

Geliş Tarihi:

14.07.2020

Kabul Tarihi:

16.08.2021


Yayımlanma Tarihi:

20.12.2021

Kaynakça Gösterimi: Büberkoku, Ö. (2021).
Carry-trade işlemlerinin getiri potansiyelinin analizi.
İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi,
20(42), 1060-1085. doi:10.46928/iticusbe.769107

CARRY-TRADE İŞLEMLERİNİN GETİRİ POTANSİYELİNİN ANALİZİ

Araştırma

Önder Büberkoku 

Sorumlu Yazar (Correspondence)

Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi

onderbuber@gmail.com

Yazar, İşletme bölümünde lisans, Bankacılık ve Finans bölümünde yüksek lisans ve Finans bilim dalında doktora öğrenimini tamamlamıştır. Yazarın, ulusal ve uluslar arası düzeyde çeşitli akademik yayınları bulunmaktadır.

Önder Büberkoku, Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi Finans Bilim Dalında Doçenttir. Finansal risk yönetimi ve portföy yönetimi alanlarında ders vermekte ve bu alanlarda araştırmalar yayınlamaktadır.

CARRY-TRADE İŞLEMLERİNİN GETİRİ POTANSİYELİNİN ANALİZİ

Önder Büberkökü
onderbuber@gmail.com

ÖZET

Amaç: Bu çalışmada Çekya, Rusya, Polonya ve Güney Kore finansal piyasalarının carry-trade işlemleri açısından karlı yatırım fırsatları sunup sunmadıkları literatürdeki güncel metodolojik bir yaklaşım dikkate alınarak incelenmiştir.

Yöntem: Çalışmada değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki analizinde standart Engle-Granger (1987) koentegrasyon testi ile yapısal kırılmaları dikkate alabilen Gregory ve Hansen (1996) koentegrasyon testlerinden yararlanılmıştır. Yapısal kırılmaların tespitinde CUSUM (cumulative sum of recursive residuals) CUSUM SQ (cumulative sum of squares of recursive residuals) testleri ile Quandt-Andrews ve Bai ve Perron (1998, 2003) testleri kullanılmıştır. Yapısal kırılma sayılarının tespitinde Sequential F istatistiğinden yararlanılmıştır. Uzun dönem parametreleri ise FMOLS (Fully modified ordinary least squares, FMOLS) ve CCR (Canonical Cointegrating Regression, CCR) yöntemleri ile tahmin edilmiştir.

Bulgular: Çalışma bulguları, Çekya ve Polonya ekonomilerinin karlı carry-trade işlemlerine imkan vermediğine; Rusya ve G.Kore ekonomilerinin ise carry-trade işlemlerine imkan vermekle birlikte, oldukça düşük kazanç olanakları sunduklarına işaret etmektedir. Bu sonucun elde edilmesinin temel nedeninin bu ülkelerin sunduğu ek nominal faiz oranı imkanının yatırım dönemi sonunda bu ülkelerin para birimlerinde meydana gelen ters yönlü hareketler ile tamamen veyayüksek oranda dengelenmesi olduğu anlaşılmaktadır.

Özgünlük: Öncelikle, konunun uluslararası yazında oldukça ilgi görmesine rağmen, ulusal yazında bu konuda henüz oldukça sınırlı sayıda çalışma olduğu görülmektedir. İkincisi olarak bu çalışmada tek bir ülke ekonomisinin incelenmesi yerine 4 farklı gelişen piyasa ekonomisi birlikte incelenmiş ve analizlerde olası yapısal kırılmalar da dikkate alınmıştır. Son olarak da bu çalışmada carry-trade işlemleri analiz edilirken literatürde yer alan güncel bir metodolojik yaklaşım benimsenmiştir.

Anahtar Kelimeler: Carry-Trade İşlemleri, Karlılık, Gelişen Piyasa Ekonomileri

JEL Sınıflandırması: F31,G11, G15

ANALYSIS OF THE RETURN OPPORTUNITY IN CARRY-TRADE TRANSACTIONS

ABSTRACT

Purpose: This study examines whether the financial markets of the Czech Republic, Russia, Poland, and South Korea offer profitable investment opportunities in terms of carry-trade transactions using a recently developed methodological approach from the literature.

Method: In the study, we use the standard Engle–Granger (1987) and Gregory–Hansen (1996) cointegration tests, which can take into account unknown structural breaks, to analyse the long-term relationships between the variables. In addition to the CUSUM (cumulative sum of recursive residuals) and CUSUM SQ (cumulative sum of the squares of recursive residuals) tests, Quandt–Andrews and Bai–Perron (1998, 2003)s structural break tests are used to detect structural breaks; the sequential F statistic is applied to determine the number of structural breaks. We apply FMOLS (fully modified ordinary least squares) and CCR (canonical cointegrating regression) estimators to estimate the parameters in the long run.

Findings: The results show that the Czech and Polish economies do not allow profitable carry-trade transactions, whereas the Russian and South Korean economies offer very low profitability carry-trade transactions. The main reason for this result is that the excess nominal interest rate opportunities these countries offer are fully or highly compensated by reverse movements in the currencies of these countries at the end of the investment period.

Originality: First, although the subject attracts considerable attention in the international literature, there are few studies of this subject in the national literature. Second, in this study, instead of examining a single country's economy, we jointly examine four emerging market economies as well as consider possible structural breaks. Finally, we apply a recently developed methodological approach from the literature in the analyses.

Keywords: Carry-Trade Transactions, Profitability, Emerging Markets

JEL Classification: F31,G11, G15

GİRİŞ

Carry-trade işlemleri küresel finansal piyasalar arasındaki faiz oranı farkına dayanan bir yatırım stratejisidir. Bu yatırım stratejisinin temel mantığını fon maliyetinin düşük olduğu ülkelerin finansal piyasalarından borçlanılarak elde edilen kaynakların, kur riski hedge edilmeden fon maliyetinin yüksek olduğu ülkelerin finansal piyasalarında değerlendirilmesi oluşturmaktadır (Fung, Hsieh, Tsatsaronis, 2000; Chaboud ve Wright, 2005).

Carry-trade işlemleri iktisadi faaliyetlerdeki yavaşlamaya bağlı olarak Japonya Merkez bankasının düşük faiz politikası sonucunda Japon Yeni ile öne çıkmaya başlamıştır. 2007-2008 küresel finans krizi ile mücadele kapsamında gelişmiş ülke merkez bankalarının uyguladığı aşırı gevşek para politikası uygulamaları sonucunda faizlerin tarihi düşük seviyelere inmesi ve önemli miktarda likidite fazlalığının ortaya çıkması da carry-trade işlemlerini destekleyen bir diğer önemli gelişme olmuştur (Goodfriend, 2014; Plantin ve Shin, 2011).

Carry-trade işlemlerinden yararlanan uluslararası yatırımcıların beklentisi, fonu temin ettikleri ülkenin finans piyasaları ile fonu değerlendirdikleri ülkenin finans piyasaları arasındaki nominal faiz oranı farkından kar elde edebilmektir. Fakat, uluslararası yatırımcılar bu işlem ile birlikte önemli derecede kur riski de taşıyabilmektedirler. Dolayısıyla, yatırımcıların buradaki temel beklentisinin döviz kurlarında gerçekleşebilecek beklenmedik fiyat hareketlerinin yol açabileceği kayıp oranının nominal faiz oranı farkının sunduğu getiri imkanını elimine edemeyeceği olduğu ifade edilebilir (Hutchison ve Sushko, 2013). Çünkü, kur riskinin gerçekleşmesi durumunda yatırımcı faiz piyasasından elde edeceği getiri oranı kadarlık bir kayba döviz kurlarındaki beklenmedik hareketler nedeniyle katlanmak zorunda kalabilir. Bu nedenle özellikle faiz oranı farkının istikrarlı bir seyir izlediği ve döviz kuru volatilitésinin düşük seviyelerde kaldığı dönemlerde küresel piyasalardaki carry-trade işlemlerinde önemli artışların yaşandığı gözlemlenmektedir (Colavecchio, 2008).

Bu yatırım stratejisinin temel mantığını basit bir örnek ile açıklayabiliriz. Örneğin, güncel veriler dikkate alındığında, ABD ekonomisindeki 3 ay vadeli para piyasası faiz oranı yaklaşık %0.32 seviyesinde iken; Rusya'da bu oran yaklaşık % 5.68 seviyesindedir. Bu durumda uluslararası bir yatırımcı ABD piyasalarından % 0.32 faiz oranı ile borçlanarak elde ettiği fonu, daha yüksek getiri imkanı sunması nedeniyle Rus faiz piyasalarında değerlendirmek isteyebilir. Yatırımcının taşıdığı kur riskini hedge etmediği varsayımı altında dönem sonunda Dolar-Ruble'deki hareketlere bağlı olarak yatırımcının karşı karşıya kalabileceği kar/ zarar oranı da değişecektir. Çünkü, ABD piyasalarından %0.32 ile borçlanılarak elde edilen fon dönem başında geçerli olan pariteden Rus Rublesine dönüştürülüp, Rus finans piyasalarında % 5.68 ile değerlendirildikten sonra, tekrar Dolara çevrileceğinden dönem sonunda Dolar-Ruble paritesinin alacağı değer carry-trade yatırım stratejisinin sunacağı kar / zarar oranı üzerindeki temel belirleyici parametrelerden biri haline gelmektedir (Bhatti, 2012). Bu nedenle, Dolar-Ruble'nin yatırım dönemi sonunda alacağı değere

bağlı olarak yatırımcıların karşı karşıya kalabileceği 3 temel durumun söz konusu olabileceği ifade edilebilir.

Birinci durum, Rus finans piyasalarına yatırım yapıldığı dönemdeki Dolar-Ruble paritesi ile yatırım dönemi sonundaki Dolar-Ruble paritesi arasında önemli bir farkın olmadığı durumdur. Bu durumda yatırımcı $5.68 - 0.32 = 5.36$ oranında getiri elde edebilecektir. İkinci durum, Rus Rublesinin yatırım dönemi sonunda Dolar karşısında değer kaybetmesidir. Bu durum da kendi içerisinde üç farklı şekilde gerçekleşebilir. Birinci olasılık değer kaybının 5.36 seviyesinde olmasıdır. Bu durumda yatırımcının nominal faiz oranı farkından elde edeceği getiri oranı paritedeki aynı büyüklükteki ters yönlü bir hareket ile dengelenmiş olacaktır. İkinci olasılık Rus Rublesinin Dolar karşısındaki değer kaybının 5.36 'dan daha düşük olmasıdır. Bu durumda yatırımcı yine belli oranda getiri elde edecektir, fakat bu getiri oranı nominal faiz oranı farkının sunduğu avantajın belli bir kısmının ortadan kalkmasına yol açacaktır. Üçüncü olasılık, Rus Rublesinin Dolar karşısındaki değer kaybının 5.36 'dan daha fazla olmasıdır. Bu olasılık gerçekleşirse yatırımcı belli oranda zarar edecektir. Üçüncü durum, Rus Rublesinin Dolar karşısında değer kazanmasıdır. Bu durumda yatırımcı iki ülke ekonomisi arasındaki nominal faiz oranı farkına ilaveten, Rus Rublesinin Dolar karşısındaki değer kazanç oranı kadar daha ek getiri elde edebilecektir. Örneğin, Rus Rublesi 5 değer kazanırsa yatırımcı 5.36 oranındaki faiz oranı farkına ilaveten 5 oranındaki döviz kuru hareketinden de kar elde edebilecektir. Böyle bir durum, özellikle Rusya'ya fon girişinin yeni başladığı dönemlerde ve /veya Rusya'ya dönük fon girişi yoğun bir şekilde devam ederken, Rus finans piyasalarına yatırım yapan yatırımcılar için geçerli olabilmektedir. Çünkü, diğer unsurlar sabit kalmak şartıyla, yoğun fon akışı devam ettikçe Rus Rublesi değer kazanmaya devam edecektir.

Bu çalışmanın amacı, ABD piyasalarından düşük faiz oranı ile borçlanılarak elde edilen fonların Çekya, G.Kore, Polonya ve Rusya ekonomilerinde değerlendirilmesine dayanan carry-trade işleminin karlı bir yatırım stratejisi olup olmadığının incelenmesidir. Çalışmanın literatüre çeşitli açılardan katkı sağladığı düşünülmektedir. Öncelikle, konunun uluslararası yazında oldukça ilgi görmesine rağmen, ulusal yazında bu konuda henüz tek bir çalışmaya rastlanmıştır. İkincisi ise bu çalışmada tek bir ülke ekonomisinin incelenmesi yerine 4 farklı gelişen piyasa ekonomisi birlikte incelenmiş ve analizlerde olası yapısal kırılmalar da dikkate alınmıştır. Son olarak da bu çalışmada carry-trade işlemleri analiz edilirken Bhatti (2014) ile Adewuyi ve Ogebe (2019) tarafından tavsiye edilen güncel bir metodolojik yaklaşım benimsenmiştir.

LİTERATÜR

Carry-trade işlemlerinin uygulamada oldukça sık kullanılan bir yatırım stratejisi haline gelmesiyle birlikte, uluslararası yazındaki çalışmalarda da bu yatırım stratejisinin karlı bir yatırım stratejisi olup olmadığının oldukça yoğun bir şekilde incelendiği görülmektedir. Örneğin, Eichenbaum, Burside ve Rebelo (2007) çalışmalarında carry-trade yatırım strateji kapsamında gelişen piyasa ekonomilerine yatırım yapılmasının rasyonel bir yatırım stratejisi olduğunu, çünkü bu tür yatırım stratejilerinin daha yüksek Sharpe rasyolarının elde edilmesini sağladığını ifade etmişlerdir. Gyntelberg ve Remolona (2007) İsviçre Frangı ve Japon Yeni cinsinden borçlanılarak elde edilen fonların Avustralya Doları, Endonezya Rupisi, Yeni Zelanda Doları ve Filipin Pesosunda değerlendirilmesine dayanan carry-trade işlemlerinin ekstrem kar oranları sunduğunu, fakat bu tip işlemlerde yüksek kayıp riskinin de bulunduğunu ifade etmişlerdir. Moosa (2008) Japon Yeni ve İsviçre Frangı ile borçlanılarak elde edilen fonların ABD Doları, İngiliz Sterlini ve Kanada Dolarında değerlendirilmesine dayanan carry-trade işlemlerinin karlı yatırım olanakları sunduğunu ifade etmiştir. Ayrıca, ilgili carry-trade stratejileri arasında en yüksek getiri oranının Japon Yeni ile borçlanılarak elde edilen fonların İngiliz Sterlininde değerlendirilmesi ile elde edilebileceğini belirtmiştir. Bhatti (2012) carry-trade işlemleri kapsamında Japon Yeni, İsviçre Frangı ve ABD Doları cinsinden elde edilen fonların Pakistan Rupisinde değerlendirilmesinin sonuçlarını incelediği çalışmada, Sharpe rasyosuna göre bu yatırım stratejisinin S&P500, NIKKEI 225 ve İsviçre borsasına yatırım yapılmasına göre daha karlı bir yatırım stratejisi olduğu sonucuna ulaşmıştır. Ayrıca en yüksek getiri oranının ABD Doları ile borçlanılarak elde edilen fonların Pakistan Rupisinde değerlendirilmesi ile elde edilebileceğini belirtmiştir. Jiang (2016) 10 gelişmiş 33 gelişen piyasa ekonomisini incelediği çalışmada, kur riskinin hedge edilmemesine rağmen, carry-trade işlemlerinin uluslararası yatırımcılara yüksek kazanç imkanı sunduğu sonucuna ulaşmıştır. Burnside (2014) gelişen piyasa ekonomilerine dönük olarak yapılan carry-trade işlemlerini incelediği çalışmada, bu tür işlemlerin yatırımcılar açısından karlı olduğu sonucuna ulaşmıştır. Christiansen, Ranaldo ve Söderlind (2011) ise G10 ülkelerini inceledikleri çalışmalarında carry-trade işlemlerinin tahmin edilenden daha az cazip olabileceği sonucuna ulaşmışlardır. Fung, Tse ve Zhao (2013) ise carry-trade işlemlerinin Asya piyasaları üzerinde oldukça etkili olduğunu, hatta carry-trade işlemlerine konu olan piyasaların finansal piyasalar arasındaki bilgi aktarımının temel kanalları haline geldiğini ifade etmişlerdir.

Ulusal yazına bakıldığında ise öncelikle bu konunun uluslararası yazına göre henüz yeterince incelenmediği, ayrıca ulusal yazındaki az sayıdaki çalışmanın da oldukça baskın bir şekilde carry-trade işlemlerini etkileyen faktörler üzerine odaklandığı anlaşılmaktadır. Örneğin, Aydın ve Us (2007) çalışmalarında Türkiye ve Brezilya ekonomilerine dönük olarak gerçekleşen carry-trade işlemleri üzerinde faiz oranı farkı ile döviz kuru oynaklığının herhangi bir etkisinin bulunmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Badurlar (2009) Türkiye'ye dönük olarak gerçekleşen carry-trade işlemleri üzerinde döviz kuru belirsizliğinin herhangi bir etkisinin bulunmadığını, faiz oranı farkının etkisinin

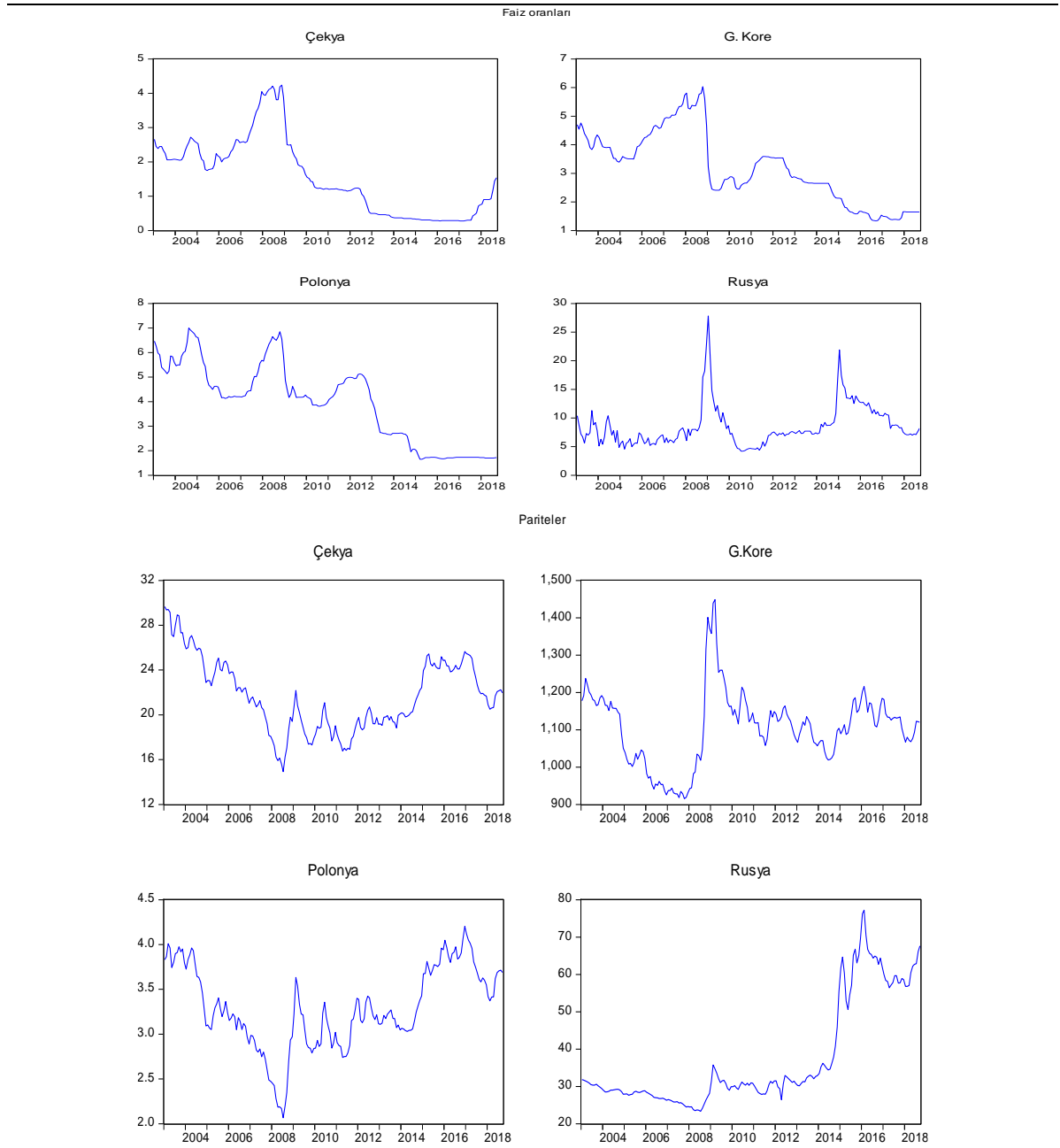
ise sadece kısa dönem için geçerli olduğunu belirtmiştir. Güler (2019) döviz kuru oynaklığı ve getiri düzeyinin Türkiye'ye dönük olarak gerçekleşen carry-trade işlemlerinin belirleyicileri arasında olduğunu ifade etmiştir. Sakarya ve Ateş (2016) CDS spreadi ile bir dönem önce gerçekleşen carry-trade işlem hacminin Türkiye'ye dönük olarak gerçekleşen carry-trade işlemleri üzerinde etkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Atış ve Erer (2016) carry-trade işlemlerindeki bir şokun sanayi üretim endeksi üzerinde herhangi bir etkisinin bulunmadığını, fakat bu tür şokların Türk Lirası'nda ani ve sert değer kayıplarının yaşanmasına yol açabildiğini ifade etmişlerdir. Temiz (2019) ise nominal döviz kurundaki, faiz oranı farkındaki ve VIX endeksi ile BIST 100 endeksindeki değişimlerin Türkiye'ye dönük olarak gerçekleşen carry-trade işlemleri üzerinde önemli derecede etkili olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Fakat, ulusal yazında, bu çalışmada olduğu gibi, gelişen ülke ekonomilerine dönük olarak gerçekleşen carry-trade işlemlerinin karlı bir yatırım stratejisi olup olmadığını inceleyen tek bir çalışmaya rastlanmıştır. İlhan (2019) tarafından yapılan bu çalışmada da Türkiye'ye dönük olarak gerçekleşen carry-trade işlemlerinin belli dönemlerde önemli getiri imkanları sunmakla birlikte, oldukça riskli bir yatırım stratejisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

VERİ VE YÖNTEM

Veri

Çalışma 2003 Ocak ile 2018 Eylül arası dönemi kapsamakta ve aylık verilerden oluşmaktadır. Çalışmada aylık frekansın kullanılmasının temel nedeni faiz oranı serilerine aylık frekansta ulaşılabilmesidir. Çalışmada, gelişen piyasa ekonomileri olarak Polonya, Çekya, Rusya ve G.Kore ekonomileri incelenmiştir. İlgili ülkeler verilere ulaşılabilirlik özelliğine göre belirlenmiştir. Çalışmada faiz oranlarını temsilen 3 ay vadeli para piyasası faiz oranları; para birimlerini temsilen ise ABD Doları Polonya Zlotisi (USD /PLN), ABD Doları Çek Korunası (USD / CZK), ABD Doları Rus Rublesi (USD / RUB) ve ABD Doları G.Kore Wonu (USD / KRW) kullanılmıştır. Tüm veriler OECD veri tabanından temin edilmiştir. Çalışmada kullanılan değişkenlerin incelenen dönem için genel seyri Şekil 1'de sunulmuştur.



Şekil 1. Faiz Oranları Ve Pariteler (Logaritması Alınmamış Doğal Seriler)

Yöntem

Bu çalışmada gelişen piyasa ekonomilerine dönük olarak gerçekleşen carry-trade işlemlerinin uzun dönemde karlı bir yatırım stratejisi olup olmadığı, teorik altyapısı garantisiz faiz oranı paritesine dayanan, güncel literatüre Bhatti (2014) ile Adewuyi ve Ogebe (2019) tarafından kazandırılan Denklem (1)'deki model ile incelenmiştir:

$$\ln exc_{t+1} = v_0 + \lambda_1 exp exc_t + \psi_{t+1} \quad (1)$$

Burada, v_0 sabit terimi; λ_1 eğim parametresini; ψ_{t+1} hata terimini; $\ln exc_{t+1}$ $t + 1$ dönemdeki spot kuru logaritmik değerini; $exp exc_t$ ise exc_t cari dönemdeki spot kuru gösterecek şekilde, $\ln[exc_t *$

$(\frac{1+int}{1+int^*})]$ ile hesaplanan ve garantisiz faiz oranı paritesinin varsayımları kapsamında $t + 1$ döneminde olması beklenen döviz kurunu göstermektedir.

Denklem (1)'deki modelin dayandığı temel mantık şu şekilde ifade edilebilir (Bhatti 2014; Adewuyi ve Ogebe 2019): Cari dönemdeki spot kur exc_t ise ve garantisiz faiz oranı paritesi kapsamında döviz kurlarında beklenen değişim nominal faiz oranı farkına eşit olacak ise bu durumda bir dönem sonrası için beklenen döviz kuru cari spot kurun nominal faiz oranı farkı kadar değişmiş hali olacaktır. Bu nedenle garantisiz faiz oranı paritesine göre bir dönem sonrası için olması beklenen döviz kuru $expexc_t = \ln[exc_t * (\frac{1+int}{1+int^*})]$ olmalıdır. Eğer garantisiz faiz oranı paritesi geçerli ise bir dönem sonrası için “gerçekleşen spot kurun” ($lnexc_{t+1}$) garantisiz faiz oranı paritesinin bir dönem sonrası için “öngördüğü spot kura” ($expexc_t$) eşit olması gerekecektir. Bu da nominal faiz oranı yüksek olan ülke para biriminin dönem sonunda iki ülke arasındaki nominal faiz oranı farkı kadar değer kaybedeceği anlamına gelmektedir. Bu nedenle Denklem (1) kapsamında gelişen piyasa ekonomilerinin karlı carry-trade işlemlerine imkan vermediği sonucuna ulaşılabilmesi için $H_0: v_0 = 0, \lambda_1 = 1$ hipotezinin reddedilmemesi gerekmektedir. Fakat, risk primi ve işlem maliyetlerine bağlı olarak literatürde sadece $H_0: \lambda_1 = 1$ hipotezinin reddedilememesinin de gelişen piyasa ekonomilerinin karlı carry-trade işlemlerine imkan vermediği sonucuna ulaşılabilmesi için yeterli olduğu ifade edilmektedir (Alexius, 2001; Tang, 2011). Bu nedenle, bu çalışmada farklı yaklaşımlara karşı dirençli sonuçlar elde edebilmek amacıyla her iki hipoteze de yer verilmiş ve bu hipotezlerden herhangi birinin geçerli olması durumunda ilgili ülke ekonomisinin uzun dönemde carry-trade işlemlerine imkan vermediği sonucuna ulaşılmıştır.

İlgili hipotezlerin geçerli olup olmadığının anlaşılabilmesi içinse ilk aşamada Denklem (1)'deki model kullanılarak değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığının incelenmesi gerekmektedir. Bu amaçla öncelikle Denklem (1)'deki modele Engle-Granger (1987) koentegrasyon testi uygulanmıştır. Çalışmada ikinci olarak Gregory ve Hansen (1996) yapısal kırılmalı koentegrasyon testinden yararlanılmıştır. Çalışmada yapısal kırılmalara dayalı analizlere yer verilmesinin temel nedenleri, incelenen yaklaşık 15 yıllık dönemde (2003-2018) 2007-2008 küresel finans krizinin gerçekleşmiş olması ve ilgili ülkelerin bu dönemde yaşadıkları çeşitli iktisadi ve finansal olayların da değişkenler arasındaki ilişkide yapısal değişimlere yol açma olasılığının bulunmasıdır. Bu nedenlerle çalışmada değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki analizinde yapısal kırılmayı dikkate alan Gregory ve Hansen (1996) koentegrasyon testine yer verilmiştir.

Gregory ve Hansen (1996) koentegrasyon testi farklı yapısal kırılma formlarını dikkate alabilen bir test olmakla birlikte, bu çalışmada Denklem (1)'deki modelin sabit terim ve eğim parametresinde yapısal kırılmaya izin veren model yapısı (C / S) üzerinde durulmuştur. Bunun temel nedeni bu çalışmada incelenen model kapsamında ilgili ülke ekonomilerinin uluslararası yatırımcılara karlı carry-trade imkanları sunup sunmadığı analiz edilirken, Denklem (1)'deki modelin sabit terim ve / veya eğim parametresinin gerekli kısıtları sağlayıp sağlamadığının test ediliyor olmasıdır. Nitekim,

C / S modeli de sabit terim ve eğim parametrelerinde herhangi bir yapısal değişim olup olmadığına odaklandığından, hem çalışma kapsamındaki modelin teorik altyapısı ile daha uyumlu bir model olmakta hem de yapısal kırılma öncesi dönem ile yapısal kırılma sonrası dönem için carry-trade işlemlerinin analiz edilmesine imkan vermektedir. C / S modeli literatürde rejim değişim modeli olarak da adlandırılmakta ve bu modelin uygulanması durumunda Denklem (1)'deki model Denklem (2)'deki modele dönüşmektedir:

$$\ln exc_{t+1} = v_0 + v_1 D_{1,t+1} + \lambda_1 expexc_t + \lambda_2 D_{2,t+1} expexc_t + \pi_{t+1} \quad (2)$$

Burada, v_0 ve λ_1 yapısal kırılma öncesindeki sabit terimi ve eğim parametresini gösterirken; v_1 ve λ_2 yapısal kırılmanın sabit terim ve eğim parametresi üzerindeki etkisini göstermektedir. $D_{1,t+1}$ ve $D_{2,t+1}$ ise sabit terim ve eğim parametresindeki yapısal kırılmaları temsil eden kukla değişkenleri ifade etmektedir.

Gregory ve Hansen (1996) koentegrasyon testi kapsamında Denklem (2)'deki model tahmin edildikten sonra bu modelden elde edilen hata terimlerine ADF , Z_t^* ve Z_α^* test istatistikleri uygulanarak, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığını ifade eden H_0 hipotezi sınanmaktadır. H_0 hipotezinin reddedilmesi değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu anlamına gelmektedir. Fakat, yapısal kırılmalı koentegrasyon testlerinin uygulanabilmesi için çalışma kapsamındaki serilerde ve / veya modellerde yapısal kırılmaların tespit edilmesi gerekmektedir. Çalışmada, bu amaçla öncelikle $\ln exc_{t+1}$ ve $expexc_t$ değişkenlerinin yapısal kırılmalar içerip içermediği CUSUM ve CUSUM SQ test istatistikleri ile incelenmiştir. Ardından, Denklem (1)'deki modelde bir rejim değişimi olup olmadığı Quandt ve Andrew ile Bai ve Perron (1998, 2003) testleri kullanılarak incelenmiştir. Quandt ve Andrews testi Max LR F, Max Wald F, Exp LR F, Exp Wald F, Ave LR F ve Ave Wald F test istatistiklerinden oluşmaktadır. Bu test istatistiklerinin tamamının H_0 hipotezi "Modelde bir rejim değişimi yoktur" şeklindedir. Bai ve Perron (1998, 2003) testi ile Denklem (1)'deki modelde yapısal kırılmalar olup olmadığı incelenirken ise UD_{max} ve WD_{max} test istatistiklerinden yararlanılmaktadır. Bu test istatistiklerinin H_0 hipotezi de "Modelde bir rejim değişimi yoktur" şeklindedir. H_0 hipotezinin reddedilmesi modelde en az bir adet rejim değişiminin bulunduğu anlamına gelmektedir. Bai ve Perron (1998,2003) testinin genel yapısı Denklem (3)'te gösterilmiştir.

$$y_t = \alpha_t' \beta + z_t' \delta_j + u_t \quad (3)$$

Burada, y_t bağımlı değişkeni, z_t ve α_t sırasıyla etkisi zamanla değişen ve değişmeyen açıklayıcı değişkenler vektörünü; β ve δ_j model katsayılarını, u_t ise hata terimlerini ifade etmektedir.

Serilerde yapısal kırılmaların tespit edilmesi durumunda serilerin durağanlık özelliklerinin incelenmesinde yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testlerinin kullanılması gerekmektedir. Çalışmada bu amaçla Zivot ve Andrews (1992) yapısal kırılmalı birim kök testinden yararlanılmıştır. Zivot ve Andrews (1992) yapısal kırılmalı birim kök testi çeşitli formlarda uygulanabilmektedir.

Örnek teşkil etmesi amacıyla serilerin sabit terim ve trend bileşenindeki yapısal değişimi dikkate alan model formu Denklem (4)'te sunulmuştur.

$$\Delta x_t = \mu + \gamma t + \theta DU_t + \psi DT_t + \varphi x_{t-1} + \sum_{k=1}^j \pi \Delta x_{t-k} + \xi_t \quad (4)$$

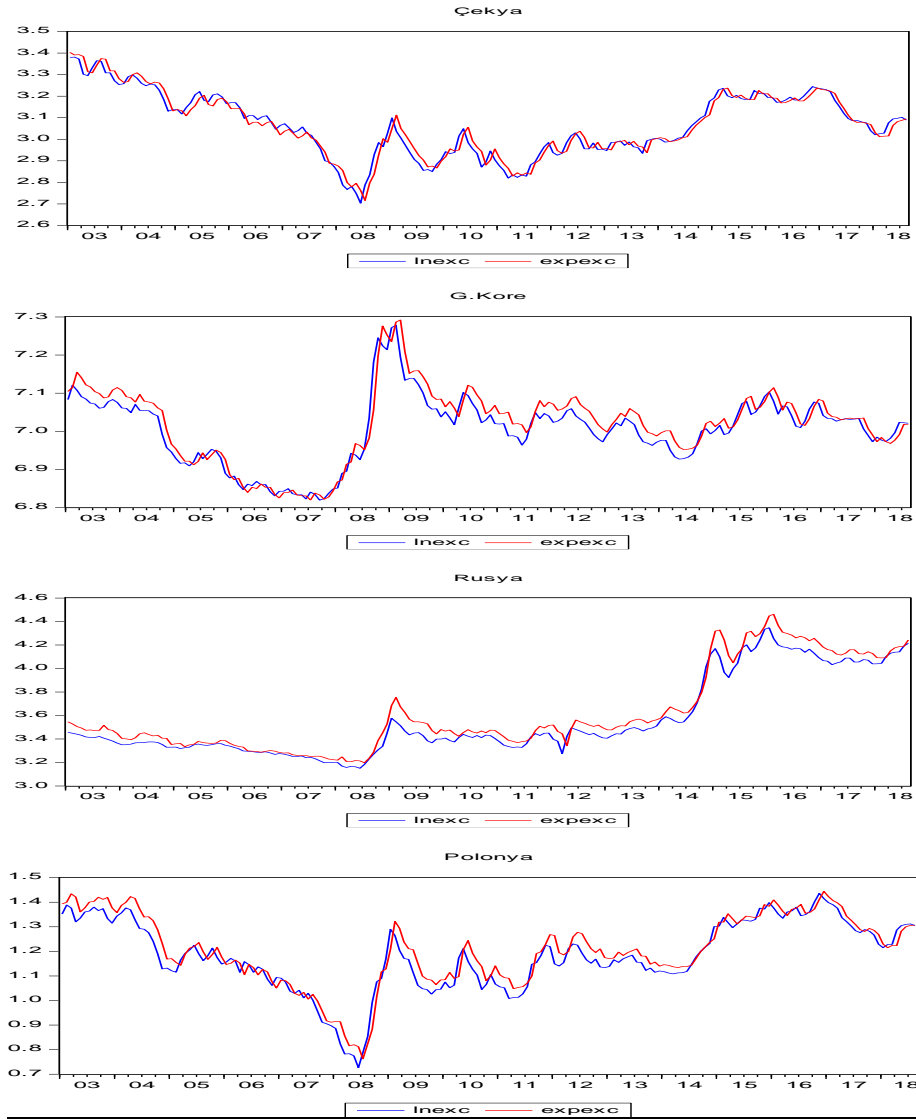
Burada, x çalışmada kullanılan değişkenleri; μ sabit terimi; t trend bileşenini; DU_t sabit terimdeki, DT_t trend bileşenindeki yapısal kırılmaları temsil eden kukla değişkenleri; ξ_t hata terimini; γ , θ , ψ ve π ise model parametrelerini ifade etmektedir. Testin H_0 hipotezi “Birim kök vardır” şeklindedir ($H_0: \varphi = 0$).

Bu analizler sonrasında değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olduğu sonucuna ulaşılması durumunda uzun dönem parametrelerinin tahmin edilmesi gerekmektedir. Stock (1987) değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunması durumunda OLS'nin (Ordinary least squares, OLS) süper-tutarlı (super-consistent) uzun dönemli parametre tahmini sunduğunu ifade etmiştir. Fakat, literatürde OLS yönteminin özellikle model kalıntılarında otokorelasyon ve değişen varyans gibi sorunların bulunması durumunda yanlı (biased) sonuçlar üretme potansiyeli bulunduğu yaygın bir şekilde ifade edilmektedir (Pedroni, 2000). Bu nedenle uzun dönem parametre tahmini için Phillips ve Hansen (1990) FMOLS (Fully modified ordinary least squares, FMOLS) tahmincisini tavsiye ederken, Park (1992) CCR (Canonical Cointegrating Regression, CCR) tahmincisini tavsiye etmiştir. Bu çalışmada farklı yaklaşımlara karşı dirençli sonuçlar elde edebilmek amacıyla uzun dönem parametrelerinin tahmininde her iki tahminden de yararlanılmıştır¹.

BULGULAR

Her bir ülke için $lnexc_{t+1}$ ve $expexc_t$ değişkenleri Şekil 2'de sunulmuştur. Şekil 2 incelendiğinde $lnexc_{t+1}$ ve $expexc_t$ değişkenlerinin birbirlerine koşut bir seyir izlediği anlaşılmaktadır.

¹ Uzun dönem parametrelerinin tahmininde benzer yaklaşımlar sergileyen bazı çalışmalar için bakınız: Erdoğan, Ceylan ve Tiriyaki (2018) ile Kızıl ve Ceylan (2018).



Şekil 2. $lnexc_{t+1}$ ve $expexc_t$ Değişkenlerine ait Seriler

$lnexc_{t+1}$ ve $expexc_t$ değişkenlerine uygulanan birim kök testlerinin sonuçları Tablo 1’de gösterilmiştir. Bulgular incelendiğinde ADF (Augmented Dickey Fuller, ADF) ve PP (Phillips-Perron, PP) birim kök testlerinin değişkenlerin düzey değerlerinde durağan olmadıkları sonucuna işaret ettiği anlaşılmaktadır. Değişkenlerin birinci farkları alınarak birim kök testleri tekrar uygulandığında ise serilerin durağan hale geldikleri görülmektedir.

Tablo 1. ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları

Ülkeler	ADF (C&T)		PP (C&T)	
	Düzyey	/ Birinci fark	Düzyey	/ Birinci fark
Çekya	0.3736 (1)	/ 0.0000* (8)	0.4644 (5.0)	/ 0.0000* (2.0)
G.Kore	0.1429 (4)	/ 0.0008* (12)	0.3094 (5.0)	/ 0.0000* (3.0)
Polonya	0.2267 (3)	/ 0.0000* (6)	0.3288 (6.0)	/ 0.0000* (4.0)
Rusya	0.5520 (2)	/ 0.0000* (2)	0.6167 (6.0)	/ 0.0000* (29)
expexc				
Çekya	0.3867 (1)	/ 0.0000* (0)	0.4320 (5.0)	/ 0.0000* (2.0)
G.Kore	0.2761 (3)	/ 0.0000* (2)	0.4033 (5.0)	/ 0.0000* (3.0)
Polonya	0.1647 (3)	/ 0.0000* (6)	0.3535 (6.0)	/ 0.0000* (4.0)
Rusya	0.4305 (2)	/ 0.0000* (2)	0.4584 (6.0)	/ 0.0000* (25)

*, **, sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Verilen değerler olasılık değerleridir. ADF birim kök testinde maksimum gecikme uzunluğu 12 olacak şekilde optimal gecikme uzunluğu AIC kriteri ile belirlenmiştir. Parantez içerisindeki değerler ADF için gecikme uzunluklarını, PP içinse Bandwidth değerlerini göstermektedir. "C&T", sabit terim ve trend bileşenini içeren model yapısını ifade etmektedir.

Değişkenlerin I (1) oldukları belirlendikten sonra Engle-Granger (1987) koentegrasyon testine geçilmiştir. Bu kapsamda elde edilen bulgular Tablo 2'de sunulmuştur. Bulgular, inceleme kapsamındaki tüm ülkeler için $lnexc_{t+1}$ ve $expexc_t$ değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna işaret etmektedir. Bu nedenle koentegrasyon analizi sonrasında ilgili değişkenler için uzun dönem parametreleri tahmin edilip; $H_0: \nu_0 = 0$, $\lambda_1 = 1$ ve $H_0: \lambda_1 = 1$ hipotezlerinin geçerliliği sınanmıştır. FMOLS tahmincisine bağlı olarak elde edilen bulgular Tablo 3'te, CCR tahmincisine bağlı olarak elde edilen bulgular ise Tablo 4'te sunulmuştur.

Tablo 2. Engle-Granger (1987) Koentegrasyon Testi Sonuçları

Ülkeler	AIC	Kritik tablo değerleri	
		%5	%10
Çekya	-9.3619*	-3.369	-3.067
G.Kore	-5.9081*	-3.369	-3.067
Polonya	-5.0497*	-3.369	-3.067
Rusya	-6.7975*	-3.369	-3.067

*, **, sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Verilen değerler test istatistiklerinin değerleridir. Optimal gecikme uzunlukları maksimum gecikme uzunluğu 12 olacak şekilde AIC kriterine göre belirlenmiştir. Kritik tablo değerleri MacKinnon (1991) kritik tablo değerleridir.

Öncelikle FMOLS tahmincisine bağlı olarak elde edilen bulgulara bakıldığında teorik beklentilerle uyumlu bir şekilde uzun dönem parametrelerinin pozitif ve istatistiki olarak anlamlı çıktığı anlaşılmaktadır. Ayrıca, Çekya ve Polonya ekonomileri için uzun dönem parametrelerinin 1'e oldukça yakın değerler aldığı görülmektedir. G.Kore ve Rusya ekonomileri içinse uzun dönem katsayıları sırasıyla yaklaşık 0.90 ve 0.94 çıkmaktadır. Bu bulgular da inceleme kapsamındaki tüm ülkelerin sunduğu ek nominal faiz oranı imkanının dönem sonunda bu ülkelerin para birimlerinde yaşanan değer kayıpları ile belli oranda dengelendiği anlamına gelmektedir.

Dengelenme oranının birebir olup olmadığının belirlenmesi amacıyla uygulanan hipotez testlerine ait sonuçlara bakıldığında %5 anlamlılık düzeyinde $H_0: v_0 = 0, \lambda_1 = 1$ hipotezinin Çekya için geçerli olduğu, diğer ülke ekonomileri içinse reddedildiği anlaşılmaktadır. $H_0: \lambda_1 = 1$ hipotezinin ise Polonya ve Çekya için geçerli olduğu, G.Kore ve Rusya içinse reddedildiği anlaşılmaktadır. Bu bulgu Polonya ve Çekya ekonomilerine dönük olarak yapılacak carry-trade işlemlerinin yatırımcılara herhangi bir ek getiri imkanı sunmayabileceği anlamına gelmektedir. Çünkü, bu ülke ekonomilerinin nominal faiz oranlarının sunduğu ek getiri imkanının dönem sonunda bu ülke para birimlerinin Dolar karşısındaki değer kaybı ile birebir oranında dengelenebileceği anlaşılmaktadır. Rusya ve G.Kore ekonomilerinin ise carry-trade işlemlerine imkan vermekle birlikte, uzun dönem katsayılarının sırasıyla 0.94 ve 0.90 çıkması nedeniyle nominal faiz oranı farkının sunduğu ek getiri imkanının dönem sonunda önemli oranda bu ülke para birimlerinin Dolar karşısındaki değer kaybı ile dengelenebileceği anlaşılmaktadır.

Tablo 3. Uzun Dönem Parametre Tahmin Sonuçları Ve Hipotez Testleri (FMOLS)

Model	v_0	λ_1	R ²	$H_0: v_0 = 0, \lambda_1 = 1$	$H_0: \lambda_1 = 1$
Çekya	-0.021[0.69]	1.007*[0.00]	0.9531	0.079[0.92]	0.157[0.69]
G.Kore	0.674*[0.00]	0.902*[0.00]	0.9276	57.33*[0.00]	30.53*[0.00]
Polonya	-0.000[0.99]	0.981*[0.00]	0.9328	24.82*[0.00]	0.669[0.41]
Rusya	0.149*[0.00]	0.942*[0.00]	0.9821	92.96*[0.00]	18.56*[0.00]

*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Ho hipotezleri için verilen değerler Wald testine ait F istatistikleridir. Köşeli parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir. R² değeri düzeltilmiş R² değeridir.

CCR tahmincine bağlı olarak elde edilen bulgulara bakıldığında da FMOLS tahmincisi ile oldukça benzer sonuçlara ulaşıldığı görülmektedir. Bu da çalışma kapsamındaki bulguların güvenilirliğini arttıran bir husustur. Ayrıca, her iki tahminci için de düzeltilmiş R² değerlerinin yaklaşık 0.93 ile 0.98 arasında değişen değerler aldığı görülmektedir². Bu da çalışmada kullanılan model kapsamında döviz

² Çalışmada R² değeri yerine düzeltilmiş R² değeri üzerinde durulmasının temel nedeni bir sonraki aşamada yer verilen yapısal kırılmalı analizlerde kukla değişkenlere dayalı ilave parametrelerin modele dahil edilmesidir.

kurlarındaki deęişimlerin açıklanmasında ülkeler arasındaki nominal faiz oranı farklarının önemli bir rolü olduęu anlamına gelmektedir.

Tablo 4. Uzun Dönem Parametre Tahmin Sonuçları Ve Hipotez Testleri (CCR)

Model	v_0	λ_1	R^2	$H_0: v_0 = 0, \lambda_1 = 1$	$H_0: \lambda_1 = 1$
Çekya	-0.0164[0.746]	1.0053*[0.000]	0.9531	0.0530[0.9484]	0.1045[0.747]
G.Kore	0.6760*[0.000]	0.9015*[0.000]	0.9275	58.248*[0.000]	31.65*[0.000]
Polonya	0.0003[0.992]	0.9808*[0.000]	0.9329	24.902*[0.000]	0.7326[0.393]
Rusya	0.1498*[0.003]	0.9415*[0.000]	0.9821	91.881*[0.000]	18.28*[0.000]

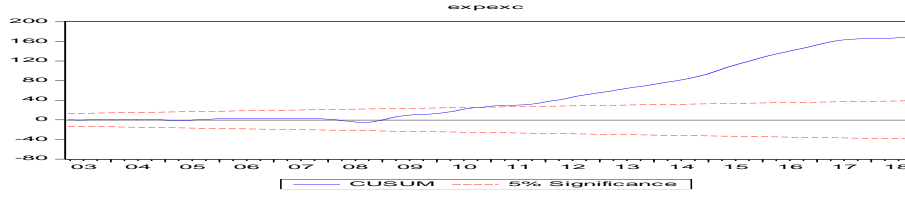
*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. H_0 hipotezleri için verilen deęerler Wald testine ait F istatistikleridir. Köşeli parantez içerisindeki deęerler olasılık deęerleridir. R^2 deęeri düzeltilmiş R^2 deęeridir.

Yapısal Kırılmalara Dayalı Analiz Bulguları

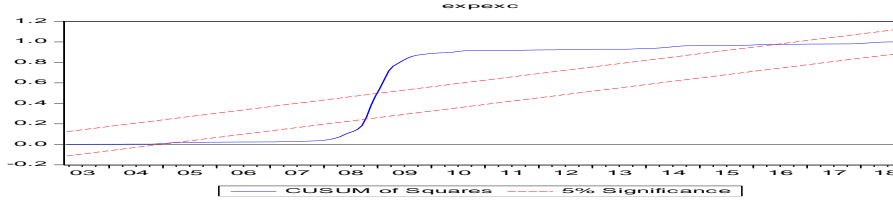
Çalışmanın bu aşamasında yapısal kırılmaların dikkate alınması durumunda elde edilen bulgular üzerinde durulmuştur. Fakat, yapısal kırılmalı analizlere geçilebilmesi için öncelikle serilerde ve /veya modellerde yapısal kırılmaların olduğunun tespit edilmesi gerekmektedir. Bu amaçla öncelikle $lnexc_{t+1}$ ve $expexc_t$ deęişkenlerinde yapısal kırılmalar olup olmadığı analiz edilmiştir. Bu amaçla CUSUM ve CUSUM SQ test istatistiklerinden yararlanılmıştır. Şekil 2’de sunulan $lnexc_{t+1}$ ve $expexc_t$ deęişkenlerinin hem sabit terim hem de trend bileşenlerinde yapısal kırılmalar olabileceęi gözlemlendiğinden, CUSUM ve CUSUM SQ test istatistikleri uygulanırken de serilerin sabit terim ve trend bileşenindeki yapısal kırılmaları dikkate alan model yapıları kullanılmıştır. Bu kapsamda elde edilen bulgular her durumda deęişkenlerin sabit terim ve trend bileşenlerinde yapısal kırılmalar olduğuna işaret etmektedir. Örnek teşkil etmesi ve aynı zamanda sadelik sağlama amacıyla tüm ülkeler için sadece $expexc_t$ deęişkenine ait CUSUM SQ test istatistięi sonuçları Şekil 3’te sunulmuştur³.

³ Yazardan talep edilmesi halinde dięer sonuçlara da ulaşılabilir.

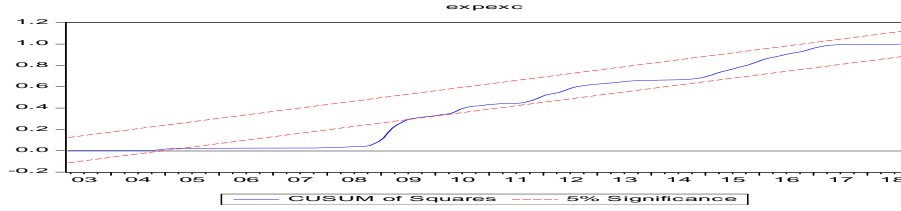
Çekya



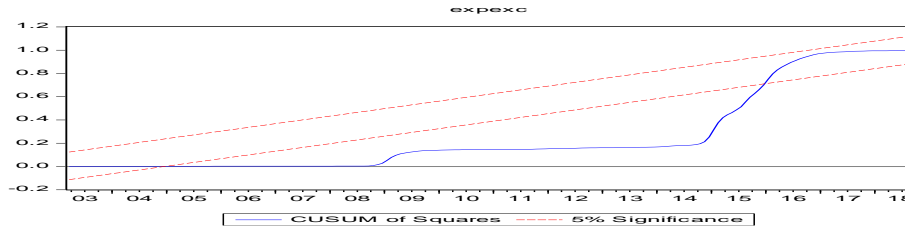
G.Kore



Polonya



Rusya



Şekil 3. CUSUMSQ Test İstatistiği Sonuçları

Serilerde yapısal kırılmaların olduğu belirlendikten sonra Denklem (1)'deki modelin rejim değişimi içerip içermediği Quandt-Andrews ve Bai-Perron (1998, 2003) testleri ile incelenmiştir. Elde edilen bulgular Tablo 5 ve 6'da sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde, Quandt-Andrews testine ait Max LR F, Max Wald F, Exp LR F, Exp Wald F, Ave LR F ve Ave Wald F test istatistiklerinin tamamının % 5 anlamlılık düzeyinde Denklem (1)'deki modelde en az bir adet rejim değişiminin söz konusu olduğu sonucuna işaret ettiği anlaşılmaktadır. Bai ve Perron (1998, 2003) testine ait UDmax ve WDmax test istatistiklerinin de benzer bir sonuca işaret ettiği görülmektedir. Bu nedenle bundan sonraki analizlerde değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığı test edilirken rejim değişimini dikate alan koentegrasyon testlerinden yararlanılmasının daha doğru bir yaklaşım olabileceği anlaşılmaktadır.

Tablo 5. Quandt-Andrews Test Sonuçları (C / S)

Ülkeler	Max LR F	Max Wald F	Exp LR F	Exp Wald F	Ave LR F	Ave Wald F
Çekya	10.46*[0.001]	20.93*[0.001]	2.57*[0.007]	6.89*[0.002]	2.88*[0.02]	5.77*[0.02]
G.Kore	9.86*[0.001]	19.72*[0.001]	2.54*[0.008]	6.73*[0.002]	2.52*[0.04]	5.04*[0.04]
Polonya	18.30*[0.00]	36.61*[0.00]	6.43*[0.00]	14.82*[0.00]	9.08*[0.00]	18.17*[0.00]
Rusya	35.84*[0.00]	71.67*[0.00]	13.79*[0.00]	31.30*[0.00]	13.75*[0.00]	27.50*[0.00]

*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Köşeli parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir. Olasılık değerleri Hansen (1997) yöntemi kullanılarak hesaplanmıştır.

Tablo 6. Bai ve Perron (1998, 2003) Testi Sonuçları (C / S)

Ülkeler	UDmax	WD max
Çekya	21.67899*	22.66071*
G.Kore	12.26989*	15.94687*
Polonya	30.68062*	35.82763*
Rusya	35.83079*	49.16018*

*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Maksimum rejim değişim sayısı 5 olarak alınmıştır. Triminaj 0.15 olarak belirlenmiştir. % 5 anlamlılık düzeyinde UDmax ve WDmax test istatistiklerinin kritik tablo değerleri sırasıyla 11.70 ve 12.81'dir.

Fakat, daha etkin bir analiz için öncelikle rejim değişim sayısının belirlenmesi gerekmektedir. Çünkü, rejim değişim sayısına göre analizlerde kullanılacak koentegrasyon testi de değişebilmektedir. Bu çalışmada rejim değişim sayısının belirlenmesi amacıyla Bai-Perron (1998, 2003) testine ait Seq F (Sequential F) test istatistiğinden yararlanılmıştır. Nitekim literatürdeki benzer analizlerde Seq F test istatistiğinin oldukça yaygın bir kullanım alanı olduğu bilinmektedir. Seq F test istatistiğine ait sonuçlar Tablo 7'de sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde inceleme kapsamındaki tüm ülkeler için tek bir rejim değişiminin söz konusu olduğu anlaşılmaktadır. Bu nedenle analizlerde tek rejim değişimini dikkate alan Gregory ve Hansen (1996) koentegrasyon testinden yararlanılmıştır. Gregory ve Hansen (1996) koentegrasyon testi ile uyumlu olması amacıyla da $lnexc_{t+1}$ ve $expexc_t$ değişkenlerinin yapısal kırılma altındaki durağanlık analizlerinde Zivot ve Andrews (1992) yapısal kırılmalı birim kök testinden yararlanılmıştır. Ayrıca, CUSUM SQ test istatistiğine ait bulguların sunulduğu Şekil 3'te, değişkenlerin hem sabit terimlerinde hem de trend bileşenlerinde yapısal değişimler olduğu sonucuna ulaşıldığından, Zivot ve Andrews (1992) birim kök testi de değişkenlerin sabit terim ve trend bileşenlerindeki yapısal kırılmayı dikkate alacak şekilde uygulanmıştır. Bu kapsamda elde edilen bulgular Tablo 8'de sunulmuştur.

Tablo 7. Seq F Testi Sonuçları

Ülkeler	0 & 1	1 & 2
Çekya	21.6789*	11.7275
G.Kore	12.2698*	3.6313
Polonya	30.6806*	9.5172
Rusya	25.9468*	10.8453

*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Triminaj 0.15 olarak belirlenmiştir. Maksimum rejim değişim sayısı 5 olarak alınmıştır. Seq F test istatistiği 1 adet rejim değişimi olduğu sonucuna işaret ettiğinden sadelik sağlamak amacıyla tabloda sadece 2 rejim değişimine kadarki hipotez testlerine ait sonuçlar sunulmuştur. % 5 anlamlılık düzeyinde kritik tablo değeri 0 & 1 için 11.47, 1 & 2 içinse 12.95'tir.

Tablo 8. Zivot ve Andrews (1992) Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları

Ülkeler	$lnexc_{t+1}$		$expexc_t$	
Düzye				
Çekya	-4.186		-4.061	
G. Kore	-4.669		-4.753	
Polonya	-5.556*		-5.850*	
Rusya	-4.734		-4.996*	
Birinci fark				
Çekya	-10.620*		-10.690*	
G. Kore	-8.1680*		-8.0930*	
Polonya	-		-	
Rusya	-9.002*		-	
Kritik tablo değerleri	%5	%10	%5	%10
	-5.08	-4.82	-5.08	-4.82

*,** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Triminaj 0.15 olarak belirlenmiştir. Maksimum gecikme uzunluğu 12 olacak şekilde optimal gecikme uzunluğu AIC kriteri ile belirlenmiştir.

Bulgular incelendiğinde Çekya ve G.Kore için değişkenlerin düzey değerlerinde durağan olmadıkları, fakat değişkenlerin birinci farkları alındığında durağan hale geldikleri görülmektedir. Polonya içinse her iki değişkenin de düzey değerlerinde durağan oldukları anlaşılmaktadır. Rusya içinse $lnexc_{t+1}$ değişkeninin I (1), $expexc_t$ değişkeninin ise I (0) olduğu görülmektedir. Bu bulgular kapsamında Gregory ve Hansen (1996) koenteegrasyon testinin sadece Çekya ve G.Kore ekonomileri için uygulanabileceği anlaşılmaktadır. Çünkü $lnexc_{t+1}$ ve $expexc_t$ değişkenlerinin Gregory ve Hansen

(1996) koentegrasyon testinde kullanılabilmesi için her iki değişkenin de I(1) olması, bir diğer ifadeyle her iki değişkenin de birinci farkları alındığında durağan hale gelmeleri gerekmektedir.

Çekya ve G.Kore ekonomileri için Gregory ve Hansen (1996) koentegrasyon testi sonuçları Tablo 9'da sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde, Gregory ve Hansen (1996) koentegrasyon testine ait ADF, Zt ve Za test istatistiklerinin tamamının %5 anlamlılık düzeyinde $lnexc_{t+1}$ ve $expexc_t$ değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna işaret ettiği anlaşılmaktadır. Bu nedenle bir sonraki aşamada Denklem (2)'de gösterilen model kapsamında (bir diğer ifade ile rejim değişimi dikkate alınarak) uzun dönem parametrelerinin tahmin edilmesi ve ilgili hipotezlerin sınanması gerekmektedir.

Tablo 9. Gregory ve Hansen (1996)Yapısal Kırılmalı Koentegrasyon Testi Sonuçları (C / S)

Ülkeler	ADF	Zt	Za	Kırılma tarihi
Çekya	-9.99*	-10.11*	-132.87*	Temmuz 2007
G.Kore	-6.60*	-9.03*	-122.53*	Mart 2015
Kritik değerler	-4.95 (%5)	-4.95 (%5)	-47.04 (%5)	

*,** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Triminaj 0.15 olarak belirlenmiştir. Maksimum gecikme uzunluğu 12 olacak şekilde optimal gecikme uzunluğu AIC kriteri ile belirlenmiştir.

Bu hususlar dikkate alınarak uygulanan FMOLS ve CCR tahmincilerine ait uzun dönem parametre tahmin sonuçları Tablo 10 ve 11'de, hipotez testlerine ait sonuçlar ise Tablo 12'de sunulmuştur. Öncelikle Çekya için rejim değişiminin gerçekleşmesinden önceki dönem dahilinde elde edilen bulgular incelendiğinde, hem sabit terimin hem de uzun dönem parametresinin pozitif ve istatistiki olarak anlamlı çıktığı anlaşılmaktadır. Rejim değişiminin gerçekleşmesinden sonraki dönem için bulgular incelendiğinde ise yine her iki değişkenin istatistiki olarak anlamlı çıktığı, fakat bu sefer sabit teriminin negatif uzun dönem parametresinin ise pozitif bir değer aldığı görülmektedir. Rejim değişiminin gerçekleşmesinden sonraki dönemde sabit terimin negatif uzun dönem katsayısının ise pozitif bir değer alması, Çekya ekonomisine dönük olarak yapılan carry-trade işlemlerinin rejim değişimi sonrasında yatırımcılar için cazip olmamaya başladığı anlamına gelmektedir. