

Stochastic Convergence in Latin American Countries: Panel Stationary Test with Smooth and Sharp Breaks

Glten Dursun¹ ve Evren Denktas²

This study investigates the stochastic convergence of 17 Latin American countries to the US economy for the period 1950 to 2017. Unit root tests are used to test stochastic convergence hypothesis for individual Latin American countries. These methods include the possibility of sharp and smooth structural changes by using the estimation of a trend function advanced by Li et al. (2015). The results show that when endogenous sharp and smooth structural changes are considered several Latin American countries exhibit stochastic convergence except Barbados, Bolivia, Brazil, Peru, and Uruguay. Additionally, using recently developed Fourier-type tests, we find evidence that stochastic convergence in almost all Latin American countries is greater power than a linear method.

Keywords: Stochastic Convergence, Latin American Countries, Stationary Test, Trend function, Sharp and Smooth Breaks, Fourier Function.

JEL Codes: C32; O40; O54

¹**Sorumlu Yazar** Kocaeli niversitesi İktisat Blm, gultendursun@hotmail.com

²Osmaniye Korkut Ata niversitesi, İktisat Blm, evrendenktas@osmaniye.edu.tr

Latin Amerika Ülkelerinde Stokastik Yakınsama: Yumuşak Değişmeli ve Keskin Kırılmalı Panel Durağanlık Yaklaşımı

Öz

Bu çalışma 17 Latin Amerika ülkesinin ABD ekonomisine stokastik yakınsamasını 1950-2017 dönemi için araştırmaktadır. Her bir Latin Amerika ülkesi için stokastik yakınsama hipotezini test etmek üzere birim kök testleri kullanılmaktadır. Bu yöntemler Li vd. (2015) tarafından geliştirilen bir trend fonksiyonunun tahmini yoluyla keskin ve yumuşak yapısal değişim olasılıklarını içermektedir. Sonuçlar keskin ve yumuşak yapısal değişimler endojen olarak belirlendiğinde Barbados, Bolivya, Brezilya, Peru ve Uruguay dışında bir çok Latin Amerika ülkesinin stokastik yakınsama sergilediğini göstermektedir. İlave olarak çoğu Latin Amerika ülkeleri için bulduğumuz sonuçların son yıllarda geliştirilen Fourier-tipi testler kullanıldığında doğrusal yöntemlerden daha büyük güce sahip olduğunu kanıtlamaktadır.

Anahtar Kelimeler: Stokastik Yakınsama, Latin Amerika Ülkeleri, Trend Fonksiyonu, Yumuşak Kaymalar, Keskin Kırılmalar

JEL Kodları:C32; O40; O54

1. Giriş

Yakınsama hipotezi Neoklasik büyüme modelinin en tartışmalı hipotezlerinden biridir. Hipotez, başlangıç koşulları benzer olan ülkelerin dengeli büyüme yoluna girerek, kişi başına gelirleri arasındaki farkların zamanla kapanacağını öngörmektedir. Ancak bu tahmin yetersiz ampirik sonuçlar nedeniyle endojen büyüme teorileri tarafından reddedilmektedir (Ranjbar vd. 2016). Diğer yandan ülkeler arasındaki gelir farklarının tespit edilmesi, ekonomik kalkınma sürecinin hızlandırılmasına yardımcı olabilmektedir (Quiroga, 2010).

Romer (2012:32)'a göre yakınsama olgusunun makul olmasının en az üç nedeni bulunmaktadır. Birincisi Solow büyüme modeli ülkelerin dengeli büyüme patikasına doğru yakınsayacağını tahmin etmektedir. Böylece işgücü başına çıktıdaki farklılıklar ülkelerin dengeli büyüme patikasına oranla farklılık gösterdiği ölçüde yoksul ülkelerin zengin ülkeleri yakalaması beklenebilir. İkincisi, Solow modelinin öngördüğü sermayenin azalan verimlere tabi olması varsayımdır. Yüksek sermaye-işgücü oranına sahip ülkelerde sermayenin getirisi düşüktür. Dolayısıyla sermayenin zengin ülkelere doğru hareket etmesi için yapılan teşvikler aynı zamanda yakınsamaya neden olacaktır. Üçüncüsü bilginin yayılmasında ortaya çıkan gecikmeler gelir farklarına neden olabilir. Yoksul ülkeler daha ileri teknolojilere eriştikçe bu gelir farkları zamanla azalma yönünde eğilim gösterebilir.

Yakınsama hipotezi ile ilgili farklı tahmin tekniklerinin geçerliliği Barro ve Sala-i Martin (1997), Bernard ve Durlauf (1996), Barro (1997) ve Durlauf (2003) gibi yazarlar tarafından çalışılmıştır. Yakınsama hipotezi ampirik çalışmalarda mutlak yakınsama, koşullu yakınsama ve yakalama (stokastik yakınsama) gibi çeşitli yöntemlerle incelenmiş ve yatay kesit yaklaşımı, dağılım ve zaman serileri yaklaşımları kullanılmıştır. Yatay kesit ve zaman serisi yaklaşımları mutlak ve koşullu yakınsama hipotezini test etmek için kullanılmaktadır. Yatay kesit çalışmalarında başlangıç geliri ile büyüme oranları arasında negatif ilişki bulgusu mutlak yakınsamanın bir kanıtı olarak değerlendirilmektedir. Barro ve Sala-i Martin (2004) sermaye-işgücü oranının başlangıç değerlerinin daha düşük olduğu ülkelerin kişi başına büyüme oranlarının daha yüksek olduğunu ve daha yüksek sermaye-emek oranlarına sahip ülkelere yetişme eğiliminde olduklarını göstermiştir.

Zaman serisi çalışmalarında ise yakınsama hipotezinin ampirik geçerliliği birim kök ya da durağanlık testleriyle incelenmektedir. Bu yaklaşımda mutlak yakınsama hipotezinin araştırılmasında deterministik terimler (sabit terim ya da doğrusal trend) birim kök ya da durağanlık testlerinde yer almamaktadır. Ancak koşullu yakınsama ve stokastik yakınsama ya da yakalama (catching-up) hipotezini test etmede birim kök ya da durağanlık testleri kullanılırken deterministik terimler kullanılabilir. Stokastik yakınsama süreci ülkeler arasındaki gelir farklarının birim kök içermemesi ile gerçekleşmektedir. Sigma (σ) yakınsaması ise, ülkeler arasında kişi başına düşen gelirler arasındaki farkların zamanla azalacağına ilişkin bir hipotezdir ve genellikle standart sapma ile test edilmektedir Quah (1993) ve Friedman (1992) gibi yazarlar gelir dağılımının ülkeler arasında daha eşit hale gelip gelmediği konusunun sigma yakınsamasını daha ilgi çekici hale getirdiğini ileri sürmektedirler.

Bu çalışmada stokastik yakınsama hipotezi seçilen 17 Latin Amerika ülkesinde 1950-2017 dönemi için zaman serisi yaklaşımı ile analiz edilmiştir. Stokastik yakınsamayı analiz etmek üzere yapısal kırılmalı ve kırılmasız farklı birim kök testleri kullanılmıştır. Çalışmanın başlıca

motivasyonu Li vd. (2015) izlenerek hem keskin yapısal kırılmaları hem de yumuşak kaymaları dikkate alan bir trend fonksiyonu ile stokastik yakınsama sürecini test etmektedir³. Sonuçlarımız 12 Latin Amerika ülkesinin ABD ekonomisine stokastik anlamda yakınsadığı yönündedir. Bu çalışmanın en önemli katkısı yapısal kırılmaların her durumda ani kırılmalar şeklinde olmayacağı düşüncesinden hareketle bilinmeyen bir formda ve yumuşak geçişler şeklinde olabileceği varsayımı ile Latin Amerika ülkelerinde stokastik yakınsama hipotezinin test edilmesidir. Bildiğimiz kadarıyla Latin Amerika bölgesi için bu tür bir çalışma daha önce yapılmamıştır.

