

Unemployment Hysteresis and Convergence: Evidence from Latin American Countries

Feyyaz Cengiz DİKMEN¹, ve Gülten DURSUN²

Abstract

In this study, the unemployment hysteresis is tested by the nonlinear panel unit root test proposed by Beyaert and Camacho (2008) for twelve Latin American countries for the period 1980-2015. In this approach, two regimes of threshold autoregressive (TAR) specifications are used in which the panel series can show unit roots. This specification consists of a combination of three approaches based on the calculation of critical values through known threshold model, panel unit root tests and bootstrap simulations. TAR panel unit root test results show that unemployment hysteresis only applies to Regime I. In the next step, 12 Latin American countries characterized by hysteresis effect for the Regime I are analyzed whether they show convergence in unemployment rates. The findings show that divergence under regime I (p-value 0.438) cannot be rejected, whereas convergence findings occur under regime II (p-value 0.005). While this regime also exhibits absolute convergence (p-value 0.569), Colombia emerges as the country with the highest convergence rate under the regime II.

Keywords: Unemployment Hysteresis, Panel TAR, Latin America

JEL Codes: E24, C23, N16

¹**Corresponding Author:** Departments of Management, Kocaeli University, Kocaeli, Turkey. fdikmen@kocaeli.edu.tr

²Departments of Economics, Kocaeli University, Kocaeli, Turkey. E-mail: dgulten@kocaeli.edu.tr

İşsizlik Histerisi ve Yakınsama: Latin Amerika Ülkelerinden Bulgular

Öz

Bu çalışmada işsizlik histerisi 1980-2015 dönemi yıllık verilerle on iki Latin Amerika ülkesi için Beyaert ve Camacho (2008) tarafından önerilen doğrusal olmayan panel birim kök testi ile sınanmaktadır. Bu yaklaşımda panel serisinin birim kökleri gösterebileceği iki rejimli eşikli otoregresif (TAR) spesifikasyon kullanılmaktadır. Bu spesifikasyon, bilinen eşik model, panel birim kök testleri ve bootstrap simülasyonları yoluyla kritik değerlerin hesaplanmasına dayalı üç yaklaşımın birleşiminden oluşmaktadır. TAR panel birim kök test sonuçları işsizlik histerisinin sadece I. Rejim için geçerli olduğunu ortaya koymaktadır. Bir sonraki aşamada I. Rejim için histerisiz etkisi ile karakterize edilen 12 Latin Amerika ülkesinin işsizlik oranlarında yakınsama sergileyip sergilemedikleri araştırılmaktadır. Elde edilen bulgular, rejim I (p-değeri 0.438) altında ıraksamanın reddedilemeyeceğini, buna karşın yakınsama bulgularının II. rejim altında (p-değeri 0.005) ortaya çıktığını göstermektedir. Bu rejim aynı zamanda mutlak yakınsama sergilerken (p-değeri 0.569), Kolombiya II. rejim altında en yüksek yakınsama hızı gösteren ülke olarak ortaya çıkmaktadır.

Anahtar Kelimeler: İşsizlik Histerisi, Panel TAR, Latin Amerika

JEL Kodu: E24, C23, N16

1. Giriş

Doğal işsizlik oranı ve işsizlik histerisi³, karar vericiler açısından makroekonomik politikaların belirlenmesinde ve yürütülmesinde önemli etkileri olan birbirine karşıt iki önsavdır. Bu bağlamda işsizlik histerisinin test edilmesi önemli deneysel bir konudur. İşsizliğin doğal oranı ya da NAIRU (Natural Rate of Unemployment) literatürde (Lee, 2010; Çevik ve Diboğlu, 2013; Yalçınkaya ve Kaya, 2017; Güloğlu ve İspir, 2011; Ener ve Arıca, 2011; Yılcı, 2009; Leon-Ledesma, 2002) Friedman (1968) ve Phelps (1967, 1968) tarafından öne sürülen teoriye dayandırılmaktadır. Bu teoriye göre, endüstri çıktılarındaki dalgalanmalar işsizlik oranında döngüsel hareketlere yol açacak, ancak uzun erimde işsizlik oranı doğal dengesine geri dönecektir (Leon-Ledesma, 2002). Bunun sonucu olarak bu geçici dalgalanmanın işsizlik oranı üzerinde sadece parasal etkisi olduğu söylenebilir. Başka bir deyişle işsizlik oranı durağan bir davranış göstermektedir (Huang, 2011). Bu yaklaşıma göre “işsizliğin doğal oranı” işgücü piyasasında işsizliğin denge oranıdır. Bu özellik işsizliği ortalamaya dönüş süreci $I(0)$ olarak karakterize etmektedir (Lee, 2010).

Doğal işsizlik oranı önsavına karşılık işgücü piyasasındaki katılıklara bağlı olarak döngüsel dalgalanmalar işsizlik oranı üzerinde kalıcı etkiler bırakacağını, dolayısıyla işsizlik oranının kendi doğal dengesine dönmeyeceğini ileri süren histerisiz önsavıdır. İktisadi şokların yarattığı işsizlik oranındaki denge bozulması bir başka dengeye varılmasına yol açmakta, işgücü piyasasının katılıkları ya da işgücü-sermaye ilişkilerinin etkisiyle süreç içinde önceki dengeye dönülememesi ve işsizlik oranının yeni dengesinde sürmesi olarak ifade edilebilecek histerisiz önsavı, öncelikle Blanchard ve Summers (1986) çalışmasına ve Barro (1988) ile Layard vd., (1991) katkılarına dayandırılmaktadır. Bu önsava göre işsizlik bir birim kök $I(1)$ sürecidir.

