistik Değerleri</b> |
|------------------------------------|
| -1.2903                            |
| -1.4828                            |
| -1.5637                            |
| -0.2729                            |
| -1.1871                            |
| -8.0826                            |
| -1.0606                            |
| -1.5869                            |
| -1.5053                            |
| 0.0585                             |
| <b>CIPS = -1.7974</b>              |

Tablo 6'da yer alan bulgulara göre, RP değişkeni düzeyde durağan değildir. Hesaplanan t istatistik değeri Pesaran (2007) kritik tablo değeri olan -5.78'den büyüktür ve  $H_0$  hipotezi reddedilir (Pesaran, 2007:275). Ayrıca CIPS istatistiği de kritik değer olan -2.64'ten büyüktür ve  $H_0$  hipotezi reddedilir. Tablo 6'da yer alan sonuçlara göre, serinin birim kök içerdiği görülmektedir (Pesaran, 2007:280). RP değişkeni I(1) özelliği göstermektedir.

**Tablo 7:** Y Değişkeni İçin CADF Testi Sonuçları

| CADF T-istatistik Değerleri |
|-----------------------------|
| -2.2227                     |
| -2.2812                     |
| -1.6771                     |
| -2.7043                     |
| -2.6995                     |
| -1.3482                     |
| -1.4991                     |
| -2.9008                     |
| -1.6930                     |
| -1.5123                     |
| CIPS = -2.0538              |

Tablo 7'de yer alan bulgulara göre, Y değişkeni düzeyde durağan değildir. Hesaplanan t istatistik değeri Pesaran (2007) kritik tablo değeri olan -5.78'den büyüktür ve  $H_0$  hipotezi reddedilir (Pesaran, 2007:275). Ayrıca CIPS istatistiği de kritik değer olan -2.64'ten büyüktür ve  $H_0$  hipotezi reddedilir. Tablo 7'de yer alan sonuçlara göre, serinin birim kök içerdiği görülmektedir. Y değişkeni I(1) özelliği göstermektedir.

CADF testi ile elde edilen bulguların güvenilirliğinin test edilmesi açısından ikinci bir panel birim kök testine başvurulmuştur. Hadri-Kurozumi (2012) testi, zaman serisi analizindeki KPSS testinin, yatay kesit bağımlılığını dikkate alacak şekilde panel veri analizine uyarlanmış halidir. Öncelikle aşağıda yer alan denklem tahminlenmektedir (Hadri ve Kurozumi, 2012:31):

$$Y_{it} = z_t' \delta_i + f_t \gamma_i + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} = \phi_{i1} \varepsilon_{it-1} + \dots + \phi_{ip} \varepsilon_{it-p} + v_{it} \quad (21)$$

Yukarıdaki denklemde yer alan  $f_t$  ortak faktörleri temsil etmektedir. Bu denklem ile birlikte, otokorelasyona izin verilmekte ve bu otokorelasyonu SPC (Sul-Philips-Choi) yöntemiyle ve SUR (Seemingly Unrelated Regression) yöntemine dayalı AR(p) süreci ile birlikte, LA (Lag Augmented) yöntemindeki AR(p+1) sürecinden gecikme katsayısına bir ekleyerek düzenlemektedir. SPC yönteminde, bu seri AR(p) süreci şeklinde açıldığında; aşağıdaki denklem halini almaktadır (Göçer, 2013:228; Erataş ve Uysal, 2014:13):

$$y_{it} = z_t' \hat{\delta}_t + \hat{\phi}_{i_1} Y_{it-1} + \dots + \hat{\phi}_{i_p} Y_{it-p} + \hat{\psi}_{i_0} \bar{Y}_t + \dots + \hat{\psi}_{i_p} \bar{Y}_{t-p} + \hat{v}_{it} \quad (22)$$

Denklem 22 tahmin edilerek uzun dönem varyansı hesaplanmaktadır ve söz konusu varyans kullanılarak SPC (Sul-Philips-Choi) varyansı hesaplanmakta ve sonuç olarak  $\sigma_{v_i}^2$  istatistiği elde edilmektedir. Uzun dönem varyansı, SPC varyansı ve  $z_A^{SPC}$  istatistiği sırayla denklem 22, 23 ve 24'te gösterilmektedir (Göçer, 2013:229; Erataş ve Uysal, 2014:14):

$$\sigma_{v_i}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{v}_{it}^2 \quad (22)$$

$$\sigma_{iSPC}^2 = \frac{\hat{\sigma}_{v_i}^2}{(1-\phi_i)^2} \quad (23)$$

$$z_A^{SPC} = \frac{1}{\hat{\sigma}_{iSPC}^2 T^2} \sum_{t=1}^T (S_{it}^w)^2 \quad (24)$$

