

ULUSLARARASI SERMAYE HAREKETLİLİĐİNİN İNCELENMESİ: YÜKSELEN PİYASA EKONOMİLERİ ÜZERİNE BİR UYGULAMA

Önder BÜBERKÖKÜ^[*]

Öz

Bu alıřmada yükselen piyasa ekonomileri için Feldstein-Horioka (1980) yaklaşımı çerçevesinde sermaye hareketliliğinin derecesi incelenmiştir. Bu amaçla da yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ve rejim değıřimine izin veren Westerlund ve Edgerton (2008) panel koentegrasyon testinden yararlanılmıştır. Modelde bir rejim değıřiminin olup olmadığı ise Bai ve Perron (1999, 2003) testi ile incelenmiştir. Bu alandaki literatürün temel tartışma konusunu uzun dönem parametresinin büyüklüğü oluşturduğundan alıřmada uzun dönem parametre tahmininde öncelikle Pesaran (2008) tarafından geliştirilen CCEMG (Common Correlated Effects Mean Group, CCEMG) ile Eberhart ve Teal (2010) tarafından geliştirilen AUG (Augmented Mean Group, AUG) yöntemlerinden yararlanılmıştır. alıřmada ayrıca, Pesaran ve Smith (1995) tarafından geliştirilen MG (Mean Group, MG) ile Pesaran, Shin ve Smith (1997, 1999) tarafından geliştirilen PMG (Pooled Mean Group, PMG) tahmincilerine de yer verilmiştir. Panel sonuçları uzun dönem katsayısının yaklaşık 0.62 olduğunu göstermektedir. Bu da bu ülke sermayelerinin küresel bazdaki hareketliliğinin orta düzeyde olduğu anlamına gelmektedir. Bu bulgular ayrıca, yükselen piyasa ekonomilerinin küresel finansal sisteme orta derecede entegre oldukları anlamına da gelmektedir.

Anahtar Kelimeler: Yükselen piyasa ekonomileri, Yatırım, Tasarruf, Panel Koentegrasyon, Yatay kesit bağımlılığı

Jel Kodları: E21,E22,F32

EXAMINING INTERNATIONAL CAPITAL MOBILITY: EVIDENCE FROM EMERGING MARKETS

Abstract

This study investigates the relationship between domestic investment and saving based on the Feldstein-Horioka (1980) approach for 17 emerging markets. The long-run relationship is examined by using

[*] Yrd.Do.Dr., Yüzüncü Yıl Üniversitesi, İşletme Fakültesi, Finans Bilim Dalı, onderbuber@gmail.com

Westerlund and Edgerton's (2008) panel cointegration test, which takes into account both regime shift and cross-sectional dependency. Pesaran's (2008) CCMEG, Eberhart and Teal's (2010) AUG, Pesaran and Smith's (1995) MG, and Pesaran et al.'s (1997, 1999) PMG estimators are employed to estimate the long-run parameters. The results show that saving and investment are cointegrated with a saving coefficient of 0.62. This finding means that capital has moderate mobility for the emerging markets examined in this study.

Keywords: Emerging markets, Investment, Saving, Panel cointegration, Cross-sectional dependency

Jel Codes: E21,E22,F32

I. Giriş

Özellikle 1980'li yıllar dünya ekonomilerinin giderek daha liberal hale gelmeye başladığı bir dönem olmuştur. Bu da küresel bazda sermayenin giderek daha hareketli bir yapıya dönüşmesi sürecini beraberinde getirmiştir. Bir diğer ifadeyle sermaye artık sadece yurtiçi yatırımları finanse eden bir kaynak olmaktan uzaklaşarak risk-getiri dengesi kapsamında küresel bazda daha uygun yatırımların finansmanında da kullanılabilen bir kaynak haline gelmeye başlamıştır (Konya, 2015; Singh, 2013). Literatürde sermayenin uluslar arası düzeydeki bu hareketliliğinin küresel kaynakların etkin dağılımı açısından önemli olduğu genel olarak kabul görmektedir (Kim, Oh ve Jeong, 2005). Ayrıca, sermayedeki bu hareketlilik ekonomik büyümenin istikrarı ve cari açık sorunu gibi konuların analizi açısından da önemli bilgiler sunmaktadır (Ang, 2007; Jamilov, 2013; Singh,2013).

Sermaye hareketliliğinin analizinde literatürde genel olarak Feldstein-Horioka (1980) (FH) yaklaşımının kullanıldığı görülmektedir. FH yaklaşımı, en genel ifadeyle, sermaye hareketliliğinin ölçülmesinde yurt içi yatırımlar ile yurt içi tasarruflar arasındaki ilişkinin kullanılabilirliğini ifade etmektedir. Bir diğer ifadeyle bu yaklaşıma göre eğer yurt içi yatırımlar tamamen yurt içi tasarruflar ile finanse ediliyor ise bu durum sermayenin hareketli olmadığı anlamına gelmektedir. Çünkü, yurt içi tasarruflar yani sermaye tamamen ülke sınırları içerisinde değerlendirilmiştir. Aksine, eğer yurt içi yatırımların finansmanında yurt içi tasarruflar hiç kullanılmıyorsa bu durum sermayenin tam hareketli olduğu anlamına gelmektedir. Çünkü, ilgili ülke sermayesi risk-getiri dengesi kapsamında küresel bazda diğer ülkelere aktarılmıştır (Jamilov, 2013; Holmes ve Otero, 2014). Bu durum aynı zamanda ilgili ülke ekonomisinin küresel sisteme yüksek derecede entegre olduğu anlamına da gelmektedir. Çünkü, bu durumda ilgili ülke kendi yatırımlarını küresel piyasalardan elde edilen fonlar ile finanse etmektedir (Sarno ve Taylor, 1996; Holmes ve Otero,2014; Jamilov, 2013).

Bu kapsamda FH yaklaşımı temel olarak gelişmiş ülke ekonomilerinin küresel sisteme daha fazla entegre olduğunu bu nedenle de bu ülkelerde sermaye hareketliliğinin daha yüksek olması gerektiğini ileri sürmektedir. Bir diğer ifadeyle bu yaklaşımda gelişmiş ülkeler için yurt içi yatırımlarla yurt içi tasarruflar arasındaki ilişkinin göreceli olarak düşük olması beklenmektedir. Fakat, literatürde FH yaklaşımını inceleyen çalışmalara bakıldığında genel olarak elde edilen

bulguların teorik beklentilerle eliřtiđi grlmektedir. Hatta, FH'nin kendi alıřmalarında bile geliřmiř lkeler iin yurt ii yatırımlarla yurt ii tasarruflar arasındaki iliřki olduka yksek ıkmıřtır. Coakley vd. (1996) ile Tesar (1991) bu durumu yatırım-tasarruf arasındaki iliřkinin aslında sermaye hareketliliđinin bir ltt olmaktan ok cari aıđın srdrlebilirliđinin bir gstergesi olabileceđi dřncesi ile aıklamaya alıřmıřtır. nk, en genel ifadeyle cari aık tasarrufla yatırım arasındaki farka eřittir. Coakley vd. (1998) ise bu durumu yatırımlarla tasarruflar arasındaki iliřkinin hkmetlerin cari iřlemler aıđına dnk politikalarından etkilendiđi ve bu nedenle deđiřkenler arasındaki iliřkinin sermaye hareketliliđinin bir gstergesi olamayabileceđi dřncesi ile aıklamaya alıřmıřtır.