Bu çalışmanın amacı 1980-2015 dönemi için yıllık verilerle işsizlik histerisi hipotezinin ve işsizlik serilerinin bölge ortalamasına yakınsayıp yakınsamadıkları 12 Latin Amerika ülkesi için Beyaert ve Camacho (2008) tarafından önerilen doğrusal olmayan panel birim kök testi ile sınımadır. Bir başka deyişle bu çalışmada hem 12 Latin Amerika ülkesinin işsizlik oranlarına gelen geçici şokların etkilerinin zaman içinde kaybolup kaybolmadığı incelenmekte, hem de işsizlik oranlarının yakınsama hipotezi test edilmektedir. Bu değerlendirme Latin Amerika ülkelerindeki işsizlik oranlarındaki farklılıkların gelişiminin incelenmesi açısından önemlidir.

İşsizlik yakınsaması ile ilgili çalışmaların sayısı oldukça azdır. Genellikle Avrupa Birliği ülkeleri üzerine yapılan çalışmalar dikkat çekmektedir (Baddeley vd. 1998; Bayer ve Juessen, 2007; Costantini ve Lugi, 2006; Katrencik vd., 2010; Tyrowicz ve Wojcik, 2010a ve 2010b; Bratu, 2014; Bayer ve Stemmer, 2016). Latin Amerika ülkelerine yönelik çalışmalar nadir olmakla birlikte ise genellikle tek ülkeli çalışmalarıdır. Örneğin Brezilya'nın altı metropolitan bölgesi için Gomes ve da Silva (2007) histerisiz yönünde güçlü bulgular elde ederek, bölgeler arasında işsizlik farklarının kalıcı olduğunu kanıtlamışlardır. De Figueiredo (2010) ise Mello ve Guimaraes-Filho (2007) tarafından ileri sürülen fraksiyonel stokastik yakınsama kriteri

³Histerisiz olgusu, özgün olarak fiziksel bir terimdir. Histerisiz belli bir objenin, dışsal bir gücün bozunumu karşısında değişmeye başladığı durumunu dışsal gücün kaybolmasından sonra bile önceki duruma dönemeyeceğini vurgular (Huan, 2011).

kullanarak Brezilya için bölgesel işsizlik oranlarının yakınsadığı yönünde benzer sonuçlar elde etmiştir. Diaz (2011) Kolombiya için yaptığı çalışmada mekansal Durbin modelini kullanmış ve yakınsama bulgusuna ulaşmamıştır.

Bu çalışmanın temel katkısı son yıllarda Beyaert ve Camacho (2008) tarafından geliştirilen iki rejimi doğrusal olmayan (TAR) panel birim kök yaklaşımının kullanılmasıdır. Bildiğimiz kadarıyla Latin Amerika için bu tür bir çalışmaya daha önce rastlanmamıştır. Bulgularımız işsizlik histerisinin sadece I. Rejim için geçerli olduğunu ortaya koymaktadır. Ayrıca analiz sonuçları yakınsama bulgularının II. rejim altında (p-değeri 0.005) ortaya çıktığını göstermektedir.

Çalışmanın geri kalanı şöyle planlanmıştır. Giriş bölümünü izleyen ikinci bölümde metodoloji ve veri tanıtılmaktadır. Üçüncü bölümde ampirik bulgulara yer verilerek, dördüncü ve son bölümde sonuçla tamamlanmaktadır.

2. Metodoloji ve Veri

Bu çalışma Beyaert ve Camacho (2008) tarafından geliştirilen özellikle panel veriler için doğrusal olmayan bir çerçevede model [1]'i kullanarak gerçek yakınsamayı sıyanan ekonometrik bir yöntemle dayanmaktadır. Yöntem TAR eşik modeli, panel veri birim kök testi ve kritik değerlerin hesaplanmasında bootstrap benzetim tekniği gibi üç yaklaşımın bileşiminden oluşmaktadır (Beyaert ve Garcia-Solanes, 2009; Yavuz ve Yılcı, 2013).

Yöntemin başlangıç adımı, modelin doğrusallığının araştırıldığı ve Evans ve Karras (1996)'ın panel verilerin gerçek yakınsamasının sınıdığı modele [(1)] dayanmaktadır.

$$\Delta u_{n,t} = \delta_n + \rho_n u_{n,t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{n,i} \Delta u_{n,t-i} + \varepsilon_{n,t}, n = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad [1]$$

n indisi yatay-kesit birimini ve t zaman dönemini göstermektedir. Modelin önsavları:

$$H_0: \rho_n = 0$$

$$H_a: \rho_n < 0$$

Sınama sonucunda sıfır önsavının kabul edilmesi ($\rho_n = 0$), N birimin (ülkenin) ıraksadığını gösterirken $0 < -\rho_n < 1$ olması durumu tüm n birim için yakınsama koşulunu göstermektedir. Alternatif önsav ülke ekonomilerinin yakınsadığını, aksi durum ıraksadığını göstermektedir. Bu da tam olarak panel serilerin birim kök sürecinde olduklarının sıyanmasıdır (Tipoy, 2015).

Sınama sonucunda doğrusallık savı kabul edildiğinde yakınsama doğrusallık çerçevesinde sürdürülmektedir. Tersine, doğrusallık önsavı rededildiğinde araştırma Evans-Karras yaklaşımının doğrusal olmayan uzantısı Beyaert-Camacho (2008) tarafından önerilen model [2] ile sürdürülmektedir.

$$\Delta u_{n,t} = [\delta_n^I + \rho_n^I u_{n,t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{n,i}^I \Delta u_{n,t-1}] I_{\{z_{t-1} < \lambda\}} + [\delta_n^{II} + \rho_n^{II} u_{n,t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{n,i}^{II} \Delta u_{n,t-1}] I_{\{z_{t-1} \geq \lambda\}} + \varepsilon_{n,t} \quad [2]$$

Model [2] panel serilerin birim kök gösterdiği iki rejimli, panel veri eşikli otoregresif (TAR) modeline dayanmaktadır. Sınama sonucunda doğrusal olmayan modelin doğrulanması ekonomideki döngüsel konumun yakınsama üzerinde etkisi olduğunu tersine doğrusal model

kabul edildiğinde yakınsama üzerinde etkisi olmadığını göstermektedir (Beyaert ve Garcia-Solanes, 2009; Yavuz ve Yıllancı, 2013).