Hadri-Kurozumi (2012) testinde yer alan diğer istatistik LA (Lag Augmented), SPC yönteminde yer alan regresyon denklemine AR(p+1) sürecindeki gecikme katsayısına bir ekleyerek bulunmaktadır (Hadri ve Kurozumi, 2012:32):

$$y_{it} = z_t' \tilde{\delta}_t + \tilde{\phi}_{i_1} Y_{it-1} + \dots + \tilde{\phi}_{i_p} Y_{it-p} + \tilde{\phi}_{i_{p+1}} Y_{it-p-1} + \tilde{\psi}_{i_0} \bar{Y}_t + \dots + \tilde{\psi}_{i_p} \bar{Y}_{t-p} + \tilde{v}_{it} \quad (25)$$

25 numaralı denklemden yola çıkarak uzun dönem varyansı ve bu varyans kullanılarak elde edilen LA varyansı aşağıda yer alan denklem 26 ve 27'de ifade edilmektedir:

$$\sigma_{v_i}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{v}_{it}^2 \quad (26)$$

$$\sigma_{iLA}^2 = \frac{\hat{\sigma}_{v_i}^2}{(1-\tilde{\phi}_{i_1}-\dots-\tilde{\phi}_{i_p})^2} \quad (27)$$

Sonuç olarak elde edilen  $z_A^{LA}$  istatistiği aşağıda yer alan 28 numaralı denklem ile ifade edilmektedir:

$$z_A^{LA} = \frac{1}{\hat{\sigma}_{iLA}^2 T^2} \sum_{t=1}^T (S_{it}^w)^2 \quad (28)$$

Hadri-Kurozumi testine ait boş ve alternatif hipotezler aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir (Hadri ve Kruzomi, 2012:32):

$$H_0: \phi_i(1) \neq 0 \quad \forall_i$$

$$H_0: \phi_i(1) = 0 \text{ bazı } i\text{'leri için}$$

**Tablo 8:**M Değişkeni İçin Hadri-Kurozumi (2012) Test Sonuçları

| Hadri-Kurozumi Testi | Test İstatistiği | Prob   |
|----------------------|------------------|--------|
| $Z_A^{SPC}$          | 7.5654           | 0.0000 |
| $Z_A^{LA}$           | 10.0673          | 0.0000 |

**Tablo 9:**RP Değişkeni İçin Hadri-Kurozumi (2012) Test Sonuçları

| Hadri-Kurozumi Testi | Test İstatistiği | Prob   |
|----------------------|------------------|--------|
| $Z_A^{SPC}$          | 3.0754           | 0.0141 |
| $Z_A^{LA}$           | 4.1626           | 0.0122 |

**Tablo 10:**Y Değişkeni İçin Hadri-Kurozumi (2012) Test Sonuçları

| Hadri-Kurozumi Testi | Test İstatistiği | Prob   |
|----------------------|------------------|--------|
| $Z_A^{SPC}$          | 2.6960           | 0.0035 |
| $Z_A^{LA}$           | 3.7722           | 0.0022 |

Tablo 8, 9 ve 10'da yer alan sonuçlara göre, M, RP ve Y değişkenleri düzeyde durağan değildir. Her üç değişken için hesaplanan olasılık değeri 0.05 düzeyinde anlamlıdır ve sıfır hipotezi reddedilir. Seriler I(1) özelliği göstermektedirler. Hadri-Kurozumi testinden elde edilen sonuçlar ile CADF testinden elde edilen sonuçlarla benzerlik göstermektedir. Bu da ulaşılan sonuçların güvenilirliğini arttırmaktadır.

#### 2.3.4. Değişkenler Arası Eşbütünleşik İlişkinin Araştırılması

Panel eşbütünleşme testleri uygulanmadan önce değişkenlerin durağanlık dereceleri, yatay kesit bağımlılığı ve heterojen olup olmadıkları belirlenmelidir. Değişkenlerin heterojen olup olmaması, yatay kesit bağımlılığının olmaması ve durağanlık dereceleri uygulanacak olan eşbütünleşme testinin türünü değiştirmektedir. Çalışmada ele alınan değişkenler hem heterojen hem de yatay kesit bağımlılığı içermektedir; bu nedenle Durbin-Hausman Westerlund eşbütünleşme testi kullanılmıştır.