Fakat, bu vb. eleřtirilere rađmen daha nce de belirtildiđi gibi FH yaklařımı literatrde olduka ilgi gren bir yaklařım olmuřtur. Fakat, literatre bakıldıđında bu alandaki alıřmaların genelde geliřmiř lke ekonomileri zerine odaklandıđı grlmektedir. Bir diđer ifadeyle ykselen piyasa ekonomileri zerine yapılan alıřmaların geliřmiř lke ekonomileri zerine yapılan alıřmalara gre olduka az olduđu ifade edilebilir (Eslamloueyan ve Jafari, 2014; Konya, 2015). Bu alıřmanın konusunu ykselen piyasa ekonomileri oluřturduđundan bu kapsamdaki alıřmalara bakıldıđında Ho (1998) Markov rejim geiřli modelleri kullandıđı alıřmasında Tayvan ekonomisinin yksek ve dřk sermaye hareketliliđi rejimlerine sahip olduđu fakat baskın olan durumun yksek sermaye hareketliliđi olduđu sonucuna ulařmıřtır Brahmasrenea ve Jiranyaku (2009) G.Kore, Tayvan, Endonezya, Hindistan, Malezya, Filipinler, Singapur ve Tayland ekonomilerini inceledikleri alıřmalarında bu lkelerin yksek bir sermaye hareketliliđine sahip olduđu sonucuna ulařmıřlardır. Narayan (2005) in ekonomisini incelediđi alıřmasında sermaye hareketliliđinin olduka dřk olduđu sonucuna ulařmıřtır. Li (2010) ise diđer alıřmalardan farklı olarak in'in kendi blgeleri arasındaki sermaye hareketliliđini incelediđi alıřmasında inde blgeler arası sermaye hareketliliđinin dřk olduđunu ifade etmiřtir. Chan vd. (2011) da in'in eřitli blgeleri arasındaki sermaye hareketliliđini incelediđi alıřmasında sermaye hareketliliđinin zellikle de geliřmiř blgeler arasında giderek arttıđı sonucuna ulařmıřtır. Kim, Kim ve Wang (2007) ađırlıklı olarak ykselen Asya ekonomilerini inceledikleri alıřmalarında yatırımlarla tasarruflar arasındaki iliřkinin zamanla azaldıđı fakat hala yurtii yatırımların nemli bir kısmının yurtii tasarruflarla karřılandıđı sonucuna ulařmıřlardır. Ang (2007) Malezya ekonomisini incelediđi alıřmasında yurtii yatırımlarla tasarruflar arasında gl uzun dnemli bir iliřki olduđu sonucuna ulařmıřtır. Seth (2011) Hindistan ekonomisini incelediđi alıřmasında bu lkede dřk dzeyde sermaye hareketliliđinin olduđu sonucuna ulařmıřtır. Montiel (1994) Kolombiya ve G.Kore'de sermayenin yksek derecede hareketli, Filipinlerde orta derecede hareketli, řili'de ise sermayenin hareketsiz olduđunu ifade etmiřtir. Kim, Oh ve Jeong (2005) ađırlıklı olarak ykselen Asya ekonomilerini inceledikleri alıřmalarında 1980'li ve 1990'lı yıllarda Asya ekonomilerinde sermaye hareketliliđinin arttıđını ifade etmiřlerdir. Mamingi (1997) Peru, Kolombiya ve G.Kore iin sermayenin yksek derecede hareketli, Filipinler iinse hareketsiz olduđunu belirtmiřtir. Knya (2015) BRICS lkelerini incelediđi alıřmasında G.Afrika ve Rusya'daki sermaye hareketliliđinin; Brezilya, Hindistan ve in gre daha yksek olduđu sonucuna ulařmıřtır. Kencici (2014) Rusya ekonomisini incelediđi alıřmasında bu lkede yksek bir sermaye hareketliliđi olduđu sonucuna ulařmıřtır. Gomes, Ferreira ve Filho (2008) Brezilya, řili ve Arjantin ekonomilerini inceledikleri alıřmalarında FH yaklařımının sermaye hareketliliđini lmede bařarılı

bir yöntem olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Sachsida, Cardoso ve Mendonça (2006) Brezilya için yüksek sermaye hareketliliğinin geçerli olduğunu belirtmiştir. Payne (2005) Meksika'yı incelediği çalışmasında bu ülke üzerine yapılmış diğer çalışmaların aksine ilgili değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunduğunu ve sermayenin hareketli olduğunu belirtmiştir. Ertuğrul ve Mangır (2012) Türkiye ekonomisini inceledikleri çalışmalarında sermaye hareketliliğinin düşük olduğu fakat özellikle 2008 yılı sonrasında yurtdışı yatırımlarla tasarruflar arasındaki ilişkinin azalmaya başladığını ifade etmişlerdir.

Bu çalışmanın amacı yapısal kırılmaları ve yatay kesit bağımlılığını (cross-sectional dependency, CD) dikkate alarak yükselen piyasa ekonomilerinde FH yaklaşımı çerçevesinde sermaye hareketliliğinin incelenmesidir. Çalışmanın literatüre katkısı ise şu şekilde ifade edilebilir: Öncelikle, daha önce de belirtildiği gibi, FH yaklaşımının yoğun bir şekilde incelenmesine rağmen bu çalışmaların genelde gelişmiş ülke ekonomileri üzerine odaklandığı görülmektedir (Eslamloueyan ve Jafari, 2014; Konya, 2015). Bu çalışmada ise MSCI (Morgan Stanley Capital International, MSCI) sınıflandırmasına göre yükselen piyasa ekonomileri olarak kabul edilen ülkeler bir bütün halinde incelenmeye çalışılmıştır. Bu noktanın özellikle önemli olduğu düşünülmektedir. Çünkü, bu ülkeler küresel üretimden giderek daha fazla oranda pay almaya başlamışlardır. Ayrıca, 2013 Mayıs ayında FED 2007-2008 mortgage krizi ile birlikte uygulamaya başladığı gevşek para politikasından kademeli olarak sıkı para politikasına geçileceğini ifade etmiştir. Bu durum yükselen piyasa ekonomilerden fon çıkışlarının artmasına yol açabilir. Böyle bir ortamda bu ülkeler için yatırım harcamaları ile tasarruflar arasındaki ilişkinin incelenmesinin ayrıca önemli olduğu düşünülmektedir. Çünkü, bu ilişki aynı zamanda ilgili ülkelerin yurt dışı fonlara olan ihtiyaç dereceleri yani bu ülkelerin sermaye hareketlerine olan duyarlılıkları konusunda da fikir vermektedir (Kaplan ve Kalyoncu, 2011; Jamilov, 2013). İkinci olarak literatürdeki çalışmaların çoğu durumda CD'yi dikkate almadıkları görülmektedir. Bu da giderek küreselleşen dünyada oldukça katı ve gerçeği çok da iyi yansıtmayan bir yaklaşımdır (Eslamloueyan ve Jafari, 2014; Lee ve Lee, 2009). Ayrıca, literatürdeki çalışmaların genelde 30-40 yıl gibi uzun sayılabilecek bir dönemi inceledikleri düşünüldüğünde yapısal kırılmaların gerçekleşmiş olması da olasıdır. Fakat, genel olarak bu konunun da yeterince incelenmediği görülmektedir. Halbuki, yapısal kırılmalarla CD'nin dikkate alınmaması, bir diğer ifadeyle serilerin karakteristik özelliklerinin doğru bir şekilde modellenmemesi elde edilen sonuçların kırılabilirliğini artırabilmektedir (Romero-Avila, 2008; Banerjee ve Carrion-i-Silvestre, 2013). Bu nedenle, bu çalışmada hem olası yapısal kırılmalar hem de CD dikkate alınmıştır. Üçüncü olarak şu da belirtilmelidir ki bu alandaki çalışmaların farklı yaklaşımları, farklı dönemleri ve farklı ülke gruplarını incelemelerine rağmen literatürdeki asıl tartışma yatırım ile tasarruf arasındaki katsayının büyüklüğü üzerinde yoğunlaşmaktadır (Bolatoglu, 2005). Dolayısıyla, bu çalışmada farklı tahmincilere karşı dirençli (robust) sonuçlar elde edebilmek amacıyla uzun dönem parametre tahmininde öncelikle CD'yi dikkate alan ve heterojenliğe izin veren iki farklı yöntemden yararlanılmıştır. Bunlar Pesaran (2006) tarafından geliştirilen CCEMG (Common Correlated Effects Mean Group, CCEMG) yöntemi ile Eberhart ve Teal (2010) tarafından geliştirilen AUG (Augmented Mean Group, AUG) yöntemleridir. Çalışmada ayrıca heterojenliğe izin vererek değişkenler arasındaki dinamik ilişkinin incelenmesi amacıyla Bangake ve Eggoh'un (2012) da çalışmalarında olduğu gibi Pesaran ve Smith (1995)

tarafında geliştirilen MG (Mean Group, MG) ile Pesaran, Shin ve Smith (1997, 1999) tarafından geliştirilen PMG (Pooled Mean Group, PMG) yöntemlerine de yer verilmiştir.

alıřma dört bölümden olmaktadır. İkinci bölümde veri ve metodoloji açıklanmakta üçüncü bölümde bulgular sunulmakta son bölümde ise sonuç kısmı yer almaktadır.