Latin Amerika ülkeleri hem coğrafi ve kültürel hem de iktisadi geçmişleri bakımından birbirine yakın ülkelerdir. Bu nedenle Latin Amerika ülkeleri, yakınsama araştırmalarının odak noktalarından biri olagelmıştır. Brezilya hariç, tüm Latin Amerika ülkeleri ortak dil kullanmaktadır. Yakın yıllarda, benzer iktisat politikaları kullanmışlardır. 19. yy sonunda serbest dış ticaret rejimini, 20. yy ortalarından itibaren ise ithal ikameci sanayi politikalarını tercih etmişlerdir. 1980'li yıllardaki iktisadi dengesizlikler, 1992 yılındaki Peso krizi ile beraber zirvesine ulaşmıştır. Peso krizi, tüm bölgede resesyona neden olmuştur. Latin Amerika ülkeleri birbirleriyle ticari anlaşmalar yaparak ekonomik bağlarını güçlendirmiştir. Yine de iktisadi farklılıklar devam etmekte; farklı büyüme oranları tecrübe edilmektedir (Bulmer, 1994).

Bu çalışma dört bölümden oluşmaktadır. Girişten sonraki ikinci bölümde literatür araştırması yapılmış, üçüncü bölümde veri ve yöntem tanıtılarak ampirik sonuçlara yer verilmiş, dördüncü ve son bölüm sonuçla tamamlanmıştır.

2. Literatür

Yakınsama hipotezinin test edilmesi ile ilgili geniş bir literatür mevcuttur. Yakınsama konusundaki ilk çalışmalar genellikle yatay kesit yaklaşımıyla, başlangıç gelir düzeyi ile büyüme oranları arasındaki ilişkinin tespit edilmesinde kullanılan regresyon yöntemleri kullanılarak yapılmıştır. Stokastik yakınsama hipotezi ile ilgili ampirik testler ise Campbell ve Mankiw (1989), Cogley (1990), Carlino ve Mills (1993), Bernard ve Durlauf (1995) gibi araştırmacılar tarafından ilk olarak yapılmıştır. Çalışmalar genellikle gelişmiş ülkeler üzerine odaklanmıştır.

Dawson ve Sen (2007), yapısal kırılmalı birim kök testlerini OECD ülkeleri için kullanmıştır. 1900-2001 yılları arasında 29 OECD ülkesi arasında reel kişi başına GSYİH yakınsamasının varlığı test edilmiştir. Aynı zamanda Karma Model'in (Mixed Model) desteğiyle, 29 ülkeden 21'inde stokastik yakınsama tespit edilmiştir. Bu ülkelerin 11'inde ya cari durumda yakınsama devam etmektedir ya da durağan durum sağlanmıştır. 21 ülkenin 16'sında trend kırılmaları anlamlı bulunmuştur. Bu 16 ülke için stokastik yakınsamaya dair deliller daha güçlüdür. Aynı zamanda bu ülkeler için beta yakınsaması da gözlenmiştir.

Latin Amerika üzerine yapılan çalışmaların sayısı oldukça sınırlıdır. Yapısal kırılmalı birim kök testi kullananlardan Delgado ve Rodriguez (2015), Peru'da bölgesel yakınsamanın

³Ortalamanın altında bir kişi başına gelire sahip ülkenin ortalamanın üzerinde büyümesi gerektiğinden, trend durağanlık koşullu yakınsama ya da yakalama süreci için gereklidir; ancak yeterli bir koşul değildir (Tomljanovich ve Vogelsang, 2002; Cunado ve Pérez de Gracia, 2006). Koşullu yakınsama için hem stokastik hem de β – yakınsamasının gerçekleşmesi gerekmektedir (Galvão Jr ve Reis Gomes, 2007).

varlığını arařtırmıřtır. Analiz 1970-2010 yıllarını kapsamaktadır. alıřmanın ilk ařamasında yapısal kırılmasız birim kk testleri kullanılmıřtır. Bu testlerin sonucunda blgeler iin stokastik yakınsamanın varlıđından sz edilememektedir. Ancak yapısal kırılmalı birim kk testleri kullanıldıđında tm blgeler iin tablo tersine dnmřtr. Bu testler sonucunda blgeler iin stokastik yakınsamanın varlıđı tespit edilmiřtir. Blgelerin bir grubu, en yksek gelirli blgeleri yakalama sreci ierisindeydir. Bir bařka grup ise gecikmeli olarak takibi srdrmektedir.

Galvo Jr ve Reis Gomes, (2007), 1951-1999 yılları arasında 19 Latin Amerika lkesi iin kiři bařına reel GSYİH yakınsaması test etmiřtir. Bir ve iki kırılmalı birim kk testlerinden sonra, lkeler arasında homojenliđin var olmadıđı grlmřtr. Bylece Galvo Jr ve Reis Gomes (2007) lkeleri Gney Amerika ve Orta Amerika bařlıkları altında sınıflandırmıřlardır. Bu sınıflandırmayla birlikte 11 Gney Amerika lkesinden 7'si ve 8 Orta Amerika lkesinin tamamı, stokastik yakınsama srecinde bulunmuřtur. Bu 15 lkeden 12'sinin beta yakınsamasına sahip olduđu tespit edilmiřtir. Bylece bu 12 lkenin kořullu yakınsamaya sahip olduđu sonucu ıkarılmaktadır. Yakınsama srecine sahip olmayan lkelerin ođunluđu Gney Amerika lkeleri arasında yer almaktadır.

Canarella ve Pollard (2006), 17 Latin Amerika lkesi arasında reel kiři baři GSYİH yakınsamasını incelemiřtir. 1960-2000 yıllarını kapsayan kiři baři GSYİH verilerini Penn Dnya Tablosu'nun 6.1 versiyonundan elde etmiřtir. Verilerden blgesel ortalama tretmiř; ekirdek yođunluk tahmini (kernel smoothed density estimates) ile Latin Amerika lkelerinin bu ortalamadan yukarı ve ařađıya dođru oransal sapmalarını izlemiřtir. Canarella ve Pollard (2006)'ın bulgularına gre, Latin Amerika lkelerinin reel kiři baři GSYİH'leri arasında bir yakınsama bulunmamaktadır. Bunun yerine blgede kutuplařma eđiliminde olan iki farklı yakınsama kulb bulunmektedir. Ancak bu kutuplařma eđilimi, AB, Asya-Pasifik Blgesi ve OECD lkelerindeki kadar gl deđildir. zellikle Latin Amerika'da dřk gelirli lkeler, ortalama gelire dođru ykselmeye eđilimlidir. Canarella ve Pollard (2006) Latin Amerika lkelerindeki kutuplařmanın ana nedenleri arasında fiziki sermaye ve sađlık sermayesine yapılan yatırımların bu lkeler arasındaki farklılıklarını gstermektedir. Cođrafi konum, ticari aıklık ve beřeri sermaye, kutuplařmanın daha az belirgin nedenleridir.

Quiroga (2010), 1900-2007 yılları iin 32 Latin Amerika lkesi arasında kiři bařına GSYİH yakınsamasını incelemiřtir. 1900-1989 yıllarına ait lke verileri Madison Veri Tabanı'ndan, 1990-2007 yıllarına ait lke verileri ise Dnya Bankası Veri Tabanı'ndan elde edilmiřtir. Quiroga (2010) Latin Amerika lkeleri arasındaki yakınsamayı, 1900-1930, 1931-1974 ve 1975-2007 dnemleri itibariyle izlemiřtir. Bu dnemlerden 1900-1930 dnemi, Latin Amerika lkelerinin genelinin ihracat rnleri rettiđi zaman aralıđına denk gelmektedir. 1931-1974 dneminde ise Latin Amerika lkeleri ađırlıklı olarak ithal ikameci sanayi politikalarını tercih etmiřlerdir. Quiroga (2010) 1975-2007 aralıđını ise "kreselleřme dnemi" olarak adlandırmaktadır. Sala-i Martin ve Barro (2004)'nın Neoklasik Byme Modeli alıřmanın teorik erevesini oluřturmaktadır. Modelin testi iin panel veri analizi kullanılmıřtır. Analizin sonularına gre, Latin Amerika'nın endstrileřmiř lkeleri arasında sigma yakınsaması gzlenmektedir. Beta yakınsaması sz konusu olduđunda birinci dnemde sadece mutlak yakınsama bulguları elde edilmiřtir. İkinci dnemde mutlak yakınsama 0'a yakinken kořullu yakınsama %4'tr. Son dnemde ise hem kořullu (%3.5) hem de mutlak (<%1) beta

yakınsaması saptanmıştır. Son dönemde iyi kurumlara sahip ülkeler %7'lik bir yakınsamaya sahipken, zayıf kurumlara sahip ülkeler %0.6'lık mutlak yakınsamaya ulaşmıştır.