Durbin-Hausman Westerlund testinde yer alan ortak faktör ile yatay kesit bağımlılığı dikkate alınmaktadır. Durbin-h testi  $T > N$  olduğu durumlarda kullanılmaktadır.

$$z_{it} = \hat{\lambda}_i F_t + e_{it} \quad (29)$$

$$F_{jt} = \rho_j F_{jt-1} + u_{jt-1} \quad (30)$$

$$e_{it} = \phi_i e_{it-1} + v_{it} \quad (31)$$

Yukarıda yer alan 29,30,31 numaralı denklemlerde yer alan ortak faktör  $F_t$ ,  $F_{jt}$ 'in  $k$  boyutlu şeklidir ( $j=1,2,\dots,k$ ). 30 numaralı denklemde yer alan  $\rho_j < 1$  (tüm  $j$ 'ler için) olduğunda  $F_t$  durağandır (Westerlund, 2008:199). Durbin-Hausman Westerlund eşbütünleşme testinin hata sürecine ilişkin bazı varsayımlar yapılmaktadır (Westerlund, 2008:200):

- $v_{it}$ 'nin tüm yatay kesit birimleri için ortalaması sıfırdır.
- tüm yatay kesit birimleri için  $E(v_{it} v_{kj}) = 0$  dir ( $j \neq k, t$  ve  $j$ ).
- $\text{var}(v_{it}) = w_i^2 < \infty$  ve  $\text{var}(w_{it}) > 0$  pozitifdir.
- $E(u_t) = 0$  ve  $\text{var}(u_t) < \infty$  dir.
- $Y_{it} \sim I(1)$
- $X_{it} \sim I(0)$ ,  $X_{it} \sim I(1)$   $i \neq j$

Durbin-h testine ait istatistikler aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır (Westerlund, 2008:203):

$$DH_g = \sum_{i=1}^n \hat{S}_i (\tilde{\phi}_i - \hat{\phi}_i)^2 \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2 \quad (32)$$

$$DH_p = \hat{S}_n (\tilde{\phi} - \hat{\phi})^2 \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T \hat{e}_{it-1}^2 \quad (33)$$

$DH_g$  heterojen değişkenlerin varlığında panel için grup ortalaması test istatistiğini ifade ederken,  $DH_p$  değişkenlerin homojen olduğu durumda panel için hesaplanan test istatistiğidir.

Durbin-Hausman Westerlund eşbütünleşme testine ait boş ve alternatif hipotezler aşağıda yer almaktadır (Westerlund, 2008:203):

$H_0: \phi_i = 1$  tüm yatay kesit birimleri için (eşbütünleşme yoktur).

$H_{1a}: \phi_i = \phi < 1$  tüm yatay kesit birimleri için (eşbütünleşme vardır).

$H_{1b}: \phi_i < 1$  tüm yatay kesit birimleri için (eşbütünleşme vardır).

**Tablo 11:** Durbin-Hausman Westerlund Testi Sonuçları

|             | Test İstatistiği | Prob  |
|-------------|------------------|-------|
| <b>DH_g</b> | 13.037           | 0.000 |
| <b>DH_p</b> | 0.096            | 0.462 |

Tablo 11'de yer alan sonuçlara göre,  $H_0$  hipotezi red edilir. Değişkenler arası eşbütünleşme ilişkisi vardır. Tabloda yer alan sonuçlar yorumlanırken değişkenler heterojen olduğu için DH\_g test istatistiği dikkate alınmıştır.

### **2.3.5.Ortak İlişkili Etkiler Modeli (Common Correlated Effects Model)**

Çalışmada Thirlwall kuralının geçerliliğinin test edilmesi amacıyla, panel veri analizi kapsamında Pesaran (2006) Ortak İlişkili Etkiler Modeli (Common Correlated Effect Model) kullanılmıştır. Bu model, panel veri analizinde çeşitli yöntemlerle yatay kesit birimleri için tahmin edilen regresyon katsayıların her bir yatay kesit birimi için tek tek elde edilmesini sağlamaktadır. Bu modele ait tahminciler, ekonometrik modele dahil edilmeyen faktörlerin etkisini, her bir yatay kesit birimine ait zaman vektörü ile çoğaltılmış regresyon denklemleri ile dikkate almaktadır (Pesaran, 2006:2-3; Erataş, 2012:46).