2. Veri ve Metodoloji

2.1. Veri

Bu alıřmada 17 yükselen piyasa ekonomisi için yatırımlar ile tasarruflar arasındaki ilişki incelenmiştir. alıřmada ülkelerin yükselen piyasa ekonomileri olarak sınıflandırılmasında güncel MSCI sınıflandırması esas alınmıştır. Güncel MSCI sınıflandırmasına göre 23 tane yükselen piyasa ekonomisi bulunmaktadır. Bunlar arasından önemli veri eksikliğine sahip olan ülkeler analiz dışında tutulmuştur^{1, 2}. Literatürle uyumlu olacak şekilde yatırım harcamalarını temsilen gayri safi yurtiçi sabit sermaye oluşumunun GSYİH'ya oranı, tasarrufları temsilen ise gayri safi yurtiçi tasarrufların GSYİH'ya oranı esas alınmıştır. Tüm veriler Dünya Bankası'ndan temin edilmiştir. alıřma bir dengeli panel alıřması olup 1970-2012 dönemini kapsamaktadır.

2.2. Metodoloji

alıřmada deęişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki analizinde literatürle uyumlu bir şekilde Denklem (1)'de gösterilen model kullanılmıştır:

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_{it} = \alpha_i + \beta_i \left(\frac{S}{Y}\right)_{it} + u_{it} \quad (1)$$

Burada, $\left(\frac{I}{Y}\right)_{it}$ yatırım harcamalarının, $\left(\frac{S}{Y}\right)_{it}$ tasarrufların milli gelire oranını, α_i ülkelere özgü sabit etkileri; u_{it} panel regresyonundan elde edilen hata terimini, β_i ise model parametresini ifade etmektedir.

¹ Güncel MSCI sınıflandırmasına göre yükselen piyasa ekonomileri (emerging markets) kategorisinde Brezilya, Şili, Kolombiya, Meksika, Peru, ek Cumhuriyeti, Mısır, Yunanistan, Macaristan, Polonya, Katar, Rusya, G. Afrika, Türkiye, Birleşik Arap Emirlikleri, Çin, Hindistan, Endonezya, G.Kore, Malezya, Filipinler, Tayvan ve Tayland yer almaktadır. Bu ülkelerden Tayvan, ek Cumhuriyeti, Katar, Polonya, Rusya ve Birleşik Arap Emirlikleri'ne ait verilerde önemli eksiklikler olduğundan bu ülkeler alıřma kapsamı dışında tutulmuştur.

² Yunanistan ekonomisi 2007-2008 küresel finans krizi ile başlayan süreçte önemli ekonomik sorunlar yaşamıştır. Bu nedenle MSCI tarafından gelişmiş ülkeler kategorisinden çıkarılıp yükselen piyasa ekonomileri sınıfına dahil edilmiştir. Bilindięi gibi içinde bulunduğumuz dönemde Yunanistan önemli bir borç krizi yaşamakta ve önemli oranda dış sermayeye ihtiyaç duymaktadır. Fakat, alıřmada Yunanistan ile ilgili olarak elde edilen bulguların mevcut veriler kapsamında ve inceleme dönemi için geçerli olduğu unutulmamalıdır. Ayrıca, tüm analizler Yunanistan dahil edilmeden de yapılmış ve benzer sonuçlara ulaşılmıştır.

FH yaklaşımında sermaye hareketliliğinin derecesinin belirlenmesinde Denklem (1)'de gösterilen β_i katsayısından yararlanılmaktadır. Eğer $0 \leq \beta_i < 0.50$ ise bu durum yüksek bir sermaye hareketliliğine işaret etmektedir. Çünkü, yurtiçi yatırımlar daha büyük bir oranda yurtdışı fonlar ile finanse edilmiştir. Eğer $0.50 \leq \beta_i < 0.75$ ise bu durum orta dereceli bir sermaye hareketliliğine işaret etmektedir. Çünkü, yatırımlar hem ulusal hem de uluslar arası fonlar kullanılarak finanse edilmiştir. Eğer $0.75 \leq \beta_i \leq 1$ ise bu durum düşük düzeyde bir sermaye hareketliliğine işaret etmektedir. Çünkü, yatırımlar önemli oranda yurtiçi tasarruflar ile finanse edilmiştir (Singh, 2013).

Çalışmada serilerin karakteristik özelliklerinin belirlenmesi amacıyla öncelikle hem değişkenlerde hem de Denklem (1)'de gösterilen modelde CD olup olmadığı incelenmiştir. Literatürde bu amaçla çeşitli yöntemler kullanılmaktadır. Genel olarak bu yöntemler arasındaki tercih çalışmada kullanılan veri setinin zaman boyutu (T) ile kesit boyutu (N) arasındaki ilişkiye dayanmaktadır. Bu çalışmada $T > N$ olduğu için öncelikle Breush ve Pagan (1980) LM (Lagrange Multiplier, LM) testinden yararlanılmıştır. Bu testin Ho hipotezi "CD yoktur" şeklindedir. Fakat, Pesaran vd. (2008) bu testin istatistiki özelliklerine bağlı olarak yanlış sonuçlar üretebileceğini belirterek düzeltilmiş LM testini geliştirmiştir. Bu test hem $T > N$ hem de $N > T$ olduğu durumlarda kullanılabilir. Çalışmada ilgili her iki test istatistiğinden de yararlanılmıştır.

Çalışmada ikinci olarak Denklem (1)'de gösterilen modelde bir rejim değişimi olup olmadığı incelenmiştir³. Nitekim, bu çalışmanın 1970-2012 dönemini yani 43 yıllık bir dönemi kapsadığı dikkate alındığında yapısal kırılmaların gerçekleşmiş olması olasıdır. Çünkü, ilgili döneme genel olarak bakıldığında yükselen piyasa ekonomilerinin özellikle 1980'li yıllar ile birlikte daha liberal bir ekonomik yapıya geçtikleri, ayrıca 1990-2001 yılları arasında küresel finansal krizler yaşadıkları bilinmektedir. Bu gelişmeler de iktisadi birimlerin yatırım ve tasarruf davranışlarında değişimlere yol açmış olabilir. Bu kapsamda Denklem (1)'de gösterilen modelde bir rejim değişimi olup olmadığı Bai ve Perron (1998, 2003) testi ile incelenmiştir. Bai ve Perron (1998, 2003) testi bir yapısal değişim olup olmadığını $WD \max$ ve $UD \max$ test istatistikleri ile analiz etmektedir. Bu testlerin Ho hipotezi "rejim değişimi yoktur" şeklindedir. Alternatif hipotez ise "maksimum kırılma sayısı m olacak şekilde en az bir tane rejim değişimi vardır" şeklindedir. Daha spesifik olarak ifade etmek gerekirse Bai ve Perron (1998, 2003) testi Denklem (2)'de gösterilen m adet yapısal kırılmalı (dolayısıyla $m + 1$ adet rejime sahip) çoklu regresyon modeline dayanmaktadır.

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + u_t \quad (2)$$

Burada T , yapısal kırılma noktalarını ve m yapısal kırılma sayılarını göstermek üzere $t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j$ ve $j = 1, \dots, m + 1$ olmaktadır. Ayrıca, y_t bağımlı değişkeni, x_t etkisi zamanla değişmeyen açıklayıcı değişkenler vektörünü, z_t ise etkisi zamanla değişen değişkenlerin

³ Bir diğer ifadeyle hem sabit terimde hem de eğim parametresinde birlikte anlamlı bir değişim olup olmadığı incelenmiştir.

vektörünü göstermektedir. β ve δ_j ise ilgili deęişkenlere ait katsayıları ifade ederken u_t hata terimini ifade etmektedir.

Modelde yapısal deęişimlerin olup olmadığı test edildikten sonra yapısal kırılmalar altında serilerin entegre derecelerini tespit etmek amacıyla Carrion-i Silvestre vd. (2005) çoklu yapısal kırılmalı panel birim kök testinden yararlanılmıştır. Bu test Hadri (2000) tarafından geliştirilen birinci nesil panel birim kök testinin çoklu yapısal kırılmaları ve CD'yi dikkate alacak şekilde genişletilmiş halidir. Testin Ho hipotezi "seri duraęandır" şeklindedir. Hesaplanan test istatistięi kritik tablo deęerlerinden büyük olduğunda Ho hipotezi reddedilmektedir. Testin genel yapısı ise Denklem (3)'teki gibi ifade edilebilir:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^{m_i} \varphi_{i,k} DU_{i,k,t} + \gamma_i t + \sum_{k=1}^{m_i} \delta_{i,k} DT_{i,k,t}^* + \xi_{i,t} \quad (3)$$

Burada, $y_{i,t}$ alıřmada kullanılan deęişkenleri, $\xi_{i,t}$ hata terimini, $DU_{i,k,t}$ sabit terimdeki yapısal kırılmaları temsil eden ve $t > T_{b,k}^i$ için 1, dięer durumlarda 0; $DT_{i,k,t}^*$ ise trend deęişkenindeki yapısal kırılmaları ifade eden ve $t > T_{b,k}^i$ durumunda $t - T_{b,k}^i$, dięer durumlarda ise 0 deęerini alan kukla deęişkeni göstermektedir. $T_{b,k}^i$ ise i 'nci yatay kesit için kırılmanın gerekleřtięi k 'nci kırılma tarihini ifade etmektedir.