Doğrusal model olma önsavı rededildiğinde araştırmanın ikinci adımında yakınsama ıraksamaya karşı model [2] çerçevesinde sınanmaktadır. Modelin sıfır önsavı:

$$H_{0,2}: \rho_n^I = \rho_n^{II} = 0 \forall n$$

Tüm n için $\rho_n^I = \rho_n^{II} = 0$ kabul edilirse her iki rejimde ıraksamanın olduğu; tersine $0 < \rho_n^i < 1, i = I, II, \forall n = 1, \dots, N$ kabul edilirse her iki rejimde yakınsama olduğu kabul edilmektedir. Bir rejimde yakınsama gösteren herhangi bir ülke diğer bir rejimde göstermiyorsa kısmi yakınsama yada ıraksamadan söz edilmektedir (Beyaert ve Garcia-Solanes, 2009). Ekonomik ilgi alanına göre alternatif olarak üç farklı önsav ileri sürülebilmektedir:

$$H_{A,2a}: \rho_n^I < 0, \rho_n^{II} < 0 \forall n$$

$$H_{A,2b}: \rho_n^I < 0, \rho_n^{II} = 0 \forall n$$

$$H_{A,2c}: \rho_n^I = 0, \rho_n^{II} < 0 \forall n$$

Tam yakınsama ifade eden $H_{A,2a}$ önsavı birimlerin her iki rejimde yakınsadığını; diğer iki alternatif önsavlar ise sırasıyla sadece I. rejimde ya da II. rejimde yakınsadığını başka bir deyişle kısmi yakınsama olduğunu ima etmektedir. Modeldeki δ_n parametresi sıfır (0) ise ($\delta_n = 0$) tüm n için yakınsamanın mutlak, değilse yakınsamanın koşullu olduğunu göstermektedir.

Model [2]'de $I\{x\}$ ikili bir değişken olarak $I\{z_{t-1} < \lambda\}$ gerçekleştiğinde 1, gerçekleşmediğinde 0 değeri almaktadır. Bu bağlamda model [2] herhangi bir t dönemde işsizliğin izlediği devinime göre sistemin iki farklı rejimden birinde olduğunu göstermektedir. $I\{x\} = 1$ ise, $\{z_{t-1} < \lambda\}$, sistemin I. rejimde ve modelin;

$$\Delta u_{n,t} = [\delta_n^I + \rho_n^I u_{n,t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{n,i}^I \Delta u_{n,t-1}] + \varepsilon_{n,t} \quad [3]$$

$I\{x\} = 0$ ise sistemin II. rejimde ve modelin;

$$\Delta u_{n,t} = [\delta_n^{II} + \rho_n^{II} u_{n,t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{n,i}^{II} \Delta u_{n,t-1}] + \varepsilon_{n,t} \quad [4]$$

olduğunu göstermektedir.

λ eşik parametresi ve z_t değişkeni t zamanda λ ile karşılaştırıldığında $(t-1)$ zamanda aldığı değere bağlı olarak ekonominin I. rejimde yada II. rejimde olduğunu belirleyen geçiş değişkenidir. z_t dışsal yada içsel olabilmektedir. λ parametresi bilinmeyen bir değerdir ve modelin diğer parametreleri gibi tahmin edilmelidir (Yavuz ve Yıllancı, 2013). Sıfır ve alternatif önsavlar için, ρ katsayılarının belli bir zamanda tüm ülkeler için aynı özellikleri sağladığı varsayılmaktadır.

Panel veri için alternatif önsavları ayırt etmede $R^2 = t_I^2 + t_{II}^2$ istatistiği kullanılmaktadır. Burada t_I ve t_{II} , ρ_n^I ve ρ_n^{II} parametre tahminine ilişkin t -türü istatistiktir. Her bir rejim için:

$$t_i = \frac{\hat{\rho}_n^i}{S_{\rho_n^i}}, i = I, II$$

R^2 'nin tanımına göre, büyük R^2 değerleri yakınsamayı desteklemektedir. Herhangi bir $i=I,II$ rejiminde büyük t_i değeri yakınsamayı destekleyen kanıtlardır.

Araştırmanın son adımı, yakınsamanın ortaya çıktığı rejimde mutlak yakınsamaya karşı koşullu yakınsamanın sınındığı süreci kapsamaktadır. Mutlak yakınsama önsavı, yakınsama gösteren ülkelerin aynı kararlı durumu paylaştığı bir sürece; koşullu yakınsama ise çakışmayan koşut bir sürece gönderme yapmaktadır. Model [2] bağlamında \forall_n ve \forall_i için $\rho_n^i < 0$ önsavı sürdürüldüğünde \forall_n ve \forall_i için $\rho_n^i = 0$ olduğunda mutlak yakınsama olduğu sonucuna varılmaktadır. Yakınsamanın sadece iki rejimden birinde çıkması bağlamında, yakınsama süreci kısmi ise, örneğin I. rejimde, mutlak yakınsama $\rho_n^i = 0$, $\forall_n = 1, \dots, N$ karşılık gelmektedir.