Ortak ilişkili etkiler (CCE) modeli hem  $N>T$  hem de  $T>N$  olduğu durumda kullanılabilir. Yatay kesit bağımlılığına izin veren bu modelde, ayrıca değişkenlerin aynı ya da farklı durağanlık derecelerinde analiz edilmesi mümkündür. Farklı durağan derecelerine sahip olan değişkenler arasında eşbütünleşik ilişki varsa CCE modeli kullanılabilir (Pesaran ve Yamagata, 2012:26).

Bu araştırmada kullanılan ortak ilişkili etkiler yaklaşımında ele alınan ülke grubu ortalamasını ifade eden tahminciler tutarlı olup, heterojen tahminlerin yapılmasını sağlamaktadır. Bu açıdan aşağıdaki denklemde yer alan  $\beta$  parametresi için heterojen  $\beta_i$ 'lerin tahmin edilmesi mümkündür.

$$y_{it} = \beta x_{it} + u_{it} \quad (34)$$

Ortak ilişkili etkiler modelinde, ilk olarak grup ortalamasını veren katsayılar, bağımlı ve bağımsız değişkene ait yatay kesit birimlerinin ortalaması olarak tahmin edilmektedir (Eberhardt ve Francis, 2009:13).

$$y_{it} = \alpha + bx_{it} + \sum_{j=2}^N d_j D_j + \sum_{j=1}^N c_{1i} \{\bar{y}_t D_j\} + \sum_{j=1}^N c_{2i} \{\bar{x}_t D_j\} + e_{it} \quad (35)$$

Yukarıda yer alan 35 numaralı denklemdeki ilk üç terim standart sabit etkiler yaklaşımının tahmincileridir. Bu denklemde yer alan son iki terim olan,  $\sum_{j=1}^N c_{1i} \{\bar{y}_t D_j\}$  ve  $\sum_{j=1}^N c_{2i} \{\bar{x}_t D_j\}$  her bir yatay kesit birimi için oluşturulan kukla değişken  $D_j$ 'ler yoluyla yatay kesit birimlerinin zamana (t) göre ortalaması  $\bar{z}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N z_{it}$  ile olan ilişkisini göstermektedir (Eberhardt ve Francis, 2009:12). Bu denklemden (NT x N) boyutunda  $k + 1$  matris ortaya çıkarmaktadır (k gözlenen değişken sayısıdır) (Erataş, 2012: 47).

CCE modeline ait ortak grup tahmincileri aşağıdaki denklemden yola çıkarak hesaplanmaktadır:

$$CCE_{MG}y_{it} = \alpha_i + b_i x_{it} + c_{1i} \bar{y}_t + c_{2i} \bar{x}_t + e_{it} \quad (36)$$

Analize konu olan her bir yatay kesit birimi (N) için, yatay kesit birimi ortalamasını içeren N sayıda ayrı denklem hesaplanmaktadır. Tahmin edilen  $\beta_i$ 'lere ait formülasyon 37 numaralı denklemdeki gibi ifade edilmektedir (Pesaran, 2006:14):

$$\widehat{b}_{MG} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \widehat{b}_i \quad (37)$$

**Tablo 12:** Çalışmaya Konu Olan Ülkeler

| Ülke Kodu | Ülke Adı     |
|-----------|--------------|
| 1         | Arjantin     |
| 2         | Brezilya     |
| 3         | Çin          |
| 4         | Hindistan    |
| 5         | Endonezya    |
| 6         | Kore         |
| 7         | Meksika      |
| 8         | Polonya      |
| 9         | Güney Afrika |
| 10        | Türkiye      |

**Tablo 13:** Ortak İlişkili Etkiler Modeli (CCE) Tahmin Sonuçları

**Bağımlı Değişken: Log M**

|               | Katsayılar | Standart Sapma | T-istatistiği |
|---------------|------------|----------------|---------------|
| <b>Log RP</b> | 18.34591   | 5.523853       | 3.321217      |
| <b>Log Y</b>  | 2.457409   | 0.388177       | 6.330636      |

Tablo 13'te yer alan sonuçlarda görüldüğü gibi, Log RP ve Log Y değişkenlerinin önünde yer alan fiyat esnekliği  $b_1$  katsayısı ve gelir esnekliği  $b_2$  katsayılarının işaretlerinin teori ile uyumlu olduğu görülmektedir (Denklem 13'e bakınız). Literatürde yapılmış diğer çalışmalardan farklı olarak, bu çalışmada tahminlenen fiyat esnekliği katsayısı nispeten yüksektir. Ayrıca yukarıda yer alan katsayılar bakılarak, ithalat için fiyat değişiminin gelir değişiminden daha önemli olduğu yorumunda bulunulabilir. Bahsedilen çıkarımların, analize konu olan ülkelerin

gelişmekte olan ülkeler sınıflandırılmasına dahil olup ekonomik yapılarından kaynaklanan bir durum olabileceği düşünülmektedir. Fakat gelecekte yapılacak araştırmalar için, bu katsayı derecesinin tahmin edilmesi kayda değer bir araştırma konusu olma ihtimali taşımaktadır.