Bu test ile Ho hipotezi sınanırken öncelikle $LM(\lambda)$ test istatistięi hesaplanmaktadır. $LM(\lambda)$ test istatistięi Denklem (4)'teki gibi ifade edilebilir:

$$LM(\lambda) = N^{-1} \sum_{i=1}^N (\omega_i^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T S_{i,t}^2) \quad (4)$$

Burada, $LM(\lambda)$, $LM(\lambda) = \sum_{i=1}^N (\omega_i^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T S_{i,t}^2)$ olacak şekilde her bir lke için tahmin edilen bireysel KPSS birim kök test istatistiklerinin toplamını ifade etmektedir.

Ardından, yapısal kırılmaların yerini belirleyen λ_i vektörü hesaplanmakta ve $LM(\lambda)$ test istatistięinden hareketle normalize edilmiş $Z(\lambda)$ test istatistięine ulařılmaktadır. $Z(\lambda)$ test istatistięi Denklem (5)'te gösterildięi gibi ifade edilebilir:

$$Z(\lambda) = \frac{\sqrt{N}(LM(\lambda) - \zeta)}{\partial} \rightarrow N(0,1) \quad (5)$$

Burada, ζ ile ∂ ise $LM(\lambda)$ test istatistięinin bireysel ortalama ve varyans deęerlerini ifade etmektedir.

Yapısal kırılmalar altında seriler arasında koentegre bir ilişkinin olup olmadığının tespitinde ise rejim değişimine izin veren ve CD'yi dikkate alan Westerlund ve Edgerton (2008) yapısal kırılmalı panel koentegrasyon testinden yararlanılmıştır. Bu test yatay kesit bağımlılığı ve yapısal kırılmaya ilaveten değişen varyans ve otokorelasyonu da dikkate almakta ve heterojenliğe izin vermektedir. Ayrıca, bu test yapısal kırılmaları içsel olarak belirlemekte ve her bir yatay kesit için kırılmaların farklı tarihlerde gerçekleşmesine de izin vermektedir. Bu testin literatürde yaygın bir şekilde kullanılan bir diğer yapısal kırılmalı panel koentegrasyon testi olan Westerlund (2006) testine göre de bazı avantajları bulunmaktadır. Bunlar arasında en önemli olanı bu testin modelin eğim parametresinde de yapısal değişime izin vermesidir. Çünkü, Westerlund (2006) testi sadece sabit terim ve / veya trend değişkeninde yapısal kırılmalara izin verebilen bir testtir. Çalışmamız açısından eğim parametresinin önemi dikkate alındığında, Westerlund ve Edgerton (2008) testinin kullanılmasının daha doğru bir yaklaşım olacağı düşünülmektedir ⁴.

Bu test Denklem (6) ve Denklem (7)'deki gibi ifade edilebilir:

$$y_{it} = \alpha_i + \psi_i t + \delta_i D_{it} + \beta_i x'_{it} + (D_{it} x'_{it})' \gamma_i + v_{it} \quad (6)$$

$$x_{it} = x_{it-1} + w_{it} \quad (7)$$

Burada x_{it} açıklayıcı değişkenleri içeren k – boyutlu vektörü, D_{it} $t \succ T$ durumunda 1 aksi durumda 0 değerini alan skalar bir kukla değişkeni, α_i ile β_i yapısal kırılmadan önceki sabit terim ve eğim parametresini, δ_i ile γ_i ise yapısal kırılma anında sabit terim ve eğim parametresinde meydana gelen değişimi göstermektedir. Testin Ho hipotezi koentegre ilişki yoktur şeklindedir. Ho hipotezinin sınanmasında $Z_\tau(N)$ ve $Z_\phi(N)$ test istatistiklerinden yararlanılmaktadır.

Uzun dönem parametre tahmini içinse öncelikle Pesaran (2006) tarafından geliştirilen CCEMG yönteminden yararlanılmıştır. Bu yöntem CD'yi dikkate almanın yanı sıra heterojenliğe de izin vermektedir. Ayrıca, CCEMG yapısal kırılmalara ve koentegre ilişki olmama durumuna karşı da dirençli bir tahmincidir (Sadorsky, 2013; Kapetanious, Pesaran ve Yamagata, 2011). Bu yöntem Denklem (8)'deki gibi ifade edilebilir:

$$\overline{\left(\frac{I}{Y}\right)}_{it} = \alpha_i + \beta_i \overline{\left(\frac{S}{Y}\right)}_{it} + \beta_{1i} \overline{\left(\frac{I}{Y}\right)}_t + \beta_{2i} \overline{\left(\frac{S}{Y}\right)}_t + \vartheta_{it} \quad (8)$$

Burada, $\overline{\left(\frac{I}{Y}\right)}$ ile $\overline{\left(\frac{S}{Y}\right)}$ yatay kesit bağımlılığını dikkate almak için modeldeki değişkenlerden hareketle denkleme eklenen kesit veri ortalamalarını ifade etmektedir.

⁴ Ayrıca, Westerlund'ın (2006) kendisi de orijinal makalesinde $T < 100$ olduğu durumlarda özellikle trende yapısal kırılmalar izin veren formun kullanılmamasının daha doğru bir karar olacağını belirtmiştir.

alıřmada ardından, Eberhart ve Teal (2010) tarafından geliřtirilen AUG yntemine yer verilmiřtir. AUG yntemi de hem CD'ye hem heterojenlięe izin vermekte fakat CCEMG'den farklı olarak yatay kesit baęımlılıęını ortak dinamik bir sre olarak modellemektedir. Bu yntemin tahmininde iki ařamalı bir sre izlenmektedir. Bu sre Denklem (9) ve Denklem (10)'daki gibi ifade edilebilir:

$$\Delta\left(\frac{I}{Y}\right)_{it} = \beta'_i \Delta\left(\frac{S}{Y}\right)_{it} + \sum_{t=2}^T c_t \Delta D_t + v_{it} \Rightarrow \hat{c}_t \equiv \hat{\mu}_t \quad (9)$$

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_{it} = \alpha_i + \beta'_i \left(\frac{S}{Y}\right)_{it} + \xi_i \hat{\mu}_t + v_{it} \Rightarrow \hat{\beta}_{AUG} = N^{-1} \sum_i \hat{\beta}_i \quad (10)$$

Burada, D_t zaman kuklalarını temsil etmektedir, $\hat{\mu}_t$ ise kukla deęiřkenlerden hareketle elde edilen ve yatay kesit baęımlılıęını modele dahil eden deęiřkendir. Sreci szel olarak ifade etmek gerekirse burada ilk ařamada (Denklem(9)) deęiřkenlerin birinci farkı alınıp modele zaman kuklaları eklenmekte ve model klasik EKK ile tahmin edilmektedir. İkinci ařamada ise ilk ařamadan elde edilen kukla deęiřken katsayıları Denklem (1)'deki modele eklenerek Denklem (10) oluřturulmakta ve bu model tahmin edilmektedir. Bylece Denklem(1)'deki model yatay kesit baęımlılıęını dikkate alacak řekilde geniřletilmiř olmaktadır.