Benavides vd. (2014), 1950-2000 yılları arasında 17 Latin Amerika ülkesi için yakınsama kulüplerinin varlığını araştırmıştır. Yöntem olarak Phillips ve Sul (2007)'un ortak faktörlü doğrusal olmayan modeli seçilmiştir. Değişken olarak kişi başına GSYİH'nin kullanıldığı yakınsama testi için ilk aşamada Hodrick-Prescott filtresi uygulanmıştır. Filtreli sonuca göre Latin Amerika ülkelerinin büyük bölümü için yakınsama kulübünden söz edilememektedir. Sadece Bolivya ve Nikaragua'nın dahil olduğu bir yakınsama kulübü bulunmaktadır. Filtresiz sonuçlara göre ise dört yakınsama kulübünün varlığına dair deliller bulunmuştur. Bunlardan birincisi Brezilya, Şili, Kosta Rika, Meksika, Panama ve Peru'yu içermektedir. Söz konusu yakınsama kulübüne dair deliller zayıftır. İkinci yakınsama kulübü Arjantin, Kolombiya, Ekvator, El Salvador ve Uruguay'dan, üçüncü yakınsama kulübü Guatemala ve Paraguay'dan, dördüncü yakınsama kulübü ise Bolivya, Honduras, Nikaragua ve Venezuela'dan oluşmaktadır.

Dufrenot vd. (2012), 1950-2006 yıllarına ait verilerden yola çıkarak gelişmekte olan 98 ülkenin zengin ülkelere yakınsamalarını hem kişi başına gelir hem de büyüme hızı anlamında test etmiştir. Afrika, Asya ve Latin Amerika'yı içeren ülkeler, IMF'nin ülkeler için yaptığı ekonomik sınıflandırmaya uygun olarak on bir alt gruba bölünmüştür. On bir gruptan iki tanesini 9 Latin Amerika ülkesini (Arjantin, Bolivya, Şili, Kolombiya, Ekvator, Paraguay, Peru, Uruguay ve Venezuela) içeren Güney Amerika grubu ile 5 Latin Amerika ülkesini (Kosta Rika, El Salvador, Guatemala, Honduras ve Nikaragua) içeren Orta Amerika grubu oluşturmaktadır. Çalışmada durağan olmayan kesitli modeller (nonstationary fractional models) kullanılmıştır. Yakınsamanın testi için her alt gruba ait ülkelerden biri temel ölçüt olarak belirlenmiştir. Güney Amerika ülkeleri için ölçüt alınan ülke Brezilya'dır. Orta Amerika ülkeleri için ise ölçüt ülke olarak Panama seçilmiştir. Sonuçlara göre tüm Latin Amerika ülkeleri arasında sadece dört tanesini (Arjantin, Uruguay, Paraguay ve Venezuela) Brezilya'nın reel kişi başına GSYİH'sine yakınsama göstermektedir. Bu dört ülkeden üçünün yakınsaması mutlaklıdır.

King ve Ramlogan-Dobson (2015), 1950-2009 yılları arasında kişi başına GSYİH yakınsamasının varlığını 18 Latin Amerika ülkesi için sınınamıştır. Bunun için ABD'nin kişi başına GSYİH'si temel ölçüt olarak kullanılmıştır. Fourier tipi testlerin kullanıldığı analizin sonuçlarına göre Latin Amerika ülkeleri en az iki yakınsama kulübü içermektedir. Bunlardan birincisi Arjantin, Brezilya, Şili, Kosta Rika, Dominik Cumhuriyeti, Meksika, Panama, Uruguay ve Venezuela'dan; ikincisi ise Kolombiya, Ekvator, El Salvador, Guatemala ve Peru'dan oluşmaktadır. Brezilya, Şili, Kolombiya, Dominik Cumhuriyeti ve Panama, analizde kullanılan zaman diliminin genelinde ABD ile olan gelir açığını kapatma eğiliminde olmuşlardır. El Salvador, Peru ve Kosta Rika ise bu açığı kapatma eğilimine cari dönemde girmiş durumdadırlar. Arjantin, Guatemala, Meksika, Nikaragua, Uruguay, Ekvator ve Honduras'ın gelir açığını kapatma eğilimi karasız bir görünüme sahiptir.

3. Veri ve Metodoloji

3.1. Veri

Bu çalışmada 1950-2017 dönemi için 17 Latin Amerika ülkesinde yıllık logaritmik değerlerle reel kişi başına GSYH verisi kullanılmıştır. ABD referans ülke olarak alınmıştır. İki nedenden

dolayı ABD uygun bir tercihtir: Bunlardan ilki, ABD'nin Latin Amerika bölgesindeki ülkelerle güçlü ekonomik bağlantılarının varlığıdır. ABD, Latin Amerika'nın ticaret ortağı ve başlıca doğrudan yabancı sermaye yatırımcısıdır. İkincisi, yakınsamanın kapsamı var olan üretim teknolojilerinin adaptasyonunu da içeriyorsa dünyanın teknolojik lideri olarak Birleşik Devletler'in süregelen pozisyonu nedeniyle en uygun referans ülke olmasıdır (King ve Ramlogan, 2008). Böylece, Latin Amerika ekonomilerinin ABD'ye göre ekonomik performanslarını artırıp artırmadığı test edilmiş olacaktır.

Yakınsama analizinde Carlino ve Mills'in (1993) zaman serisi yaklaşımli çalışması temel alınmıştır. Logaritmik olarak dönüştürülen her bir Latin Amerika (y_{1t}) ülkesinin GSYH serisi ABD (y_{2t}) kişi başına logaritmik GSYH serisinden türetilmiştir. $y_t = y_{1t} - y_{2t}$ göstergesi diğer ampirik çalışmalarda oldukça yaygın kullanılan bir göstergedir (Ayala vd., 2012; St. Aubyn, 1999; Silverberg ve Verspagen, 1999).

Stokastik yakınsama logaritmik formda bir ülkenin kişi başına gelirinin bölgenin ortalamasına ya da hedef ülkeye göre durağan olması halinde gerçekleşir. Bir başka deyişle stokastik yakınsama durumunda bir ülkenin nispi gelirine yönelik şoklar geçici olacaktır (Galvão Jr ve Reis Gomes, 2007). Durağanlık boş hipotezinin reddedilememesi gelir yakınsaması anlamına gelecektir. Her bir ülke için yıllık gözlem sayısı 68'dir.

Çalışmada ele alınan Latin Amerika Ülkeleri: Arjantin, Barbados, Bolivya, Brezilya, Şili, Kolombiya, Kosta Rika, Dominik Cum., Ekvator, Guatemala, Jamaika, Meksika, Peru, St. Lucia, Trinidad ve Tobago, Uruguay ve Venezuela'dır. Veriler Groningen Büyüme ve Kalkınma Merkezi (GGDC) tarafından sağlanan (The Conference Board Total Economy Database) veri tabanından elde edilmiştir⁴. Kişi başına reel GSYİH verileri 2011 yılı SGP'leriyle güncellenmiş 2016 fiyat düzeyine dönüştürülmüş ABD doları ile ifade edilmiştir. Tablo 1 özet istatistikleri göstermektedir.