**Tablo 14:** Model İçin Ödemeler Bilançosu Kısıtı Altındaki Büyüme Oranının Hesaplanması (1998-2014)

| $Y_{ger}$ | İhracat<br>Büyüme Oranı | İthalatın<br>Gelir<br>Esnekliği | $Y_{BP}$ | $Y_{ger} - Y_{BP}$ |
|-----------|-------------------------|---------------------------------|----------|--------------------|
| 4.3009    | 6.7516                  | 2.4844                          | 2.7175   | 1.5833             |

Tablo 14'te, daha önce denklem 13'te belirtilen ödemeler bilançosu kısıtı altında büyüme rakamı hesaplanmıştır. Tabloda yer alan sonuçlardan da anlaşılacağı gibi Thirlwall modelinde yer alan ödemeler bilançosu kısıtı altındaki büyüme rakamı  $Y_{BP}$  ile gerçekleşen büyüme oranı  $Y_{ger}$  arasında anlamlı bir farklılık vardır. Söz konusu ülkelerin tümü panel veri analizinde tek bir model olarak düşünüldüğünde Thirlwall Kuralı'nın geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

**Tablo 15:** CCE Tahmincilerinin Her Bir Yatay Kesit Birimi İçin Hesaplanan Uzun Dönem Regresyon Katsayıları

| Yatay Kesit | Standart Sapma |        |        | Standart Sapma |       |           |       |
|-------------|----------------|--------|--------|----------------|-------|-----------|-------|
|             | Log RP         | (NW)   | Log Y  | (NW)           | Zaman | Başlangıç | Bitiş |
| 1           | -2.239         | 5.442  | 3.968  | 0.645          | 17    | 1998      | 2014  |
| 2           | 13.127         | 8.467  | 3.964  | 0.735          | 17    | 1998      | 2014  |
| 3           | 35.178         | 7.359  | -0.107 | 0.409          | 17    | 1998      | 2014  |
| 4           | 12.536         | 4.190  | 1.394  | 0.561          | 17    | 1998      | 2014  |
| 5           | 52.205         | 42.063 | 1.758  | 0.330          | 17    | 1998      | 2014  |
| 6           | 9.211          | 10.476 | 2.615  | 0.245          | 17    | 1998      | 2014  |
| 7           | 25.520         | 4.339  | 2.687  | 0.651          | 17    | 1998      | 2014  |
| 8           | -7.333         | 6.456  | 2.785  | 0.544          | 17    | 1998      | 2014  |
| 9           | 23.210         | 10.799 | 3.596  | 0.528          | 17    | 1998      | 2014  |
| 10          | 22.044         | 7.492  | 2.184  | 0.358          | 17    | 1998      | 2014  |

Tablo 15'te yer alan her bir yatay kesit birimi için tahminlenen katsayılar incelendiğinde, fiyat esnekliğinin ülkeden ülkeye büyük farklılık gösterdiği, fakat gelir esnekliğinin ise genelde birbirine yakın olduğu görülmektedir.



**Tablo 16:** Her Bir Ülke İçin Ödemeler Bilançosu Kısıtı Altındaki Büyüme Oranının Hesaplanması (1998-2014)

| Ülke | $Y_{ger}$ | İhracat<br>Büyüme Oranı | İthalatın<br>Gelir<br>Esnekliği | $Y_{BP}$  | $Y_{ger} - Y_{BP}$ |
|------|-----------|-------------------------|---------------------------------|-----------|--------------------|
| 1    | 3.3725    | 2.2476                  | 3.9680                          | 0.5664    | 2.8061             |
| 2    | 2.8976    | 5.5035                  | 3.9640                          | 1.3884    | 1.5093             |
| 3    | 8.9778    | 14.3714                 | -0.1070                         | -134.3117 | 143.2896           |
| 4    | 6.7699    | 11.7210                 | 1.3940                          | 8.4082    | -1.6382            |
| 5    | 3.8716    | 1.1768                  | 1.7580                          | 0.6694    | 3.2023             |
| 6    | 3.9344    | 9.9690                  | 2.6150                          | 3.8122    | 0.1222             |
| 7    | 2.5338    | 4.8066                  | 2.6870                          | 1.7889    | 0.7450             |
| 8    | 3.6820    | 7.8816                  | 2.7850                          | 2.8300    | 0.8520             |
| 9    | 2.8414    | 2.7587                  | 3.5960                          | 0.7672    | 2.0743             |
| 10   | 4.1275    | 7.0806                  | 2.1840                          | 3.2420    | 0.8856             |