Bununla birlikte, iki rejimli bir modelde, bir başka ilgi çekici durum, $\rho_n^i < 0$, $n = 1, \dots, N$; $i = I, II$ ortaya çıkması ve fakat sadece tek bir i için $\rho_n^i = 0$ olması durumudur. Böyle bir durum, bir rejimde (I ya da II) mutlak yakınsamanın, diğerinde koşullu yakınsamanın varlığına işaret etmektedir (Beyaert ve Camacho, 2008). Bu farklı durumları sınamak için $\varphi_a, \varphi_b, \varphi_c$ istatistikleri kullanılmaktadır.

$$\varphi_a = \frac{1}{2N-1} \left\{ \sum_{n=1}^N [t(\hat{\delta}_n^I)]^2 + \sum_{n=1}^N [t(\hat{\delta}_n^{II})]^2 \right\} \quad [5]$$

$$\varphi_b = \frac{1}{N-1} \left\{ \sum_{n=1}^N [t(\hat{\delta}_n^I)]^2 \right\} \quad [6]$$

$$\varphi_c = \frac{1}{N-1} \left\{ \sum_{n=1}^N [t(\hat{\delta}_n^{II})]^2 \right\} \quad [7]$$

$H_{0,2}$ önsavına karşı öne sürülen $H_{A,2a}, H_{A,2b}$, ve $H_{A,2c}$ alternatif önsavlarının hangisinin kabul edileceği $\varphi_a, \varphi_b, \varphi_c$ istatistiklerine bağlı olarak şöyle değerlendirilmektedir (Beyaert ve Camacho, 2008; Tipoy, 2015):

- $H_{0,2}$ önsavına karşı $H_{A,2a}$ kabul edildiğinde:
 - ❖ φ_a çok büyükse: her iki rejimde koşullu yakınsama,
 - ❖ φ_b çok büyük, φ_c değilse: rejim I altında koşullu yakınsama ve rejim II altında mutlak yakınsama,
 - ❖ φ_c çok büyük, φ_b değilse: rejim II altında koşullu yakınsama ve rejim I altında mutlak yakınsama,
- $H_{0,2}$ önsavına karşı $H_{A,2b}$ kabul edildiğinde:
 - ❖ φ_b çok büyükse: rejim I altında koşullu yakınsama,
 - ❖ φ_b yeterince büyük değilse: rejim I altında mutlak yakınsama,
- $H_{0,2}$ önsavına karşı $H_{A,2c}$ kabul edildiğinde:
 - ❖ φ_c çok büyükse: rejim II altında koşullu yakınsama,
 - ❖ φ_c yeterince büyük değilse: rejim II altında mutlak yakınsama,

olduğu yargısına varılmaktadır.

Bu çalışmada 34 Latin Amerika ülkesinden 12 Latin Amerika ülkesine ait 1980-2015 dönemi 15 yaş üzeri nüfusun işsizlik oranları verisi kullanılmaktadır. Veriler “Economic Commission for Latin America and Caribbean” örgütünün ilgili web sayfasından, Arjantin,

Brezilya, Şili, Kolombiya, Kosta Rika, Ekvator, Honduras, Meksika, Panama, Paraguay, Peru ve Venezuela ülkelerini kapsayacak şekilde elde edilmiştir⁴.