Tablo 1. 17 Latin Amerika Ülkesi için Yakınsama Serisinin Özet İstatistikleri (1950-2017)

	Ortalama	Medyan	Max.	Min.	Std.Sapma	Skewness	Kurtosis	Jarq.-Bera
Arjantin	0.353	0.351	0.563	0.197	0.103	0.145	1.581	5.940**
Barbados	0.463	0.477	0.614	0.318	0.077	-0.101	2.108	2.368
Bolivya	0.850	0.859	1.015	0.614	0.114	-0.193	1.775	4.672*
Brezilya	0.535	0.540	0.618	0.397	0.058	-0.585	2.348	5.090*
Şili	0.483	0.469	0.630	0.370	0.071	0.488	2.321	4.00
Kolombiya	0.635	0.631	0.712	0.593	0.032	0.956	3.177	10.463***
Costa Rica	0.584	0.582	0.651	0.502	0.043	-0.181	1.896	3.824***
Dominik Cum.	0.732	0.742	0.848	0.565	0.058	-0.836	3.744	9.490
Ekvator	0.647	0.636	0.772	0.544	0.063	0.351	2.089	3.751
Guatemala	0.725	0.691	0.861	0.593	0.093	0.067	1.280	8.427**
Jamaika	0.618	0.622	0.828	0.415	0.127	0.046	1.749	4.455
Meksika	0.417	0.419	0.489	0.285	0.051	-0.585	2.639	4.256
Peru	0.637	0.637	0.842	0.478	0.126	0.356	1.571	7.217**
St. Lucia	0.690	0.680	0.823	0.558	0.073	0.109	1.887	3.640
Trinidad&Tobago	0.320	0.311	0.489	0.162	0.097	0.060	1.926	3.305
Uruguay	0.443	0.454	0.593	0.251	0.089	-0.570	2.573	4.197
Venezuela	0.245	0.265	0.633	-0.055	0.198	0.116	1.609	5.630*

⁴<http://www.conference-board.org/data/economydatabase/> (Erişim Tarihi: 21 Ekim 2017).

Not: *, ** ve *** işaretleri %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerinde “artıklar normal dağılıma sahiptir” sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir.

Tablo 1’den elde edilen bulgular Bolivya ve Venezuela’nın en yüksek ve en düşük ortalama fark değerlerine (0.850 ve 0.245) sahip olduğunu göstermektedir. Jarque-Bera test sonuçları gelir farkları serisinin Arjantin, Bolivya, Brezilya, Kolombiya, Costa Rica, Guetemala, Peru ve Venezuela dışındaki 9 Latin Amerika ülkesi için normal dağıldığını göstermektedir.

3.2. Metodoloji

Li vd. (2015) önerdikleri durağanlık testi iki aşamadan oluşmaktadır. Öncelikle Carrion-i Silvestre vd. (2005)’nin (bundan sonra CBL) önerdikleri panel ve bireysel birim kök testleridir. CBL testi, doğrusal trendde kırılma olmaksızın sabitte ve hem sabitte hem de eğimde çoklu yapısal kırılmalara izin veren Hadri (2000)’nin önerdiği testin geliştirilmiş versiyonudur.

CBL durağanlık testinin iki önemli avantajı söz konusudur (Li vd., 2015). İlk olarak çoğu panel birim kök testlerinde birim kök boş hipotezinin reddedilmesi sadece bazılarının durağan olduğunu ima etmesi anlamına gelmektedir. CBL testi sıfır hipotezini ve alternatif hipotezleri tersine çevirdiği için oldukça caziptir. CBL testinde sıfır hipotezi panelin tüm üyelerinin durağan olduğu yönündedir. Böylece sıfır hipotez reddedilmediğinde paneldeki tüm seriler için durağanlık kabul edilmektedir. İkincisi, her bir yatay kesit için farklı tarihin yanı sıra bilinmeyen tarihlerde çoklu yapısal kırılmayı dikkate almasıdır. Bu durum daha güçlü sonuçların elde edilmesine neden olacaktır. Üçüncü olarak, yatay kesit bağımlılığının dikkate alınmasıdır. Yatay kesit bağımlılığının dikkate alınmaması panel verilerin durağan olmadığı halde durağanlığı yönünde yanlış bir sonuç üretebilir (Carrion-i Silvestre vd. 2005; German-Soto vd. 2009).

CBL durağanlık testi boş hipotezin durağanlık olduğu varsayımı altında veri üretme süreci aşağıdaki modelde olduğu gibidir:

$$y_{it} = \alpha + \beta T + \sum_{k=1}^m \delta_{ik} DU_{k,t} + \sum_k \varphi_{ik} DT_{k,t} + \mu_{it} \quad (1)$$

(1) numaralı eşitlikte, α , T ve m sırasıyla sabit, doğrusal trend ve optimal kırılma sayısıdır ($i = 1, 2, \dots, N$ ve $t = 1, 2, \dots, T$). μ_{it} hata terimidir. Yapısal kırılmalara izin veren kukla değişkenler şu şekilde tanımlanmaktadır: $DU_{k,t} = 1$ ise $t > TB_k$; diğer durumda 0’dır; $DT_{k,t} = t - TB_k$, diğer durumda 0’dır. TB_k , i ’nci yatay kesit için k ’nci kırılma tarihidir.

Bireysel test istatistikleri Kwiatkowski vd. (1992)’nin çoklu yapısal kırılmalı testi kullanılarak hesaplanmaktadır:

$$LM(\lambda_i) = \hat{\omega}_i T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{S}_{it}^2 \quad (2)$$

\hat{S}_{it} (1) numaralı eşitlikten tahmin edilen OLS kalıntılarının kısmi toplamıdır. $\hat{\omega}_i$ değişen varyans ve μ_{it} ’nin uzun dönem varyansının tutarlı tahmincisini göstermektedir. λ_i tüm zaman periyodu (T) içerisindeki kırılmanın yeridir. LM test istatistiği λ_i ’ye bağlıdır. Böylece kırılma yeri ve tarihi içsel olarak belirlenmektedir. CBL’de Bai ve Perron (1998)’un (1) numaralı eşitlikten elde edilen kalıntı kareler toplamını (SSR) minimum yapan argüman kullanılmaktadır. Bu süreç aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$(T\hat{B}_1, \dots, T\hat{B}_m) = \underset{(T\hat{B}_1, \dots, T\hat{B}_m)}{\operatorname{argmin}} \operatorname{SSR}(T\hat{B}_1, \dots, T\hat{B}_m) \quad (3)$$

Optimal kırılma sayısı Liu vd. (1997) tarafından geliştirilen değiştirilmiş Schwarz bilgi kriterine dayanmaktadır. Bu çalışmada kritik değerler 20.000 yinelemeli Monte Carlo simülasyonları kullanılarak hesaplanmıştır. Çoklu yapısal kırılmalı boş hipotezin durağanlık olduğu CBL test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$Z(\lambda) = \frac{(\sum_{i=1}^N LM(\lambda_i) - N\bar{\mu}_{LM})^5}{\sigma_{LM}} \rightarrow^d N(0,1) \quad (4)$$

$\bar{\mu}_{LM}$ ve σ_{LM} , $LM(\lambda_i)$ 'nin ortalaması ve standart sapmasıdır. $Z(\lambda)$ 'nin dağılımı bootstrap yöntemi ile hesaplanmıştır.

Li vd. (2015) modelde hem ani hem de yumuşak yapısal kırılmaları yakalamak üzere bir trend fonksiyonu tahmin etmek için yeni bir metodoloji ileri sürmektedir. Varsayalım ki bir y_t serisi trend durağandır ve trend fonksiyonu aşağıdaki gibi tanımlanmıştır:

$$y_t = \alpha + \beta T + \sum_{l=1}^{m+1} \delta_l DU_{lt} + \sum_{l=1}^{m+1} \varphi_l DT_{l,t} + \sum_{k=1}^n \gamma_{1,k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n \gamma_{2,k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \mu_t \quad (5)$$

Burada α sabit terimi, T doğrusal trendi ve m optimal kırılma sayısıdır. Kukla değişkenler aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$DU_{k,t} = \begin{cases} 1, & TB_{k-1} < t < TB_k \\ 0, & \text{diğer} \end{cases} \quad (6)$$

ve

$$DT_{k,t} = \begin{cases} t - TB_{k-1}TB_{k-1} < t < TB_k \\ 0, & \text{diğer} \end{cases} \quad (7)$$