Tablo 16'da yer alan sonuçlar incelendiğinde Thirlwall modelinde yer alan ödeme kısıtı altındaki büyüme rakamı ile gerçekleşen büyüme rakamı arasındaki fark ülkeden ülkeye önemli değişiklikler göstermektedir. En ilgi çeken farklılık 3 numarayla kodlanmış Çin için karşımıza çıkmaktadır. Ayrıca 1998-2014 döneminde Kore, Meksika ve Polonya için tahminlenen büyüme oranları ile gerçekleşen büyüme oranlarının birbirine yakınsadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

## SONUÇ

Ekonomik büyüme iktisat yazınının üzerinde en çok tartışılan konularından birisidir. Özellikle neoklasik ekonomik büyüme modellerinin arz yönlü yaklaşımı, heteredoks iktisat literatüründe ciddi olarak eleştirilmektedir. Keynesyen teori çerçevesinde geliştirilen Thirlwall Kanunu son dönem heteredoks iktisat literatürünün önemli alternatif yaklaşımları arasında yer almaktadır.

Thirlwall Kanunu, talep yönlü, ihracat ve ithalat güdümlü bir politika modelidir. Thirlwall modelinde, ülkeler arası büyüme oranları farkının, ülkelerin toplam talebindeki büyüme farklılıklarından kaynaklandığı savunulmaktadır. Dışa açık bir ekonomide büyümeyi kısıtlayan temel faktör dış ödemeler dengesidir. Bu kısıt ise ihracat performansı ve ithalat talebinin gelir esnekliği tarafından belirlenmektedir.

Çalışmanın ampirik model kısmında panel veri analizinden yararlanılmıştır. Öncelikle seriyi oluşturan değişkenlerin heterojen olup olmadıkları delta testi yardımıyla incelenmiştir. Heterojen olduğu belirlenen değişkenler için ardından CDIm testi uygulanmış ve yatay kesit bağımlılığı sonucuna ulaşılmıştır. Analize konu olan değişkenlerin heterojen olması ve yatay kesit bağımlılığı içermesi değişkenler için uygulanacak panel birim kök testlerinin yapısını değiştirmektedir. Analizde ikinci nesil birim kök testlerinden olan CADF ve Hadri-Kurozumi panel kök testleri kullanılmıştır. Değişkenlerin düzeyde durağan olmayıp  $I(1)$  özellik gösterdiği sonucuna ulaşılmıştır. Uzun dönem vektör tahmininin yapılabilmesi için değişkenler arasında eşbütünleşik bir ilişkinin olması gerekmektedir. Bu nedenle değişkenler arası eşbütünleşik ilişki Durbin-Hausman Westerlund Testi ile araştırılmıştır. Eşbütünleşik ilişkinin varlığı ispatlandıktan sonra, modele ait uzun dönem regresyon katsayılarının elde edilmesi için ortak ilişkili etkiler modelinden yararlanılmıştır. Yatay kesit bağımlılığını dikkate alan bu yöntem ile modele ait uzun dönem vektörünün tahmin edilmesinin yanı sıra, her bir yatay kesit birimine ait uzun dönem vektörlerinin hesaplanması da mümkündür.

Bu çalışmada, 1998-2014 döneminde analize konu olan 10 ülke için Thirlwall Kuralı'nın geçerli olmadığı sonucuna varılmıştır. Hem paneli tamamı için yapılan uzun dönem regresyon katsayı tahminleri hem de her bir yatay kesit birimi için yapılan uzun dönem katsayı tahminleri Thirlwall Kuralı'nı desteklememektedir. Ampirik çalışmadan elde edilen bulgular değerlendirildiğinde, Thirlwall modeli tarafından öngörülen ekonomik büyüme oranları ile gerçekleşen ekonomik büyüme oranları arasında anlamlı farklılıklar olduğu gözlemlenmektedir. Akla gelen ilk neden, yabancı sermaye akımlarının ödemeler bilançosu kısıtı üzerindeki etkisidir. Yabancı sermaye akımlarının ödemeler bilançosunun finansmanı için kullanılabildiği düşünülürse, dış ticaret kısıtının yanı sıra uluslararası sermaye akımlarının da yönlendirici rol üstlendiği bir ekonomik büyüme performansından bahsetmek mümkündür.