Fakat, daha nce de belirtildięi gibi ilgili literatrdeki asıl tartıřma konusunu deęiřkenler arasındaki uzun dnem katsayısının byklę oluřturduęundan alıřmada farklı tahmincilerle karřı direnli (robust) sonular elde etmek amacıyla Pesaran ve Smith (1995) tarafından geliřtirilen MG ile Pesaran, Shin ve Smith (1997, 1999) tarafından geliřtirilen PMG yntemlerinden de yararlanılmıřtır. Bu her iki yntemin CCEMG ve AUG yntemlerine gre en temel avantajları ise deęiřkenler arasındaki dinamik iliřkiyi dikkate alabilmeleridir. Bylece, deęiřkenler arasındaki kısa dnemli iliřkinin sunduęu bilgiler de dikkate alınarak uzun dnem parametreleri tahmin edilmektedir. PMG ile MG arasındaki fark ise řyle aıklanabilir: MG tahmincisi modeldeki sabit terim, hata dzeltme terimi ve eęim parametrelerinin lkeler arasında deęiřmesine izin verirken PMG tahmincisi eęim parametresi dıřındaki parametrelerin lkeler arasında deęiřmesine izin vermektedir. Bu iki yntemden hangisinin kullanılması gerektięine ise Hausman testi ile karar verilmektedir. Hausman testinin Ho hipotezi "PMG yntemi kullanılmalıdır" řekindedir. Fakat, bu yntemler orijinal hallerinde CD'yi dikkate almamaktadır. CD'yi dikkate almak amacıyla literatrdeki benzer alıřmalardan hareketle ncelikle serilere bir dnřm uygulanmıř ardından ilgili analizlerde bu dnřtrlmř seriler kullanılmıřtır. Daha aık bir ifadeyle ncelikle serilerin yatay kesit ortalamaları hesaplanmıř ardından orijinal gzlemlerle bu yatay kesit ortalamalarının farkı alınarak elde edilen yeni serilere (de-meaned data) PMG ve MG tahmincileri uygulanmıřtır.

3. Bulgular

Yatay kesit bağımlılığını tespit amacıyla hem değişkenlere hem de modele uygulanan Breush ve Pagan (1980) LM ve Pesaran vd. (2008) düzeltilmiş LM testi sonuçları Tablo 1'de sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde ilgili test istatistiklerinin her durumda yatay kesit bağımlılığı olmadığını ifade eden H_0 hipotezini %5 anlamlılık düzeyinde reddettiği görülmektedir. Bu da yatay kesit bağımlılığının varlığına işaret etmektedir.

Tablo 1: Breush ve Pagan (1980) ve Pesaran vd. (2008) CD Testi Sonuçları

	Model	I/Y	S/Y
BP LM	421.962*(0.000)	231.32*(0.000)	178.79*(0.008)
Pesaran vd. (2008) LM	23.842*(0.000)	7.926*(0.000)	7.438*(0.000)

*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki değer olasılık değeridir.

Bai ve Perron (1998, 2003) testi sonuçları ise Tablo 2'de sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde $UD\ max$ ve $WD\ max$ test istatistiklerinin rejim değişimi olmadığını ifade eden H_0 hipotezini %5 anlamlılık düzeyinde her durumda reddedildiği görülmektedir. Dolayısıyla, çalışmadaki her bir ülke için en az bir defa bir rejim değişiminin söz konusu olduğu ifade edilebilir.

Hem CD'nin hem de yapısal değişimlerin söz konusu olduğunun belirlenmesinin ardından serilerin entegre derecelerini belirleyebilmek amacıyla Carrion-i Silvestre vd. (2005) panel birim kök testinden yararlanılmıştır. Bu kapsamda elde edilen sonuçlar Tablo 3'te sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde (I / Y) değişkeni için hem trendli hem de trendsiz model sonuçlarının serinin düzey değerinde durağan olmadığına fakat birinci farkı alındığında serinin durağan hale geldiğine işaret ettiği görülmektedir. (S / Y) değişkeni içinse trendsiz model serinin $I(1)$ olduğuna işaret ederken trendli model $I(0)$ olduğuna işaret etmektedir. Fakat, serilerin birinci farkı alındığında her iki model spesifikasyonu da serilerin durağan olduğuna işaret etmektedir.

Tablo 2: Bai ve Perron(1998, 2003) Yapısal Kırılma Testi Sonuçları

	$UD\ max$	$WD\ max$
Brezilya	25.39*	31.16*
Şili	127.46*	196.38*
Çin	88.42*	142.14*
Kolombiya	45.08*	52.20*
Mısır	104.74*	168.39*
Hindistan	105.82*	170.12*
Endonezya	93.87*	150.91*
Macaristan	71.23*	113.29*
G.Kore	41.19*	65.95*
Meksika	124.43*	200.04*

Malezya	181.56*	258.20*
Peru	13.25*	21.30*
Filipinler	59.17*	87.71*
G.Afrika	32.73*	52.62*
Tayland	102.89*	150.60*
Türkiye	24.69*	32.57*
Yunanistan	24.21*	35.43*

*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Triminaj 0.10 alınmıřtır. Maksimum yapısal kırılma sayısı 5 olarak belirlenmiřtir. *UD max* ve *WD max* test istatistiklerinin %5 anlamlılık düzeyindeki kritik tablo deęerleri sırasıyla 12.59 ve 13.66'dır.

Literatürdeki benzer alıřmalara bakıldıęında dięerlerinin yanı sıra Chiu, Lee ve Sun (2010), Rao ve Kumar (2009) ve Singh'in (2013) serilerin düzey deęerlerine uygulanan birim kök testlerinin birbirinden farklı sonuçlar verdięi durumlarda farkı alınmıř serilerin duraęan ıkmasının serilerin I(1) olduęunun kabul edilmesi için yeterli olduęunu ifade ettikleri görölmektedir. Ayrıca, deęişkenler oran cinsinden ifade edildięinden trend içermeyen model spesifikasyonunun daha uygun olabileceęi ifade edilebilir (Romero-Avila ve Usabiaga, 2009). Bu nedenlerle bu alıřmada (*S / Y*) deęişkeninin de I(1) olduęuna karar verilip koentegrasyon analizine geilmiřtir.

Tablo 3: Carrion-i Silvestre vd. (2005) oklu Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök Testi

	<i>LM</i> (λ)	CD'ye direnli p-deęeri
Deęişkenlerin düzey deęerlerine uygulanan birim kök testi sonuçları		
C&T		
I/Y	5.619	0.001*
S/Y	4.414	0.153
C		
I/Y	5.576	0.002*
S/Y	7.212	0.000*
Deęişkenlerin birinci farkına uygulanan birim kök testi sonuçları		
C&T		
Δ (I/Y)	-0.596	0.934
Δ (S/Y)	1.248	0.266
C		
Δ (I/Y)	-2.348	0.998
Δ (S/Y)	-0.846	0.620

*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Δ , serilerin birinci farkının alındıęını ifade etmektedir. Triminaj 0.10 alınmıřtır. Westerlund ve Edgerton (2008) panel koentegrasyon testi bir yapısal deęişime izin verdięinden tutarlı olması amacıyla birim kök testi uygulanırken de maksimum kırılma sayısı 1 olarak alınmıřtır. C sabitli modeli, C+T ise sabit ve trendli modeli temsil etmektedir.

Westerlund ve Edgerton (2008) panel koentegrasyon testi sonuçları Tablo 4’te sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde hem $Z_{\tau}(N)$ hem de $Z_{\phi}(N)$ test istatistiklerinin %5 anlamlılık düzeyinde koentegre ilişki olmadığını ifade eden H_0 hipotezini reddettiği görülmektedir. Dolayısıyla, bulgular değişkenler arasında koentegre bir ilişki olduğu sonucuna işaret etmektedir. Fakat, belirtilen bu sonuçlara ilaveten bu test tarafından belirlenen rejim değişim tarihlerinin yorumlanması da önemli olabilmektedir. Çünkü, genel olarak testler tarafından belirlenen tarihlerin pratik hayattaki gelişmelerle uyumlu olması beklenmektedir. Fakat, şu da belirtilmeli ki literatürde kullanılan farklı testler farklı kırılma tarihlerine işaret edebilmektedir. Ayrıca, bazı durumlarda “beklentiler” olayların gerçekleşmesinden önce iktisadi birimlerin davranışlarında değişimlere yol açabileceğinden her zaman kullanılan testler tarafından sunulan kırılma tarihleri pratik hayat gerçekleştirmeleri ile bire bir uyuşmayabilmektedir (Maslyuk ve Smyth, 2008, s.2597). Bu kapsamda Westerlund ve Edgerton (2008) tarafından sunulan yapısal kırılma tarihlerine bakıldığında bu tarihlerin genel olarak ilgili ülkelerde gerçekleşen bazı önemli olaylarla uyumlu olduğu görülmektedir. Örneğin, Endonezya, G.Kore, Malezya, Tayland için rejim değişimi 1997 yılında gerçekleşmiştir. Bilindiği gibi bu tarihte ilgili ülkeler 1997-1998 Asya krizini yaşamışlardır. Yunanistan içinse rejim değişimi 1981 yılında gerçekleşmiştir. Bu da Yunanistan’ın Avrupa Birliği’ne üye olduğu tarihtir. Çin için bulunan tarih ise 1984’tür. Bu tarih Çin’in 14 kıyı şehrini yabancı yatırımcılara tamamen açtığı tarihtir. Türkiye için bulunan tarih ise 2000 yılıdır. Bilindiği gibi bu tarih 2000 Kasım krizi ile 2001 Şubat krizi dönemlerine tekabül etmektedir.