(6) ve (7) numaralı eşitlikte yer alan DU ve DT terimleri ani ya da keskin eğilimleri belirlemek üzere modele dahil edilmektedir. Gallant (1981)'in önerdiği üzere trigonometrik terimler $\sum_{k=1}^n \gamma_{1,k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right)$ ve $\sum_{k=1}^n \gamma_{2,k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right)$ aracılığı ile Fourier yaklaşım modelde yumuşak geçişten genel bir tahmin elde edebilmek için kullanılmaktadır. Fourier dönüşümü seride hangi frekansların olduğunu göstermektedir. Fourier yaklaşımı fonksiyonun kendisi periyodik olmasa bile bilinmeyen bir fonksiyonun davranışını yakalayabilmektedir (Gallant, 1981; Becker vd. 2004; Enders ve Lee 2012; Pascalau, 2010; Rodrigues ve Taylor 2012). n yaklaşık frekans olup, $n \leq \frac{T}{2}$ dir. k belirli bir frekans sayısıdır. (5) numaralı eşitlik üç tahmin içermektedir (Li vd. 2015: 6): m , n ve k 'nin belirlenmesi. Becker vd. (2004) $n=1$ kısıtının

alınmasını önermektedir. Şayet yapısal bir kırılma varsa en az bir frekans bileşeninin olması gerekmektedir. Bir başka deyişle, $\gamma_{1,k} = \gamma_{2,k} = 0$ sadece bir frekans için reddedilebiliyorsa zamanın değişmezliği sıfır hipotezi de reddedilebilir. Ayrıca $n=1$ kısıtı getirildiğinde, Enders ve Lee (2012)'nin belirttiği üzere serbestlik derecesinin sayısını azaltmak ve aşırı uyum problemini önlemek faydalı olacaktır. (5) numaralı eşitlik yeniden düzenlendiğinde aşağıdaki gibi bir modele indirgenmektedir:

$$y_t = \alpha + \beta T + \sum_{l=1}^{m+1} \delta_l DU_{lt} + \sum_{l=1}^{m+1} \varphi_l DT_{l,t} + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_{2,k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \mu_t \quad (8)$$

Li vd. (2015) (8) numaralı eşitliği tahmin etmek için iki aşamalı bir prosedür izlenmesi gerektiğini ifade etmektedir. Birincisi optimum kırılma sayısı (m) ve ikincisi optimal frekans (k) değeridir. Li vd. (2015) k 'nin maksimum değerinin 7 olarak belirlenebileceğini önermektedir. Ardından herhangi bir $K = k$ değeri için Bai ve Perron (1998) tarafından önerildiği gibi (8) numaralı denklem ve hata kareler toplamı (SSR) tahmin edilmektedir. Optimal frekans (8) numaralı denklemden elde edilen hata kareler toplamını minimum yapan frekans k^* 'a eşittir. İkinci aşamada eşitlik 8'de doğrusal olmayan bileşenin yokluğu test edilmektedir. Bu test için ise Becker vd. (2004)'ni takip ederek genel F -testi kullanılmaktadır:

$$F(k^*) = \frac{(SSR_{kısıtlanmamış} - SSR_{kısıtlanmış}(k^*)) / 2}{SSR_{kısıtlanmış}(k^*) / T - q} \quad (9)$$

$SSR_{kısıtlanmamış}$ ve $SSR_{kısıtlanmış}$ terimleri (8) numaralı eşitlikten elde edilen hata kareler toplamı doğrusal olan ve olmayan bir bileşen olmaksızın elde edilmektedir. Becker vd. (2006)'nın belirttiği gibi F -testi gürültü parametresinin varlığı nedeniyle standart dağılıma sahip değildir. Bu nedenle kritik değerler Monte Carlo simülasyonları kullanılarak üretilmektedir. Diğer prosedürler Carrion-i Silvestre vd. (2005)'nin tanımladıkları gibidir.

3.3. Ampirik Sonuçlar

Çalışmanın bu bölümünde Li vd. (2015)'nin önerdikleri hem keskin hem de yumuşak kırılmaları dikkate alan panel birim kök testi ile sınanmıştır. Ancak öncesinde karşılaştırma yapabilmek üzere bireysel ADF, PP ve Kwiatkowski vd. (1992)'nin geliştirdiği KPSS birim kök testleri uygulanmıştır. ADF testinde Perron (1989) tarafından önerilen yinelemeli t -istatistiğine dayanarak testin gecikme mertebesi seçilmiştir. Tablo 2'de yer alan sabitli modelde ADF ve PP test istatistiği sonuçları Latin Amerika bölgesindeki ülkelerin (ADF testinde Kolombiya ve Uruguay dışında) gelir farkları serisinin birim köke sahip olduğu yönündeki boş hipotezi reddetmekte başarısız olmuştur. Bununla birlikte serinin farkı alındığında ADF testinde Barbados, Bolivya, Dominik Cum. dışında ve PP testinde tüm ülkeler için birim kök boş hipotezi reddedilmektedir.

KPSS testi sonuçları ise karmaşık sonuçlar vermiştir. Trend içermeyen modelde KPSS test sonuçları Barbados, Brezilya, Şili, Kolombiya, Kosta Rika, Ekvator ve Trinidad & Tobago dışında tüm Latin Amerika ülkeleri için durağanlık boş hipotezi reddedilmektedir. Serinin farkı alındığında Barbados ve Jamaika dışında tüm Latin Amerika için durağanlık boş hipotezi reddedilememektedir.

Tablo 2. Doğrusal Birim Kök testleri (sabit)

Ülke	Düzye			Birinci Fark		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
Arjantin	-1.250(8)	-1.221(2)	0.923[6]***	-3.897(1)***	-7.135(1)***	0.077[2]
Barbados	-1.818(9)	-1.705(4)	0.261[6]	-1.398(8)	-4.655(2)***	0.530[4]**
Bolivya	-1.595(8)	-2.079(5)	0.920[6]***	-2.444(7)	-6.043(5)***	0.290[5]
Brezilya	-1.126(8)	-1.762(4)	0.191[6]	-3.529(7)**	-5.649(4)***	0.179[4]
Şili	-1.134(1)	-1.138(3)	0.255[6]	-6.566(0)***	-6.582(3)***	0.302[3]
Kolombiya	-3.521(4)**	-2.050(4)	0.213[6]	-5.904(0)***	-5.982(2)***	0.137[4]
Kosta Rika	-1.839(9)	-1.578(4)	0.206[6]	-3.487(7)**	-7.436(4)***	0.158[4]
Dominik Cum.	-0.202(0)	-0.202(0)	0.475[6]**	-7.820(0)	-7.820(0)***	0.231[0]
Ekvator	-1.160(2)	-1.105(4)	0.692[6]	-2.985(4)**	-8.162(4)***	0.088[4]
Guatemala	-1.323(8)	-1.167(5)	0.890[6]***	-2.982(7)**	-5.613(3)***	0.095[5]
Jamaika	-0.847(3)	-0.419(5)	0.821[6]***	-3.733(5)***	-4.333(3)***	0.409[5]*
Meksika	-1.235(6)	-1.230(3)	0.472[6]**	-2.783(5)*	-6.595(1)***	0.195[3]
Peru	-1.413(5)	-1.047(1)	0.744[6]***	-5.458(0)***	-5.475(7)***	0.287[1]
St. Lucia	-1.938(1)	-1.646(3)	0.828[6]***	-6.618(0)***	-6.661(2)***	0.188[3]
Trinidad&Tobago	-2.314(10)	-1.667(5)	0.245[6]	-3.092(7)**	-4.458(0)***	0.094[5]
Uruguay	-3.092(8)**	-1.885(2)	0.652[6]**	-3.416(7)**	-5.571(4)***	0.314[2]
Venezuela	-0.165(8)	0.431(2)	1.044[6]***	-3.700(7)***	-5.820(0)***	0.157[2]

Not: Parantez içindeki değerler Perron (1989) tarafından önerilen yinelemeli t-istatistiğine dayalı gecikme sayısını; köşeli parantez içindeki değerler Newey ve West (1994) tarafından önerilen Bartlett Kernel için kesilmeyi (truncation) göstermektedir. *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 3’de yer alan sabit ve trend içeren modelde ADF ve PP test istatistiği sonuçları Latin Amerika bölgesindeki ülkelerin (ADF testinde Kolombiya ve PP testinde Jamaika dışında) gelir farkları serisinin birim köke sahip olduğu yönündeki boş hipotezi reddetmekte başarısız olmuştur. Bununla birlikte serinin farkı alındığında ADF testinde Barbados, Bolivya, Ekvator, Guatemala ve Trinidad&Tobago dışında 12 Latin Amerika ülkesi için birim kök hipotezi reddedilmektedir.