Ayrıca çalışmada bazı ülkeler ait uzun dönem regresyon katsayıları beklenenden daha yüksek bulunmuştur. Bir yandan bazı ülkeler için bunun gelişmekte olan ülkelere özgü ekonomik yapısal nedenlerden kaynaklandığı düşünülse de, bir yandan da çalışmada kullanılan ampirik model ve kullanılan verilerin geliştirilmesi gerektiği kanısına varılmıştır.

## **KAYNAKÇA**

Ateşoğlu, H. S. (1993). “Balance of Payments Constrained Growth: Evidence from the United States”. *Journal of Post Keynesian Economics*, Sayı:1 (4), ss:507–514.

Ateşoğlu, H. S. (1994). “Balance of Payments Determined Growth in Germany”. *Applied Economic Letters*, Sayı:1(6), ss:89–91.

Bagnai, A. (2010). "Structural changes, cointegration and the empirics of Thirlwall's law". *Applied Economics*, Sayı:42, ss:1315-1329.

Bairam, E. (1990). “The Harrod Foreign Trade Multiplier Revisited”. *Applied Economics*, 1990, Sayı:22(6), ss:711–718.

Bairam, E. (1993). "Static versus Dynamic Specifications of the Harrod Trade Multiplier". *Applied Economics*, Sayı:25(6), ss:739-742.

Cameron, C. A. ve Trivedi, P. K. (2005). *Supplement to Microeconometrics: Methods and Applications*. New York: Cambridge University Press.

Eberhardt, M. ve Teal, F. J. (2009). "A Common Factor Approach to Spatial Heterogeneity in Agricultural Productivity Analysis", *University Library of Munich*, MPRA Paper 15810: ss:1-27.

Elitok, S. P. ve Campbell, A. (2008). “The Balance of Payments as a Constraint on Turkey’s Growth: 1960–2004”. Working Paper No: 2008–13, Utah Üniversitesi, Ekonomi Bölümü.

Erataş, F. (2012). "Döviz Kuru ve Ekonomik Büyüme Ekseninde Krugman 45 Derece Kuralının Geçerliği: Küresel Bir Analiz", Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Dokuz Eylül Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü.

Erataş, F. ve D. Uysal. (2014). "Çevresel Kuznets Eğrisi Yaklaşımının “BRICT” Ülkeleri Kapsamında Değerlendirilmesi", *İktisat Fakültesi Mecmuası*, Cilt:64, ss:1-25.

Garten, J. E. (2015). "Who Are the Big Emerging Markets, and Why Are They Important?". The New York Times Online Books, <http://www.nytimes.com/books/first/g/garten-ten.html>, (Eriřim Tarihi: 27.05.2015)

Gouvea, R.R. ve G.T. Lima. (2010). "Structural Change, Balance of Payments Constraint and Economic Growth : Evidence from the Multi-Sectoral Thirlwall's Law", „Journal of Post Keynesian Economics, Sayı:33(1), ss:169-204.

Göçer, İ. (2013). “Ar-Ge Harcamalarının Yüksek Teknolojili Ürün İhracatı, Dış Ticaret Dengesi ve Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkileri”, Maliye Dergisi, Sayı:165. ss:215-240.

Güloğlu, B. ve İspir S. (2009). Yeni Geliřmeler Işığında Türkiye’de Satın Alma Gücü Paritesi Önsavının Panel Birim Kök Sınaması. Pamukkale Üniversitesi İ.İ.B.F.İktisat Bölümü Yayınları.

Güloğlu, B. ve İvrendi, M. (2010). "Output Fluctuations: Transitory or Permanent? the case of Latin America", Applied Economics Letters, Sayı:17, ss:381-386.

Hadri, K. ve E., Kurozumi. (2012). “A Simple Panel Stationarity Test in the Presence of Serial Correlation and a Common Factor”, Economics Letter, Sayı:115, ss:1-34.

Halıcıoğlu, F. (2012). "Balance-of-Payments Constrained Growth: the Case of Turkey". Journal of Post Keynesian Economics, Sayı:35(1), ss:65-78.