Tablo 4: Westerlund ve Edgerton (2008) Panel Koentegrasyon Testi Sonuçları

Test istatistikleri	
$Z_{\tau}(N)$	-2.077*(0.019)
$Z_{\phi}(N)$	-2.573*(0.005)
Yapısal kırılma tarihleri	
Brezilya	1973
Şili	1981
Çin	1984
Kolombiya	1998
Mısır	1974
Hindistan	1990
Endonezya	1997
Macaristan	1978
G.Kore	1997
Meksika	1981
Malezya	1997
Peru	1979
Filipinler	1983
G.Afrika	1981
Tayland	1997
Türkiye	2000
Yunansitan	1981

*,%5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. Triminaj 0.10 alınmıştır. Maksimum faktör sayısı 5 ‘tir.

Westerlund ve Edgerton (2008) testi tarafından deęiřkenler arasında uzun dönemli bir iliřki olduęu tespit edildikten sonra PMG, MG, CCEMG ve AUG yöntemlerinden hareketle uzun dönem parametreleri tahmin edilmiřtir. Bu kapsamda elde edilen bulgular Tablo 5 ve Tablo 6'da sunulmuřtur. Öncelikle PMG ve MG sonuçlarına bakıldıęında uzun dönem parametresinin pozitif ve istatistiki olarak anlamlı olduęu görölmektedir. Ayrıca, bu deęer MG için yaklaşık 0.43 iken PMG için yaklaşık 0.65 olmaktadır. Her iki durumda da hata düzeltme terimleri negatif ve istatistiki olarak anlamlı çıkmaktadır.

Tablo 5: PMG ve MG Parametre Tahmin Sonuçları

	PMG	MG	Hausman
Uzun dönem katsayısı			
S/Y	0.649*	0.432*	1.44[0.23]
Hata düzeltme terimi			
ECT	-0.355*	-0.393*	
Kısa dönem katsayıları			
$\Delta(I/Y)(-1)$	0.074*	0.076*	
$\Delta(I/Y)(-2)$	-0.012	-0.013	
$\Delta(I/Y)(-3)$	0.020	0.019	
$\Delta(S/Y)$	0.207*	0.192*	
$\Delta(S/Y)(-1)$	-0.024	-0.023	
$\Delta(S/Y)(-2)$	0.002	0.001	
$\Delta(S/Y)(-3)$	0.002	0.001	
Sabit terim	-0.014	-0.248	

*, %10 veya daha iyi bir anlamlılık düzeyini göstermektedir. Hausman testi için parantez içerisinde verilen deęer olasılık deęeridir. Optimal gecikmeler maksimum gecikme 4 olacak řekilde SIC kriteri ile belirlenmiřtir. Δ , serilerin birinci farkının alındıęını göstermektedir. ECT, hata düzeltme terimini ifade etmektedir.

Fakat, iki tahminci tarafından sunulan uzun dönem katsayıları arasında belirgin bir fark olduęu anlařılmaktadır. Bu yöntemlerden hangisinin kullanılmasına gerektięine karar vermek amacıyla uygulanan Hausman testi sonuçlarına bakıldıęında %10 veya daha iyi bir anlamlılık düzeyinde H_0 hipotezinin reddedilemedięi görölmektedir. Dolayısıyla, Hausman testi PMG tahmincisinin kullanılmasının daha uygun olacaęına iřaret etmektedir. Sonuçlar bu kapsamda deęerlendirildięinde inceleme kapsamındaki yükselen piyasa ekonomileri için uzun dönem katsayısının yaklaşık 0.65 olduęu, dolayısıyla bu ölkeler için sermayenin orta derecede hareketli olduęu anlařılmaktadır. Ayrıca hata düzeltme terimine bakıldıęında uzun dönemdeki sapmaların yaklaşık %36'sının bir yıl içerisinde düzeltildięi görölmektedir. Kısa dönemli iliřki sonuçlarına bakıldıęında ise cari dönemdeki yatırım oranı üzerinde cari dönemdeki tasarruf oranı ile bir yıl önceki yatırım oranının etkili olduęu ve tasarrufların kısa vadedeki etkisinin yaklaşık 0.21 birim olduęu anlařılmaktadır.

CCEMG ve AUG tahmincilerinden elde edilen sonuçlar ise Tablo 6'da sunulmuřtur. Öncelikle panel sonuçlarına bakıldıęında her iki tahmincinin de birbirine yakın sonuçlara iřaret ettięi görölmektedir.

Tablo 6: CCEMG ve AUG Parametre Tahmin Sonuçları

		CCEMG p-değeri	AUG p-değeri	
Ülke bazlı sonuçlar				
Brezilya	0.5839	0.000*	0.5231	0.000*
Şili	0.6245	0.000*	0.5470	0.000*
Çin	0.7031	0.000*	0.7477	0.000*
Kolombiya	0.0257	0.858	0.1751	0.183
Mısır	1.0296	0.001*	1.0162	0.001*
Hindistan	1.2095	0.000*	1.2314	0.000*
Endonezya	0.6622	0.000*	0.7848	0.000*
Macaristan	0.7729	0.000*	0.8873	0.000*
G.Kore	0.4811	0.000*	0.4303	0.000*
Meksika	0.1712	0.158	0.1921	0.108
Malezya	0.5128	0.000*	0.3667	0.000*
Peru	0.5444	0.000*	0.5131	0.000*
Filipinler	0.5126	0.000*	0.5610	0.000*
G.Afrika	0.5709	0.000*	0.6458	0.000*
Tayland	0.6551	0.000*	0.6492	0.000*
Türkiye	0.6285	0.000*	0.7296	0.000*
Yunansitan	0.8198	0.000*	0.8530	0.000*
Panel sonuçları				
Tüm ülkeler	0.6181	0.000*	0.6385	0.000*

*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir

Daha somut olarak ifade etmek gerekirse CCEMG tahmincisi uzun dönem katsayısının yaklaşık 0.62 olduğuna işaret ederken AUG yaklaşık 0.64 olduğuna işaret etmektedir. Dolayısıyla, yükselen piyasa ekonomileri bir bütün olarak ele alındığında her 100 birimlik yurtiçi yatırımın yaklaşık %62-64'lük bir kısmının yurtiçi sermaye kullanılarak karşılandığı kalan yaklaşık %38-36'luk bir fon ihtiyacının ise yurtdışı piyasalardan temin edildiği ifade edilebilir.

Bu değerler de yükselen piyasa ekonomilerinde sermayenin orta derecede hareketli olduğu anlamına gelmektedir. Ayrıca, bu değerler literatürdeki genel bilgiler dikkate alındığında incelenen dönem için bu ülkelerin küresel finans sistemine orta derecede entegre oldukları anlamına da gelmektedir. Fakat, panel sonuçları genel olarak yükselen piyasa ekonomileri için ortalama durumu ifade etmektedir. Halbuki ülke bazlı sonuçlar sürece dönük daha spesifik sonuçlar verebilir. Bu nedenle sonuçlar her bir ülke için ayrı ayrı da değerlendirilmiştir. Bu kapsamda elde edilen bulgular incelendiğinde CCEMG ile AUG tahmincilerinin yine birbirine oldukça benzer sonuçlara işaret ettiği görülmektedir⁵. Bir diğer ifadeyle çalışma kapsamındaki 17 ülkeden 15 tanesinde uzun dönem parametresinin pozitif ve istatistiki olarak anlamlı olduğu kalan iki ülkede (Kolombiya ve Meksika) ise katsayının yine pozitif olmakla birlikte istatistiki olarak anlamlı olmadığı anlaşılmaktadır. Katsayının büyüklüğüne bakıldığında en yüksek değerlerin sı-

⁵ Sonuçların birbirine benzer olması ve CCEMG'nin literatürde daha yaygın bir kullanım alanı olması nedenlerinden dolayı çalışmada CCEMG tahmin sonuçlarına ağırlık verilmiştir. Ülke bazlı yatırım-tasarruf katsayıları yorumlanırken de CCEMG tahmincisinin sonuçları üzerinde durulmuştur.

rasıyla Hindistan (1.21), Mısır (1.03), Yunanistan (0.82) ve Macaristan'da (0.77); en düşük deęerlerin ise sırasıyla Kolombiya (0.03) ve Meksika'da (0.17) olduęu grlmektedir. Bu kapsamda Hindistan, Mısır, Yunanistan ve Macaristan'da sermayenin pek hareketli olmadıęı ve yurt ii yatırımların finansmanında yurt ii fonların belirgin bir aęırlıęı olduęu ifade edilebilir⁶. Kolombiya ve Meksika'da ise tersine yatırımların finansmanında yurtdıřı fonların nemli bir aęırlıęı olduęu dolayısıyla bu lkelerde sermayenin yksek derecede hareketli olduęu ifade edilebilir. Dięer, lkeler iinse sermayenin orta derecede hareketli olduęu anlařılmaktadır. Yani bu lkeler yatırımların finansmanında hem yurtii hem yurt dıřı sermayeyi kullanmaktadır.