3. Ampirik Sonuçlar

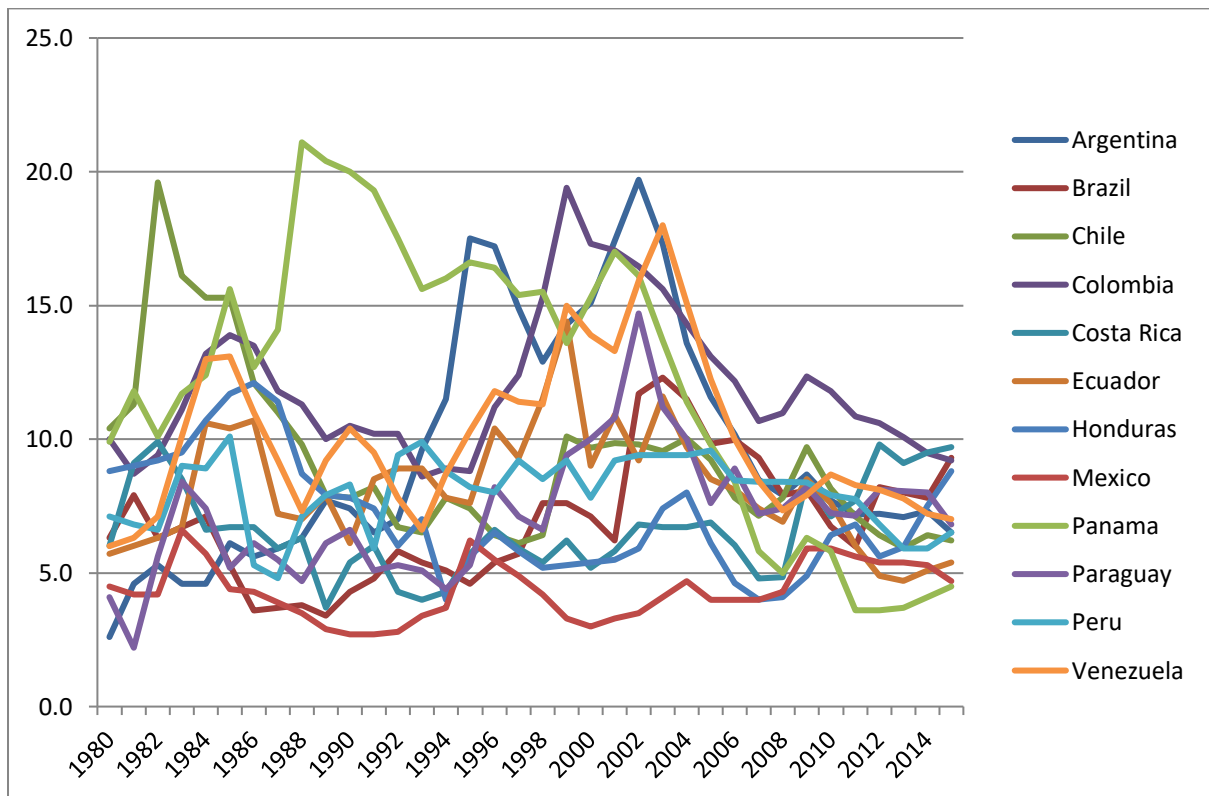
3.1. Hysteresis Etkisi

On iki Latin Amerika ülkesine ilişkin işsizlik oranlarının 1980-2015 yılları arasındaki dağılımı Şekil 1'de görülmektedir. Şekil 1'den görüleceği üzere ele alınan ülkelerin işsizlik oranlarının 2000'li yıllardan itibaren düşmeye başladığını ve 2010 yılından sonra yüksek bir yakınsamaya işaret ettiği anlaşılmaktadır.

İşsizlik histerisi ile ilgili TAR modeli istatistiksel sonuçları Tablo 1'de yer almaktadır. Tablo 1a'dan görüleceği üzere hem kısıtlı hem de kısıtsız bootstrap p-değerleri sırasıyla, $p_{\text{kısıtlı}} = 0,025$, $p_{\text{kısıtsız}} = 0,017$, $\alpha=0,05$ kritik değerinden küçüktür. Bu sonuç panel veriler için sıfır önsavının doğrusallık olduğu önsavının rededilmesini gerektirmektedir.

Brezilya bir rejimden diğer rejime geçişi belirleyen ülke olarak belirlenmiştir. Geçiş ülkesi bu modelde dışsal olarak belirlenmektedir. Brezilya'nın tüm dönem içerisindeki genel durumu incelendiğinde dönemin başında yüksek işsizlik oranlarına sahip olduğu, dönemin ortalarında diğer ülkelere oranla en düşük işsizlik oranlarına sahip olduğu ve dönem sonunda yeniden en yüksek değerlere ulaştığı anlaşılmaktadır.

Şekil 1. On iki Latin Amerika Ülkesi İşsizlik Oranları Dağılımı

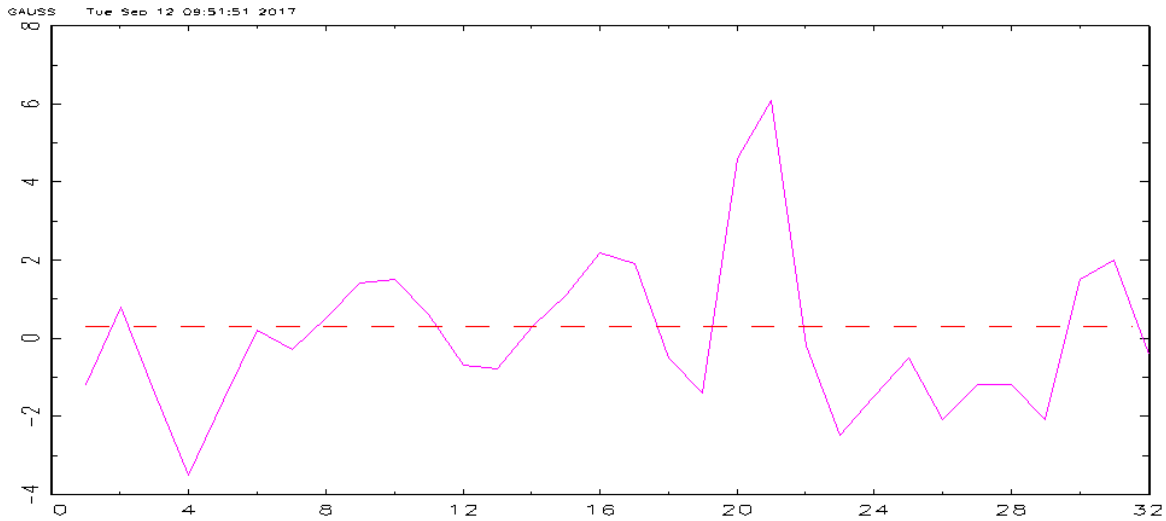


⁴(CEMAC-<http://www.cepal.org/es/areas-de-trabajo/desarrollo-economico>)

Gecikme parametresinin tahmin değeri 2'dir. Eşik parametresi (λ) 0.30 olarak tahmin edilmiştir. Dolayısıyla, geçiş değişkeninin $c_{COL,t} - c_{COL,t-1}$ ve Rejim 1'in, Brezilya'nın işsizlik oranındaki büyüme oranlarına karşılık geldiği ve Latin Amerika ülkelerinin işsizlik oranlarındaki büyüme hızının 0.30'un altında olduğu ifade edilebilir. Bir başka deyişle işsizlik oranlarının 0.30 oranından daha az artması halinde I. rejim gerçekleşmektedir.

Diğer yandan rejim II Brezilya'nın işsizlik oranlarındaki görece değişimin gerçekleşmesi bu seviyenin (0.30) üzerinde iken ortaya çıkmaktadır. Bir başka deyişle işsizlik oranlarının % 0.30'dan fazla artış göstermesi durumunda II. rejim gerçekleşmektedir. Rejim I tüm gözlemin %59.4'üne ve rejim II gözlemin %40'ına karşılık gelmektedir. Her rejime karşılık gelen dönemlerin yanı sıra, eşik konumu ve geçiş değişkeninin değeri, Şekil 2'den izlenebilir. I. Rejimin 1980'li yıllar, 1990'lı yılların başı ve sonu ile 2000'li yıllara, öte yandan II. rejimin ise 1980'li yılların sonu, 1990'lı yılların sonu, 2000'li yılların başı ile 2010'lu yıllara egemen olduğu anlaşılmaktadır. Dikkat edilecek olursa rejim sürelerinin özellikle 2000'li yılların başından itibaren giderek uzadığı görülmektedir.