Trend içeren modelde KPSS test sonuçlarına göre Arjantin, Bolivya, Kolombiya ve Venezuela dışındaki tüm ülkeler için durağanlık boş hipotezi reddedilememektedir. Serinin farkı alındığında ise Kosta Rika, Jamaika ve Peru dışında durağanlık hipotezi reddedilememektedir.

Tablo 3. Doğrusal Birim Kök testleri (sabit ve trend)

Ülke	Düzye			Birinci Fark		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
Arjantin	-1.426(8)	-2.080(3)	0.109[6]	-3.950(7)**	-7.085(1)***	0.068[2]
Barbados	-3.064(9)	-1.863(2)	0.245[6]***	-1.614(8)	-5.215(1)***	0.100[3]
Bolivya	-2.586(6)	-1.157(5)	0.110[6]	-2.69887)	-6.485(5)***	0.098[5]
Brezilya	-1.305(8)	-1.696(4)	0.191[6]**	-3.592(7)**	-5.765(2)***	0.060[4]
Şili	-1.001(0)	-1.175(3)	0.248[6]***	-4.291(3)***	-6.666(2)***	0.063[2]
Kolombiya	-3.426(4)*	-1.796(4)	0.076[6]	-5.865(0)***	-5.954(2)***	0.066[4]
Kosta Rika	-1.819(9)	-1.589(4)	0.125[6]*	-3.501(7)**	-7.390(4)***	0.158[4]**
Dominik Cum.	-1.707(6)	-1.112(1)	0.131[6]**	-7.980(0)***	-7.990(2)***	0.084[1]
Ekvator	-2.191(2)	-1.967(4)	0.131[6]*	-2.966(4)	-8.154(4)***	0.074[4]
Guatemala	-2.377(10)	-1.706(5)	0.126[6]*	-2.937(7)	-5.553(3)***	0.092[5]
Jamaika	-3.160(6)	-3.638(3)**	0.176[6]**	-3.628(5)**	-4.827(3)***	0.140[5]*
Meksika	-2.178(6)	-1.911(2)	0.209[6]**	-3.356(7)*	-6.684(1)***	0.079[2]
Peru	-2.293(9)	-0.654(1)	0.141[6]*	-5.474(0)***	-5.455(7)***	0.307[0]***
St. Lucia	-1.386(1)	-1.302(3)	0.168[6]**	-6.796(0)***	-6.785(1)***	0.073[2]

Trinidad&Tobago	-2.483(10)	-1.762(5)	0.120[6]*	-3.147(7)	-4.427(0)**	0.095[5]
Uruguay	-1.089(8)	-0.639(0)	0.204[6]**	-4.691(7)**	-5.742(6)***	0.068[0]
Venezuela	-3.093(1)	-2.498(2)	0.110[5]	-3.668(7)**	-5.925(0)***	0.068[2]

Not: Parantez içindeki değerler Perron (1989) tarafından önerilen yinelemeli t-istatistiğine dayalı gecikme sayısını; köşeli parantez içindeki değerler Newey ve West (1994) tarafından önerilen Bartlett Kernel için kesilmeyi (truncation) göstermektedir. *,**,*** sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Keskin ve yumuşak kırılmalı panel durağanlık test sonuçlarına geçmeden önce yatay kesit bağımlılığının (YKB) olup olmadığı araştırılmıştır. YKB'nin varlığı dikkate alınmadan yapılacak analizler elde edilecek sonuçları önemli ölçüde etkileyebilmektedir (Pesaran, 2004). YKB araştırmasında zaman boyutunun yatay kesit boyutundan daha büyük olması ($N > T$) halinde Breusch Pagan (1980) CDLM1 testi, zaman boyutunun yatay kesit boyutuna eşit ya da yakın olması halinde Pesaran (2004) CDLM2 testi, zaman boyutunun yatay kesit boyutundan küçük olması ($T < N$) halinde ise Pesaran (2004) CDLM testi ile sınanmaktadır. Bu testler, grup ortalaması sıfır ancak bireysel ortalaması sıfırdan farklı olması durumunda sapmalı olacağından, Pesaran vd. (2008) test istatistiğine varyansı ve ortalamayı da ekleyerek bu sapmayı düzeltmektedir. Böylece bu test sapması düzeltilmiş LM testi olarak ifade edilmektedir. Bu çalışmada $N=17$ ve $T=68$ olduğundan Breusch Pagan (1980) ve Pesaran vd. (2008) tarafından önerilen testlerle sınanmıştır. Heterojen panellerde uygulanan Breusch-Pagan (1980) CDLM1 test istatistiği aşağıda olduğu gibidir:

$$LM_{BP} = T \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \check{\rho}_{ij}^2 \sim \chi^2 \frac{n(n-1)}{2} \quad (10)$$

Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008) yaptıkları düzeltme ile:

$$LM_{ADJ} = \sqrt{\frac{2}{n(n-1)}} \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \frac{(T-k)\check{\rho}_{ij}^2 - \mu_{Tij}}{\sigma_{Tij}} \sim n(0,1) \quad (11)$$

Burada μ_{Tij} ortalamayı ve σ_{Tij} varyansı göstermektedir. Buradan elde edilecek test istatistiği boş hipotez altında asimtotik olarak normal dağılım sergilemektedir. Testin boş hipotezi "yatay kesit bağımlılığı yoktur" şeklindedir.

YKB test sonuçları Tablo 4'ün Panel A bölümünde yer almaktadır. Buna göre her iki test istatistiği sonuçları yokluk boş hipotezini reddetmektedir. Bir başka deyişle paneli oluşturan 17 Latin Amerika ülkesi için YKB bulunmaktadır. Ülkelerden birinin reel kişi başına gelirine gelen şok diğer ülkeleri de etkilemektedir. Bu durumda karar alıcıların politika belirlemede diğer ülkelerin uyguladıkları politikalar ile şokları dikkate almaları gerekmektedir.

Tablo 4'ün Panel A bölümünde tüm panel için homojen uzun dönemli varyans varsayımı altında elde edilen test istatistiği sonuçları yer almaktadır. Panel istatistiği için kritik değerler 20.000 kez tekrar örnekleme yöntemi (bootstrapping) kullanılarak hesaplanmıştır. Elde edilen test istatistiği sonuçlarına göre, durağanlık sıfır hipotezi tüm anlamlılık düzeylerindeki kritik değerlerden küçük olması nedeniyle reddedilememiştir. Bununla birlikte heterojen uzun dönemli varyans varsayımı altında durağanlık boş hipotezi %10 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Bireysel durağanlık test sonuçları ise Tablo 4'ün B panelinde sunulmuştur. Bireysel versiyonlar için kritik değerler 20.000 tekrarla Bootstrap simulasyonu kullanılarak hesaplanmıştır. Buna göre durağanlık boş hipotezi Barbados, Bolivya, Brezilya, Peru ve

Uruguay dışında diğer 12 Latin Amerika ülkesi için reddedilememektedir. Buna göre Latin Amerika ülkelerinden Arjantin, Şili, Kolombiya, Kosta Rika, Dominik Cum., Ekvator, Guetemala, Jamaika, Meksika, St. Lucia, Trinidad ve Tobago ve Venezuela'nın kişi başına geliri ABD'nin kişi başına gelirine stokastik anlamda yakınsamıştır.