Harrod, R. (1973). *International Economics*. Londra: Cambridge University Press.

Hussain, M. N. (1999). " The Balance-of-Payments Constraint and Growth Rate Differences among African and East Asian Economies", African Development Review, Sayı:11, ss:103-137.

Kula, F. (2008). "Ekonomik Büyüme ve Ödemeler Bilançosu Kısıtı: 1980-2006 Dönemi Türkiye Örneği", Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi. Sayı:25, ss:59-69.

Kvedaras, V. (2005). "Explanation of Economic Growth Differences in the CEE Countries: Importance of BOP Constraint". Baltic Journal of Economics, ss:48-65.

Landesmann, M. ve J. Pöschl. (1996). "Balance of Payments Constrained Growth in Central and Eastern Europe and Scenarios of East-West Integration". *Russian and East European Finance and Trade*, Sayı: 32(6), ss: 30-55.

Lanzafame, M. (2013). "The Balance of Payments-Constrained Growth Rate and The Natural Rate of Growth: New Empirical Evidence", *Cambridge Journal of Economics*, ss:1-22.

Leon-Ledesma, M. (1999). "An Application of Thirlwall's Law to the Spanish Economy". *Journal of Post Keynesian Economics*, Spring, Sayı:21(3), ss:431-439.

Lopez, J. ve A. Cruz. (2000). "Thirlwall's Law and Beyond : the Latin American Experience". *Journal of Post Keynesian Economics*, Sayı: 22(3), ss:477-495.

McCombie, J. S. L. (1997). "On the Empirics of Balance of Payments Constrained Growth". *Journal of Post Keynesian Economics*, Sayı: 19(3), ss: 345-375.

McCombie, J. S. L. ve Thirlwall, A.P. (1994). *Economic Growth and The Balance-of-Payments Constraint*. Londra: The Macmillan Press Ltd.

Moreno-Brid, J. ve E. Perez. (1999). "Balance of Payments Constrained Growth in Central America: 1950-96". *Journal of Post Keynesian Economics*, Sayı: 22(1), ss:131-147.

Nazlıoğlu, Ş. (2010). Makro İktisat Politikalarının Tarım Sektörü Üzerindeki Etkisi: Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkeler İçin Bir Karşılaştırma, Yayımlanmamış Doktora Tezi, Erciyes Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü.

Pacheco-Lopez, P. ve A. P. Thirlwall. (2006). "Trade Liberalisation, the Income Elasticity of Demand for Imports and Economic Growth in Latin America". *Journal of Post Keynesian Economics*,

Perraton, J. (2003). "Balance of Payments Constrained Growth and Developing Countries: An Examination of Thirlwall's Hypothesis". *International Review of Applied Economics*, Sayı:17(1), ss:1-22.

Pesaran, H. (2004). "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels", Working Paper No:0435. University of Cambridge.

Pesaran, H. M. (2006). "Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure". *Econometrica*, Sayı:74(4), ss:967- 1012.

Pesaran, H. M. (2007). "A Simple Panel Unit Root Test in The Presence Of Cross-Section Dependence", *Journal of Applied Economics*, Sayı: 22, ss:265-312.

Pesaran, H. M. ve T., Yamagata. (2008). "Testing Slope Homogeneity in Large Panels", *Journal of Econometrics*, Sayı:142, ss:50–93.

Pesaran, H. M. ve T., Yamagata. (2012). " Testing CAPM with a Large Number of Assets", Discussion Papers 12/05, Department of Economics, University of York.

Thirlwall, A. P. (1979). "The Balance of Payments Constraint as an Explanation of International Growth Rate Differences", *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*. Sayı:32(128), ss:45-53.

Thirlwall, A. P. ve Hussain, M. N. (1982). "The Balance of Payments Constraint, Capital Flows and Growth Rate Differences Between Developing Countries". *Oxford Economic Papers*, Sayı:34(3), ss:498–510.

Turner, P. (1999). "The Balance of Payments Constraint and the Post-1973 Slowdown of Economic Growth in the G7 Economies". *International Review of Applied Economics*, Sayı: 13(1), ss:41-53.

Westerlund, J. (2008). "Panel Cointegration Tests of The Fisher Effect", *Journal of Applied Econometrics*, Sayı: 23, ss:193-233.

Yamak, R. ve Abdioğlu Z. (2010). "Thirlwall Yasası: Türkiye Örneği, 1982-2008", *Ege Akademik Bakış*, Sayı:10(2): ss:443-463.