Şekil 2 On iki Latin Amerikan ülkesi için dönemler, eşik konumu ve geçiş değişkeni



Eşik değişkeni: Brezilya ($d = 2$).

Not: Yatay çizgi eşik değerini göstermektedir (0.30). Örneklem: 1980-2015.

Tablo 1b'de TAR modeline ait birim kök test sonuçları yer almaktadır. Tablo 1b'den görüleceği üzere "histeresiz etkisi vardır" (birim kök) boş hipotezi sadece Rejim I de reddedilememektedir (Rejim I için bootstrap p- değeri 0.452'dir). Bu durum 12 Latin Amerika ülkesi için histeresiz etkisinin rejim I için varlığını kanıtlamaktadır. Rejim II için ise doğal oran hipotezi geçerlidir (bootstrap p- değeri 0.000'dır). Bu sonuç ile TAR modeli uygulamasında farklı rejimler için farklı sonuçlar ortaya çıkma ihtimalinin olması nedeniyle daha güçlü sonuçlar elde edilmesi anlamına gelmektedir.

Tablo 1. TAR Modeli Sonuçları

(a) Doğrusallık sınaması	Kısıtsız bootstrap p-değeri 0.025		Kısıtlı bootstrap p-değeri 0.017
Geçiş ülkesi	d	λ	% Rejim I için gözlemler
Brezilya	2	0.30	59.4
(b) TAR birim kök sınaması			

Rejim I	Rejim II	Her ikisi için
-3.581 (0.452)	-5.269 (0.000)	40.583 (0.059)

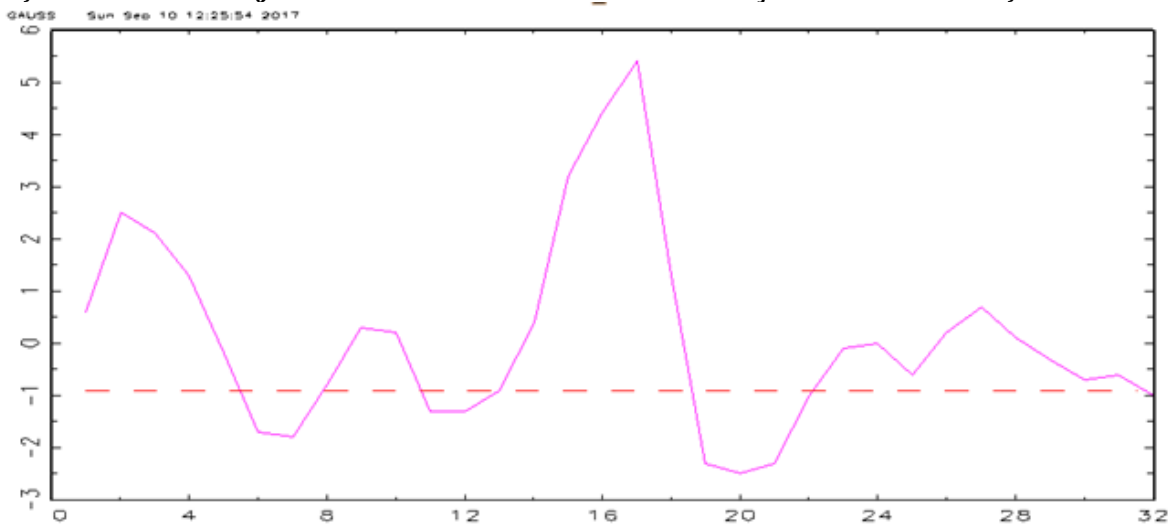
Not: Tablodaki değerler, bootstrap p- değerlerini, ve sırasıyla d ve λ katsayıları gecikme ve eşik parametrelerini göstermektedir. Kritik değerler 10000 bootstrap yinelenmeli olarak hesaplanmıştır. Doğrusal ve doğrusal olmayan TAR modellerinde optimal gecikme uzunluğunun belirlenmesinde Bayesian bilgi kriteri kullanılmıştır.

3.2. TAR Modeli ile Yakınsama Çözümlemesi

Tablo 2 Doğrusal Evans-Karras modeli ile TAR modeli sonuçlarını göstermektedir. Hem kısıtsız hem de kısıtlı bootstrap p-değeri Tablo 2a'dan görülebileceği gibi %10 kritik değerinden küçüktür. Dolayısıyla panelde doğrusallık sıfır hipotezi reddedilmektedir. Kolombiya bir rejimden diğer rejime geçişi belirleyen ülke olarak belirlenmiştir. Kolombiya'nın tüm dönem içerisindeki genel durumu incelendiğinde işsizlik oranlarının grup ortalamasından farkını gösteren serinin dönemin başında yüksek olduğu, dönemin ortalarında diğer ülkelere oranla en düşük farka sahip olduğu ve dönem sonunda yeniden en yüksek değerlere ulaştığı anlaşılmaktadır. Gecikme parametresinin tahmin değerinin 2 olduğu görülmektedir. Eşik parametresi (λ) -0.90'dır. Bunun anlamı rejim I'de işsizlik oranlarındaki farkların Kolombiya'daki büyüme hızının, grubun ortalama büyüme oranından 0.90 puandan fazla olduğu yıllara karşılık geldiği anlamına gelmektedir. Bir başka deyişle I. rejim ile Kolombiya'nın işsizlik oranlarındaki büyüme hızının grubun geri kalan ülkelerinden daha yavaş büyüdüğü yıllar ima edilmektedir. Bu rejim örneklemin %28,1 gözlemine karşılık gelmektedir.

Diğer yandan rejim II örneklemin % 71.9'una hakim olan Kolombiya işsizlik oranlarının bu kadar düşük olmadığı ya da ortalamanın üzerinde olmadığı yıllara işaret etmektedir. Her rejime karşılık gelen dönemlerin yanı sıra eşik konumu ve geçiş değişkeninin değeri, Şekil 3'den izlenebilir. II. Rejimin 1980'li yılların başında, 1990'lı yıllarda ve son 15 yılda egemen olduğu görülmektedir. Öte yandan I. rejimin 1980'li yılların sonu, 1990'lı yılların başı ve 2000'li yılların başında egemen olduğu anlaşılmaktadır.

Şekil 3. Her iki rejimde On iki Latin Amerika Ülkesi için Dönemler ve Eşik Konumu



Not: Eşik değişkeni: Kolombiya ($d = 2$). Yatay çizgi eşik değerini göstermektedir (-0.90). Örnekleme: 1980-2015.

TAR panel yöntemi ile karşılaştırmak amacıyla öncelikle doğrusal Evans-Karras modeli tahmin edilmiştir. Modelin istatistiksel tahmin sonuçları Tablo 2a'da yer almaktadır. Sonuçlar 12 Latin Amerika ülkesinin işsizlik oranlarının grubun ortalamasına doğru yakınsama

gösterdiğini ortaya koymaktadır. “Yakınsama yoktur” sıfır hipotezi için p-olasılık değerinin 0.000’a eşit olduğu görülmektedir. Ayrıca ülkeler arasında mutlak yakınsamanın olup olmadığı doğrusal modellerle araştırıldığında “koşullu yakınsamaya karşı mutlak yakınsama vardır” şeklindeki sıfır hipotezin reddedilemediği görülmektedir. Burada p-olasılık değeri standart kritik değerin ($0.996 > 0.05$) üzerinde olduğu görülmektedir.

Tablo 2. Doğrusal Evans-Karras Modeli ve TAR Modeli Sonuçları

2(a) Doğrusal Model					
İraksama yada Yakınsama			Mutlak yada koşullu yakınsama		
0.000			0.996		
Yakınsama			Mutlak		
2(b) TAR Model					
Doğrusallık sınaması		Geçiş ülkesi	d	λ	Rejim I için gözlem yüzdesi
Kısıtsız 0.084	Kısıtlı 0.073	Kolombiya	2	-0.90	28.1
Yakınsama sınaması					
İraksama yada Yakınsama			Mutlak yada koşullu yakınsama		
Rejim I	Rejim II	Her ikisi	Rejim I	Rejim II	Her ikisi
0.438	0.005	0.032	-	0.569	-
Rejim II’de kısmi yakınsama			Rejim II’de mutlak yakınsama		

TAR modeline ilişkin yakınsama test sonuçları Tablo 2b’de yer almaktadır. Tablo 2b’den görüleceği üzere sadece Rejim II’de yakınsama gerçekleşmektedir. Bu durum kısmi yakınsamanın varlığına işaret etmektedir. Koşullu yakınsama karşısında mutlak yakınsamanın olduğu şeklindeki boş hipotezin II. rejimde reddedilemediği görülmektedir. II. rejimde p-bootstrap olasılık değeri 0.569’dur ($0.569 > 0.05$). Bir başka deyişle sadece II. Rejimde mutlak yakınsama söz konusudur.

4. Sonuç

Bu çalışmanın amacı iki açıdan değerlendirilebilir. Öncelikle 12 Latin Amerika ülkesinde 1980-2015 dönemi için işsizlik histerisine karşılık doğal oran hipotezinin geçerli olup olmadığı, verilerin eşik değişkene bağlı olarak iki rejime bölünmesini sağlayan doğrusal olmayan panel birim kök testi ile araştırılmıştır. Beyaert ve Camacho (2008)’nin yakınsama ve iraksama kararını almada önerdikleri TAR yöntemi aynı zamanda seride birim kökü saptamanın da bir yöntemidir. Elde edilen sonuçlar sadece I rejim için işsizlik histerisinin geçerli olduğunu kanıtlamıştır. II. rejim için doğal oran hipotezi geçerlidir. I. rejimin 1980’li ve 2000’li yıllarda egemen olduğu dikkate alınacak olursa her iki dönem Latin Amerika için borç krizleri ve finansal krizlerin gerçekleştiği dönemdir.

İkincisi, I rejimde işsizlik dinamiğinde histeresiz etkisinin varlığı nedeniyle 12 Latin Amerika ülkesinde yakınsamanın oluşma ihtimali araştırılmıştır. Bulgularımız sadece doğal oran hipotezinin desteklendiği II. rejim için mutlak yakınsamanın varlığını kanıtlamıştır. II. rejimin 1980’li yılların başında, 1990’lı yıllarda ve son 15 yılda hakim olduğu görülmektedir. Ayrıca hem işsizlik oranları verisinin hem de yakınsama araştırmasında kullanılan her bir ülke işsizlik oranlarının grup ortalamasından farkının alındığı serilerin doğrusal olmadığı görülmüştür. Dolayısıyla doğrusal olmama konusu yakınsama hipotezi araştırmalarında herhangi bir sonuca varmadan önce mutlaka dikkate alınması gereken önemli bir durumdur (Yavuz ve Yılcı, 2013).

Kaynakça

- Baddeley, M., R. Martin ve P. Tyler (1998), “European Regional Unemployment Disparities: Convergence or Persistence?”, *European Urban and Regional Studies*, (5), 195–215.
- Barro, R. (1988), “The Natural Rate Theory Reconsidered: The Persistence of Unemployment”, *American Economic Review*, 78 (2), 32-37.
- Bayer, C. ve F. Juessen (2007), “Convergence in West German Regional Unemployment Rates”, *German Economic Review*, 8(4), 510-535.
- Beyaert, A. ve M. Camacho (2008), “TAR Panel Unit Root Tests and Real Convergence”, *Rev Dev Econ* 12(3), 668–681.
- Beyer, R. C. M ve M. A. Stemmer (2016), “Polarization or Convergence? An Analysis of Regional Unemployment Disparities in Europe Over Time”, *Economic Modelling*, 55, pp. 373–381.
- Beyaert, A. ve J. García-Solanes (2009), “Real Convergence and Business Cycles: a TAR Panel Unit Root Approach”, Preliminary draft, <http://www.ub.edu/jei/papers/BEYAERT-GARCIASOLANES.pdf> (Erişim Tarihi: 27.12.2017)
- Blanchard, O.J. ve L. H. Summers (1986), “Hysteresis and The European Unemployment Problem”, *NBER Macroeconomics Annual*, 1, 15-90.
- Bratu, M. (2014), “The Convergence of Unemployment Rate in European Union”, *Studia Universitatis Vasile Goldiș, Arad - Seria Științe Economice*, 24(3), 62-69.
- Costantini, M. ve C. Lupi (2006), “Divergence and Long-Run Equilibria in Italian Regional Unemployment”, *Applied Economics Letters*, 13 (14), 899-904.
- De Figueiredo, E. A. (2010), “Dynamics of Regional Unemployment Rates in Brazil: Fractional Behavior, Structural Breaks and Markov Switching”, *Economic Modelling*, 27, 900-908.
- Diaz, A. M. (2011), “Spatial Unemployment Differentials in Colombia”, *Revista Desarrollo y Sociedad*, No.76, 123-163.
- Çevik, E. I. ve S. Dibooglu (2013), “Persistence and Non-Linearity in US Unemployment: A Regime-Switching Approach”, *Economic Systems*, 37, 61–68.
- Ener, M. ve F. Arica (2011), “Unemployment Hysteresis in Turkey and 15 EU Countries: A Panel Approach”, *Research Journal of Economics, Business and ICT*, 1, 65-71.
- Evans, P. ve G. Karras (1996), “Do Economies Converge? Evidence from a Panel of U.S. States”, *The Review of Economics and Statistics*, 78(3), 384-388.
- Friedman, M. (1968), “The Role of Monetary Policy”, *The American Economic Review*, 58(1), 1-17.
- Gomes, F. A. R. ve C. G. Da Silva (2007), “Hysteresis vs. Nairu and Convergence vs. Divergence: The Behavior of Regional Unemployment Rates In Brazil”, *Insper Working Paper*, WPE: 081/2007, 1-33.

- Güloğlu, B. ve M. S. İspir (2011), “Doğal İşsizlik Oranı mı? İşsizlik Histerisi mi? Türkiye İçin Sektörel Panel Birim Kök Sınaması Analizi”, *Ege Akademik Bakış*, 11(2), 205 -215.
- Huang, S. (2011), “Testing for Unit Roots and Persistence in EU Unemployment Rates”, *The Empirical Economic Letters*, 10 (7), 669-677.
- Katrencik, D., P. Wojcik ve J. Tyrowicz (2010), “Unemployment Convergence in Transition”, in Marelli, E., Signorelli, M. (Eds.), *Economic Growth and Structural Features of Transition*, Palgrave Macmillan, 236-259.
- Layard, R., S. Nickell ve R. Jackman, (1991), *Unemployment, Macroeconomic Performance and Labour Market*, Oxford, Oxford University Press.
- Lee, C. (2010), “Testing for Unemployment Hysteresis in Nonlinear Heterogeneous Panels: International Evidence”, *Economic Modelling*, 27, 1097–1102.
- Leon-Ledesma, M. A. (2002), “Unemployment Hysteresis in The US States and The EU: A Panel Approach”, *Bulletin of Economic Research*, 54(2), 95-103.
- Mello, M. ve R. Guimaraes-Filho (2007), “A Note on Fractional Stochastic Convergence”, *Economic Bulletin*, 3(16), 1-14.
- Phelps, E. S. (1967), “Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time”, *Economica*, New Series, 34(135), 254-281.
- Phelps, E. S. (1968), “Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium”, *Journal of Political Economy*, 76(4), Part 2: Issues in Monetary Research, 678-711.
- Tipoy, C. K. (2015), “Real Convergence Using TAR Panel Unit Root Tests: An Application to Southern African Development Community”, *ERSA Working Paper*, 536, 1-23.
- Tyrowicz, J. ve P. Wojcik (2010a), “Regional Dynamics of Unemployment in Poland. A Convergence Approach,” in Floro Ernesto Caroleo and Francesco Pastore (eds.), *The Labour Market Impact of the EU Enlargement: A New Regional Geography of Europe*, Berlin; Heidelberg: Springer-Verlag, 149–173.
- Tyrowicz, J. ve P. Wojcik (2010b), “Nonlinear Stochastic Convergence Analysis of Regional Unemployment Rates in Poland”, *Review of Economic Analysis*, 3, 59–79
- Yalçınkaya, Ö. ve V. Kaya (2017), “Doğal İşsizlik Oranı mı Yoksa; İşsizlik Histerisi mi?; OECD Ülkeleri için Yeni Nesil Panel Birim Kök Testlerinden Kanıtlar (1980-2015)”, *Selçuk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Sosyal Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, Cilt: 17(33), 1-18.
- Yavuz, N. C. ve V. Yılcı (2013), Convergence in Per Capita Carbon Dioxide Emissions Among G7 Countries: A TAR Panel Unit Root Approach, *Environ Resource Econ*, 54, 283–291.
- Yılcı, V. (2009), “Yapısal Kırılmalar Altında Türkiye için İşsizlik Histerisinin Sınanması”, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 10(2), 324-335.