Tablo 4. Keskin ve Yumuşak Kırılmalı Panel Durağanlık Test Sonuçları (Trendli model)

Panel A: Yatay Kesit Bağımlılığı Testi ile Keskin ve Yumuşak Kırılmalı Panel Durağanlık Testi						
Yatay Kesit Bağımlılığı	Test İstatistiği			p-değeri		
CDLM1 (Breusch-Pagan,1980)	218.885***			0.000		
CDLM _{ADJ}	13.605***			0.000		
Keskin ve Yumuşak Kırılmalı Panel Durağanlık Testi						
	Test İstatistiği (PANKPSS)	90	95	97.5	99	p-değeri
Homojen Uzun Dönemli Varyans	-4.0930	-1.5064	-0.4548	0.2253	0.8730	1.0000
Heterojen Uzun Dönemli Varyans	-2.3624*	-2.4712	-2.1380	-1.8340	-1.4563	0.9909
Panel B: Keskin ve Yumuşak Kırılmalı Bireysel Durağanlık Testi						
Ülkeler	Bartlett	90	95	97.5	99	
Arjantin	0.0271	0.0545	0.0679	0.0815	0.1015	
Barbados	0.1309***	0.0675	0.0848	0.1029	0.1239	
Bolivya	0.0632***	0.0400	0.0468	0.0530	0.0616	
Brezilya	0.0719*	0.0596	0.0753	0.0912	0.1124	
Şili	0.0500	0.0978	0.1265	0.1531	0.1898	
Kolombiya	0.0548	0.0642	0.0795	0.0948	0.1146	
Kosta Rika	0.0338	0.0624	0.0776	0.0916	0.1107	
Dominik Cum.	0.0192	0.0597	0.0720	0.0848	0.1015	
Ekvator	0.0832	0.1242	0.1640	0.2030	0.2543	
Guatemala	0.0451	0.0581	0.0728	0.0876	0.1059	
Jamaika	0.0335	0.0346	0.0405	0.0465	0.0531	
Meksika	0.0407	0.1324	0.1731	0.2166	0.2678	
Peru	0.0454**	0.0383	0.0450	0.0512	0.0597	
St. Lucia	0.0164	0.0778	0.1013	0.1253	0.1541	
Trinidad&Tobago	0.0149	0.1294	0.1708	0.2125	0.2634	
Uruguay	0.0713*	0.0680	0.0838	0.1000	0.1186	
Venezuela	0.0212	0.0634	0.0765	0.0894	0.1036	

Not: Kritik değerler 20,000 tekrarlı Monte Carlo simülasyonu ile elde edilmiştir. Maksimum kırılma 2 olarak alınmıştır. Maksimum frekans sayısı 5'tir. ***, ** ve * işaretleri durağanlık boş hipotezinin sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde ret edildiğini göstermektedir.

F-istatistik değeri ve kritik değerleri (20,000 tekrarla hesaplanmıştır) Tablo 5'te Panel A'da gösterilmektedir. Grid-search (detaylı arama) yaklaşımı kullanılarak elde edilen *K* değerleri her bir ülke için optimal frekansı göstermektedir. Optimal frekans Bolivya ve Jamaika için *K*=1; Guatemala ve Peru için *K*=2; Dominik Cum. ve Trinidad ve Tobago için *K*=3; Arjantin, Brezilya, Şili, Kolombiya, Kosta Rika, Ekvator, Meksika, St. Lucia, Uruguay ve Venezuela için *K*=5 olarak belirlenmiştir.

Tablo 5. (8) Numaralı Eşitlikteki Trend Fonksiyonu Tahmin Sonuçları

Panel A: Optimum Frekans ve F-İstatistiği Sonuçları ve Kritik Değerler
--

Ülkeler	Optimum Frekans	F-İstatistiği	%90	%95	%97.50	%99
Arjantin	4	49.0884	2.3723	3.1302	3.9263	4.9637
Barbados	5	4.5349	2.3792	3.1748	3.9622	4.9506
Bolivya	1	165.7653	2.3880	3.1166	3.8988	4.9585
Brezilya	4	105.8193	2.3933	3.1511	3.9019	4.9853
Şili	4	17.2254	2.3605	3.1348	3.9152	5.0343
Kolombiya	4	49.0779	2.4069	3.1719	3.9152	4.9394
Kosta Rika	4	62.0225	2.4089	3.1561	3.8911	4.9544
Dominik Cum.	3	42.5603	2.3910	3.1362	3.9504	5.0949
Ekvator	4	30.4439	2.4041	3.1379	3.8931	4.9537
Guatemala	2	52.9040	2.3721	3.1257	3.8711	4.9800
Jamaika	1	140.0151	2.3630	3.1077	3.8920	4.8553
Meksika	4	16.8880	2.3612	3.1145	3.9583	4.9852
Peru	2	76.8416	2.3471	3.1068	3.8370	4.9617
St. Lucia	4	60.3610	2.3879	3.1220	3.9031	5.0022
Trinidad&Tobago	3	121.1355	2.3766	3.1549	3.9693	5.0089
Uruguay	4	50.0599	2.4037	3.1624	3.9321	4.9353
Venezuela	4	48.8779	2.3867	3.1182	3.8628	4.8692

Panel B: (8) Numaralı Eşitlikte Keskin kırılma Tarihleri

Ülkeler	Kırılma Tarihleri		Ülkeler	Kırılma Tarihleri	
Arjantin	1968	1988	Jamaika	1969	1993
Barbados	1969	1991	Meksika	1980	1988
Bolivya	1988	2007	Peru	1964	1992
Brezilya	1969	1989	St. Lucia	1972	1987
Şili	1974	1981	Trinidad&Tobago	1980	1988
Kolombiya	1969	1998	Uruguay	1958	2001
Kosta Rika	1969	1996	Venezuela	1967	2004
Dominik Cum.	1970	2005	-	-	-
Ekvator	1979	1998	-	-	-
Guatemala	1980	1986	-	-	-

Kırılma tarihleri Tablo 5'in Panel B bölümünde yer almaktadır. Tüm Latin Amerika ülkeleri için en az iki keskin kırılma söz konusudur. Elde edilen sonuçlar 1950'li yılların sonunda yalnızca bir keskin sapma, 1960'lı yılların ortaları ve sonunda 8 sapma, 1970'li yıllarda 4 sapma, 1980'li yıllarda 11 sapma, 1990'lı yıllarda 6 sapma ve 2000'li yıllarda 4 sapmanın yaşandığını göstermektedir. Ayrıca dikkati çeken nokta, en çok sapmanın 1980'li yıllarda olduğudur. Bu dönem, pek çok Latin Amerika ülkesi için borç krizi ve ekonomik kriz dönemleridir.

Ek Şekil 1, her bir Latin Amerika ülkesinin reel kişi başına GSYH serisinin hedef ülke olan ABD'nin kişi başına reel GSYH serisi arasındaki farkının zamana bağlı eğilimini göstermektedir. Yapısal kırılmalar verilerin trendinde açıkça görülmektedir. Dolayısıyla birim kök ve/veya durağanlık sınamalarında hem keskin kırılmaları hem de yumuşak değişimi dikkate almak oldukça makuldür (Li vd., 2015). Zamanla değişen sabitin tahmin edilen zamana bağlı trendi tüm şekillerde gözlenmektedir. Tahmin edilen ve gerçek veri setleri birbirine uyum sağlamıştır.

4. Sonuç

Bu çalışmada 1950-2017 dönemi için 17 Latin Amerika ülkesinin ABD ekonomisine stokastik anlamda yakınsayıp yakınsamadığı araştırılmıştır. Bu amaçla Li vd. (2015)'nin önerdikleri trend fonksiyonu yardımıyla hem keskin hem de yumuşak kırılmaları içeren panel durağanlık testi kullanılmıştır. Panel birim kök testlerinin artan gözlem sayısı nedeniyle daha fazla güce sahip olduğu ancak yapısal kırılmaların dikkate alınmaması durumunda yanıltıcı sonuçlar üretebileceği bilinmektedir (Bahmani-Oskooee vd. (2015)). Diğer yandan yapısal kırılmalar kukla değişkenler kullanıldığında keskin kırılmalar kontrol edilmekte ve yumuşak değişimler ihmal edilmektedir. Son yıllarda Li vd. (2015) iki türde yapısal kırılmayı tek bir prosedürle birleştirerek bir trend fonksiyonu yardımıyla PIIGS ülkelerindeki işsizlik histerisini araştırmıştır. Bu nedenle bu çalışmada Li vd. (2015)'ni izleyerek stokastik yakınsama hipotezini test etmek için çoklu yapısal kırılmaları yakalamak üzere Carrion-i Silvestre vd. (2005)'nin önerdikleri durağanlık testi ve yumuşak kırılmaları yakalamak üzere Becker vd. (2004) tarafından geliştirilen esnek Fourier dönüşümünden faydalanılmıştır.