Sonuç ve Deęerlendirme

Bu alıřmada rejim deęiřimi ve yatay kesit baęımlılıęı dikkate alınarak ykselen piyasa ekonomilerinde Feldstein-Horioka (1980) yaklařımı erevesinde uluslar arası sermaye hareketlilięi incelenmiřtir. Uygulanan Breush ve Pagan (1980) LM ve Pesaran vd. (2008) dzeltilmiř LM testleri hem deęiřkenlerde hem de modelde yatay kesit baęımlılıęı olduęuna iřaret etmiřtir. Uygulanan Bai ve Perron (1999,2003) testi ise modelde rejim deęiřimi olduęuna iřaret ettięinden alıřmada bu zellikleri dikkate alan Westerlund ve Edgerton (2008) panel koentegrasyon testine yer verilmiřtir. Bu kapsamda elde edilen bulgular yatırımlarla tasarruflar arasında uzun dnemli bir iliřki olduęuna iřaret etmiřtir. Uzun dnem parametre tahmininde ise Pesaran ve Smith (1995) tarafında geliřtirilen MG (Mean Group, MG) ile Pesaran, Shin ve Smith (1997, 1999) tarafında geliřtirilen PMG (Pooled Mean Group, PMG) yntemleri ile Pesaran (2008) tarafında geliřtirilen CCEMG (Common Correlated Effects Mean Group, CCEMG) ile Eberhart ve Teal (2010) tarafında geliřtirilen AUG (Augmented Mean Group, AUG), yntemlerinden yararlanılmıřtır. Bu kapsamda elde edilen panel sonuları genel olarak uzun dnem katsayısının yaklařık 0.62 olduęuna iřaret etmektedir. Dolayısıyla, ykselen piyasa ekonomileri bir btn olarak ele alındıęında her 100 birimlik yurtii yatırımın yaklařık %62'lik bir kısmının yurtii sermaye kullanılarak karřılandıęı anlařılmaktadır. Kalan yaklařık %38'lik bir fon ihtiyacı ise yurtdıřı piyasalardan karřılanmaktadır. Bu deęerler de ykselen piyasa ekonomilerinde sermayenin orta derecede hareketli olduęu anlamına gelmektedir. Ayrıca, bu deęerler literatrdeki genel bilgiler dikkate alındıęında ykselen piyasa ekonomilerinde incelenen dnem iin genel olarak srdrlemez bir cari aık sorunu olmadıęının da bir gstergesi olmaktadır. Fakat, panel sonuları genel olarak ykselen piyasa ekonomileri iin ortalama durumu ifade etmektedir. Halbuki, lke bazlı sonular srece dnk daha spesifik sonular verebilir. Bu kapsamda lke bazlı sonulara bakıldıęında Kolombiya ve Meksika'da sermayenin yksek derecede hareketli olduęu anlařılmaktadır. Bu lkeler iin yatırım-tasarruf katsayısı sırasıyla 0.0257 ve 0.1712 çıkmaktadır. Dolayısıyla, zellikle Kolombiya ve Meksika'nın alıřma kapsamındaki dięer ykselen piyasa ekonomilerine nazaran

⁶ Bu noktada řu hususun tekrar belirtilmesinin nemli olduęu dřnlmektedir: Bilindięi gibi řu anda Yunanistan nemli sorunlar yařamakta ve zellikle kamu aıklarının giderilmesi amacıyla nemli oranda dıř kaynaęa ihtiya duymaktadır. Fakat, bu alıřmada Yunanistan ile ilgili olarak belirtilen bulgular Dnya Bankası'ndan temin edilen veriler kapsamında 1970-2012 dnemi iin elde edilen sonulardır. Daha nce de belirtildięi gibi analizler Yunanistan ıkarılarak yinlendięinde de bu ařamaya kadar belirtilen bulgulara benzer sonulara ulařılmaktadır.

sermaye hareketlerine daha fazla duyarlı oldukları söylenebilir. FED'in faiz oranlarını artırma yönünde bir sürece girdiği düşünüldüğünde olası sermaye çıkışlarından çok etkilenmemek için bu ülke ekonomilerinin bu durumu gözeten politikalar üretmelerinin önemli olduğu düşünülmektedir. Ayrıca bu ülkelerde istikrarlı bir büyüme için uzun dönemde yurt içi tasarrufları arttırıcı politikaların uygulanmasının da önemli olduğu düşünülmektedir. Hindistan, Mısır, Yunanistan ve Macaristan ise sermaye hareketliliğinin en düşük olduğu ülkeler olarak öne çıkmaktadır. Bu ülkeler için yatırım-tasarruf katsayısı sırasıyla 1.21, 1.03, 0.82 ve 0.77 olmaktadır. Dolayısıyla, çalışma kapsamındaki diğer yükselen piyasa ekonomilerine göre bu ülkelerin küresel finans sistemine daha az entegre olduğu anlaşılmaktadır. Bu nedenle bu ülkelerin sermaye hareketlerine daha az duyarlı oldukları ifade edilebilir. Ayrıca, ilgili katsayılar dikkate alındığında bu ülkelerde tasarruf oranlarındaki bir artışın yatırım harcamaları üzerinde önemli derecede arttırıcı bir etkisi olabileceği de belirtilmelidir. Fakat, kaynakların etkin dağılımı açısından sermayenin küresel bazdaki hareketliliği önemli olduğundan bu ülkelerin yurt dışı fonları ülke ekonomisine daha çok kazandıracak politikalar uygulanmalarının da önemli olduğu düşünülmektedir. Geriye kalan Filipinler, Malezya, Peru, G.Afrika, Brezilya, Şili, Türkiye, Tayland, Endonezya ve Çin ekonomileri içinse yatırım-tasarruf katsayısı sırasıyla 0.5126, 0.5128, 0.54404, 0.5709, 0.5839, 0.6245, 0.6285, 0.6551, 0.6622 ve 0.7031 olmaktadır. Dolayısıyla, bu ülkelerde sermayenin orta derecede hareketli olduğundan bahsedilebilir. Bu durum da bu ülke ekonomilerinde hem yurt içi tasarrufların hem de yurt dışı fonların etkili olduğu anlamına gelmektedir.

Kaynaklar

- ANG, James. B. (2007). "Are Saving and Investment Cointegrated ? The Case of Malaysia (1965–2003)", *Applied Economics*, 39, 2167–2174.
- BAI, Jushan ve PERRON, Pierre. (1998). "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", *Econometrica*, 66, 47–78.
- BAI, Jushan, PERRON, Pierre. (2003), "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models", *Journal of Applied Econometrics*, 18, 1–22.
- BANERJEE, Anindya ve CARRION-I SILVESTRE, Josep Lluís. (2013). "Cointegration in Panel Data with Structural Breaks and Cross-Section Dependence", *Journal of Applied Econometrics*, 30, 1–23.
- BANGAKE, Chrysost ve EGGOH, Jude C. (2012). "Pooled Mean Group Estimation on International Capital Mobility in African Countries", *Research in Economics*, 66, 7–17.
- BOLATOĞLU, Nasip. (2005). "Türkiye'de Yurtiçi Yatırım Yurtiçi Tasarruf Oranları Arasındaki İlişki", *Ekonomik Yaklaşım*, 16 (56), 19–32.
- BRAHMASRENE, Tantatapa ve JIRANYAKUL, Komain. (2009). "Capital Mobility in Asia: Evidence from Bounds Testing of Cointegration between Savings and Investment", *Journal of the Asia Pacific Economy*, 14:3, 262–269.
- BREUSCH, Trevor S. ve PAGAN, Adrian R. (1980). "The Lagrange Multiplier Test and its Application to Model Specifications in Econometrics", *The Review of Economic Studies*, 47, 239–253.
- CARRION-I SILVESTRE, Josep Lluís, BARRIO-CASTRO, Tomas Del ve LOPEZ-BAZO, Enrique. (2005). "Breaking the Panels: An Application to the GDP per Capita", *Econometrics Journal*, 3, 159–175.
- CHAN, Kenneth S., DANG, Ving Q.T., LAI, Jennifer, T. ve YAN, Isabel K.M. (2011). "Regional Capital Mobility in China: 1978–2006", *Journal of International Money and Finance*, 30, 1506–1515.

- CHIU, Yi-Bin, LEE, Chien-Chiang, C. ve SUN, Chia-Hung, H. (2010). “The US Trade Imbalance and Real Exchange Rate: An Application of the Heterogeneous Panel Cointegration Method”, **Economic Modelling**, 27,705-716.
- COAKLEY, Jerry, FARIDA, Kulasi ve SMITH, Ron . (1998). “The Feldstein-Horioka Puzzle and Capital Mobility: A Review.” **International Journal of Finance & Economics** 3: 169-88.
- COAKLEY, Jerry, KULASI, Farida ve SMITH, Ron. (1996). “Current Account Solvency and the Feldstein-Horioka Puzzle”. **The Economic Journal**, 106 (436), 620-627.
- EBERHART, Markus ve TEAL, Francis. (2010). “Production Analysis in Global Manufacturing Production”. **Economic Series Working Paper 515, University of Oxford, Department of Economics** .
- ESLAMLOUEYAN, Karim ve JAFARI, Mahboubeh. (2014). “Financial Crisis and Saving-Investment Dynamics in the Presence of Cross-Sectional Dependence: The Case of East Asia”. **China Economic Review**, 30, 209-220.
- FELDSTEIN, Martin ve HORIOKA, Charles. (1980).“ Domestic Saving and International Capital Flows”, **Economic Journal**, 90, 314-329.
- GOMESA, Fabo Augusto Reis, FERREIRA, Afonso Henriques Borges ve DE JESUS FILHOC, Jaime. (2008). “The Feldstein-Horioka Puzzle in South American Countries: A Time-Varying Approach”, **Applied Economics Letters**, 15, 859-863.
- HADRI, Kaddour. (2000). “Testing for Stationary in Heterogeneous Panel Data”, **Econometrics Journal**,3:148-161.
- HO, Tsung Wu. (2010).“Regime-Switching Investment-Saving Correlation and International Capital Mobility”, **Applied Economics Letters**, 7, 619-622.
- HOLMES, Mark J. ve OTERO, Jesus. (2014). “Re-Examining the Feldstein-Horioka and Sachs’ View of Capital Mobility: A Heterogeneous Panel Setup”, **International Review of Economics and Finance**,33,1-11.
- JAMILOV, Rustam. (2013). “Capital Mobility in the Caucasus”, **Economic Systems**, 37, 155-170.
- KAPETANIOS, G., PESARAN, M. Hashem ve YAMAGATA, T. (2011). “Panels with Nonstationary Multifactor Error Structure”, **Journal of Econometrics**,160, 326-348.
- KAPLAN, Muhittin ve KALYONCU, Hüseyin. (2011). “Measuring the Level of International Capital Mobility for MENA Countries”, **Journal of Economic and Social Studies**,1,25-32.
- KETENCI, Natalya. (2014). “Capital Mobility in Russia”, **MPRA Paper No. 59013**,
- KIM, Hongkee, OH, Keun-Yeob ve JEONG, Chang-Woo. (2005).“Panel Cointegration Results on International Capital Mobility in Asian Economies”, **Journal of International Money and Finance**, 24, 71-82.
- KIM, Soyung, KIM, Sunghyun H. ve WANG, Yunjong. (2007). “Saving, Investment and International Capital Mobility in East Asia”, **Japan and the World Economy**,19, 279-291.
- KÓNYA, Laszlo. (2015). “Saving and Investment Rates in BRICS Countries”, **The Journal of International Trade & Economic Development**,24(3),429-449.
- LEE, Chien-Chiang ve LEE, Jun-De. (2009). “Income and CO2 Emissions: Evidence from Panel Unit Root and Cointegration Tests”, **Energy Policy**, 37,413-423.
- LI, Cheng. (2010). “Savings, Investment, and Capital Mobility within China”, **China Economic Review**, 21, 14-23.
- MAMINGI, Nlandu. (1997). “Saving-Investment Correlations and Capital Mobility: The Experience of Developing Countries”, **Journal of Policy Modeling**, 19(5), 605-626.

- MANGIR, Fatih ve ERTUĞRUL, Hasan Murat. (2012). "Sermaye Hareketliliği, Tasarruf ve Yatırım İlişkisi: Türkiye Örneği", **İktisat, İşletme ve Finans**, 27 (317),61-87.
- MASLYUK, Svetlana ve SMYTH, Russell. (2008). "Unit Root Properties of Crude Oil Spot and Future Prices", **Energy Policy**,36, 2591-2600.
- MONTIEL, Peter J. (1994). "Capital Mobility in Developing Countries: Some Measurement Issues and Empirical Estimates", **World Bank Economic Review**, 8(3), 311-350.
- NARAYAN, Paresh Kumar. (2005). "The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests", **Applied Economics**, 37, 1979-1990.
- PAYNE, James E. (2005). "Saving-Investment Dynamics in Mexico", **Journal of Policy Modeling**, 27, 525-534.
- PESARAN, M. Hashem. (2006). "Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with Multifactor Error Structure" **Econometrica**, 74, 967-1012.
- PESARAN, M. Hashem, ULLAH, Aman ve YAMAGATA, Takashi. (2008). "A Bias-adjusted LM Test of Error Cross-section Independence", **Econometrics Journal**, 11, 105-127.
- PESARAN, M. Hashem, SHIN, Yongcheol ve SMITH, Ron. P. (1997). "Estimating Long-Run Relationships in Dynamic Heterogeneous Panels", **DAE Working Papers Amalgamated Series 9721**.
- PESARAN, M.Hashem, SHIN, Yongcheol. ve SMITH, Ron P. (1999). "Pooled Mean Group Estimation of Dynamics Heterogeneous Panels", **Journal of the American Statistical Association**, 94,621-634.
- PESARAN, M. Hashem. ve SMITH, Ron P. (1995). "Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels", **Journal of Econometrics**, 68,79-113.
- RAO, Bhaskara B. ve KUMAR, Saten. (2009). "A Panel Data Approach to the Demand for Money and the Effects of Financial Reforms in The Asian Countries", **Economic Modelling**, 26, 1012-1017.
- ROMERO-AVILA, Diego. (2008) "Questioning the Emprical Basis of the Enviromental Kuznets Curve for CO2: New Evidence from a Panel Stationarity Test robust to Multiple Breaks and Cross Dependence" **Ecological Economics**, 64: 559-574.
- ROMERO-AVILA, Diego ve USABIAGA, Carlos. (2009). "The Hypothesis of a Unit Root in OECD Inflation Revisited", **Journal of Economics and Business**, 61,153-161.
- SACHSIDA, Adolfo ve CARDOSO DE MENDONÇA, Mario Jorge. (2006). "Domestic Saving and Investmen Revised: Can the Feldstein-Horioka Equation be used for Policy Analysis ?", **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, Discussion Papers, No: 1158**.
- SADORSKY, Perry. (2013). "Do Urbanization and Industrialization affect Energy Intensity in Developing Countries?", **Energy Economics**, 37, 52-59.
- SARNO, Lucio ve TAYLOR, Mark P. (1998). "Saving and Investment Corelations: Transitory versus Permanent". **Manchester School**,66,17-38.
- SETH, Bichitrananda. (2011). "Long Run and Short Run Saving- Investment Relationship in India", **WPS RBI Working Paper Series, (DEPR): 13 / 2011**.
- SINGH, Tarlok. (2013). "International Mobility of Capital in the OECD Countries: A Robust Evidence from Panel Data Estimators", **Applied Economic Letters**, 20, 692-696.
- TESAR, Linda L. (1991). "Savings, Investment and International Capital Flows", **Journal of International Economics**, 31, (1/2), 55-78.
- WESTERLUND, Joakim ve EDGERTON, David L. (2008). "A Simple Test for Cointegration in Dependent Panels with Structural Breaks", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**,70(5),665-704.
- WESTERLUND, Joakim. (2006). "Testing For Panel Cointegration with Multiple Structural Breaks", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 68, 101-132.