Elde edilen bulgular keskin ve yumuşak yapısal değişimler endojen olarak belirlendiğinde Barbados, Bolivya, Brezilya, Peru ve Uruguay dışında bir çok Latin Amerika ülkesinin stokastik yakınsama sergilediğini göstermektedir. İlave olarak çoğu Latin Amerika ülkeleri için bulduğumuz sonuçların son yıllarda geliştirilen Fourier-tipi testler kullanıldığında doğrusal yöntemlerden daha büyük güce sahip olduğunu kanıtlamaktadır.

KAYNAKÇA

- Bahmani-Oskooee, M., T. Chang, T-W. Wu (2015), "Purchasing Power Parity in Transition Countries: Panel Stationary Test with Smooth and Sharp Breaks", *International Journal of Financial Studies*, 3, 153-161.
- Bai, J., P. Perron (1998), "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", *Econometrica*, 66, 47-78.
- Barro, R. J., X. Sala-i Martin (1997), "Technological Diffusion, Convergence, and Growth", *Journal of Economic Growth*, 2(1), 1-26.
- Barro, Robert J. (1997), *Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study*, Cambridge, MA: The MIT Press.
- Barro, R.J., X. Sala-i Martin (2004), *Economic Growth*, Second Edition, Cambridge, MA: The MIT Press.
- Becker, R., W. Enders, J. Lee (2004), "A General Test for Time Dependence in Parameters", *Journal of Applied Econometrics*, 19, 899-906.
- Benavides, D. R., F. L. Herrera, F. V. Martinez (2014), "Are There Economic Convergence Clubs in Latin America?", *Journal of Economics and Development Studies*, 2(3), 2334-2390.
- Bernard, A. B., S. N. Durlauf (1995), "Convergence in International Output," *Journal of Applied Econometrics*, 10, 97-108.
- Bernard, A. B., S. N. Durlauf (1996), "Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis", *Journal of Econometrics*, 71, 161-173.
- Breusch, T.S., A.R. Pagan (1980), "The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics", *Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253.
- Bulmer, Thomas V. (1994), *The Economic History of Latin America since Independence*, Cambridge University Press.

- Campbell, J. Y., N. G. Mankiw (1989), "International Evidence on the Persistence of Economic Fluctuations", *Journal of Monetary Economics*, 23, 319-333.
- Canarella, G., S. K. Pollard (2006), "Distribution Dynamics and Convergence in Latin America: A Non-Parametric Analysis", *RISEC*, 53(1), 68-95.
- Carlino, G., L. Mills (1993), "Are U.S. Regional Economies Converging? A Time Series Analysis", *Journal of Monetary Economics*, 32, 335-346.
- Carrion-i-Silvestre, J. L., T. D. Barrio-Castro, E. Lopez-Bazo (2005), "Breaking the Panels: an Application to the GDP Per Capita", *Econometrics Journal*, 8, 159- 175.
- Carrion-i-Silvestre, J. L., V. German-Soto (2009), "Panel Data Stochastic Convergence Analysis of the Mexican Regions", *Empirical Economics*, 37, 303-327.
- Cogley, T. (1990), "International Evidence on the Size of The Random Walk in Output", *Journal of Political Economy*, 98, 501-518.
- Cuñado, J., F. Pérez de Gracia (2006), "Real Convergence in Africa in the Second-Half of the 20th Century", *Journal of Economics and Business*, 58, 153-167.
- Dawson, J. W., A. Sen (2007), "New Evidence on the Convergence of International Income From a Group of 29 Countries", *Empirical Economics*, 33, 199-230.
- Delgado, A., G. Rodriguez (2015), "Structural Breaks and Convergence in the Regions of Peru: 1970-2010", *Review of Development Economics*, 19(2), 346-357.
- Dufrénot, G., V. Mignon, T. Naccache (2012), "Testing Catching-Up Between the Developing Countries: 'Growth Resistance' and Sometimes 'Growth Tragedy'", *Bulletin of Economic Research*, 64(4), 470-508.
- Durlauf, S. N. (2003), "Neighborhood Effects", *SSRI Working Papers*, Social Systems Research Institute, University of Wisconsin.
- Enders, W., J. Lee (2012), "A Unit Root Test Using a Fourier Series to Approximate Smooth Breaks", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(4), 574-599.
- Friedman, M. (1992), "Do Old Fallacies Ever Die?", *Journal of Economics Literature*, 30, 2129-2132.
- Gallant, A. (1981), "On the Bias in Flexible Functional Forms and an Essentially Unbiased Form: The Fourier Flexible Form", *Journal of Econometrics*, 15(2), 211-245.
- Galvão Jr, A. F., F. A. Reis Gomes (2007), "Convergence or Divergence in Latin America? A Time Series Analysis", *Applied Economics*, 39(11), 1353-1360.
- Hadri, K. (2000), "Testing for Stationarity in Heterogeneous Panels", *Econometrics Journal*, 3, 148-161.
- King, A., C. Ramlogan (2008), "Is Latin America Catching-up? A Time-series Approach", *Review of Development Economics*, 12(2), 397-415.
- King, A., C. Ramlogan-Dobson (2015), "International Income Convergence: Is Latin America Actually Different?", *Economic Modelling*, 49, 212-222.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. J. Schmidt, Y. Shin (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure are We That Economic Time Series Have a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.

- Li, J. P., O. Ranjbar, T. Chang (2015), “Unemployment Hysteresis in PIIGS Countries: A New Test with Both Sharp and Smooth Breaks”, *The Singapore Economic Review*, 60(4): 1550078 (13 pages).
- Liu, J., S. Wu, J. V. Zidek (1997), “On Segmented Multivariate Regression”, *Statistica Sinica*, 7, 497-525.
- Newey W.K., K.D. West (1994), “Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation”, *The Review of Economic Studies*, 61(4), 631-653.
- Pascalau, R. (2010), “Unit Root Tests with Smooth Breaks: An Application to the Nelson-Plosser Data Set”, *Applied Economics Letters*, 17, 565–570.
- Perron, P. (1989), “The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis”, *Econometrica*, 57(6), 1361-1401.
- Pesaran, M. H. (2004), “General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels”, *CWPE 0435*, University of Cambridge, 1-41. <https://doi.org/10.17863/CAM.5113>.
- Pesaran, M. H., A. Ullah, T. Yamagata (2008), “A Bias-adjusted LM Test of Error Cross-Section Independence”, *Econometrics Journal*, 11(1), 105-127.
- Phillips, P. C. B., D. Sul (2007), “Transition Modeling and Econometric Convergence Tests”, *Econometrica*, 75(6), 1771–1855.
- Quah, D. T. (1993), “Galton’s Fallacy and the Convergence Hypothesis”, *Scandinavian Journal of Economics*, 95, 427–443.
- Quiroga, P. A. B. (2010), “Convergence Patterns in Latin America”, *Economics Working Paper*, School of Economics and Management Aarhus University, 1-37.
- Ranjbar, O., T. Chang, C. C. Lee, Z. Elmi (2016), “Reopening the Convergence Debate When Sharp Breaks and Smooth Shifts Wed, 1870-2010”, *Iran Economic Review*, 20(3), 356-377.
- Rodrigues, P., A. M. R. Taylor (2012), “The Flexible Fourier Form and Local GLS De-Trending Unit Root Tests”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74, 736–759.
- Romer, D. (2012), *Advanced Macroeconomics*, 4th ed., Boston, MA: McGraw-Hill.
- Tomljanovich, M., T. J. Vogelsang (2002), “Are US Regions Converging? Using New Econometric Methods to Examine Old Issues”, *Empirical Economics*, 27, 49–62.

EK: Şekil 1. Seçilmiş 17 Latin Amerika Ülkesi için Logaritmik Kişi Başına Reel Gelir GSYH fark serisi (Mavi çizgi) ve Keskin Kırılmalar ve Yumuşak Değişimlerle Tahmin Edilen Trend Fonksiyonu (Kırmızı çizgi), 1950-2017.



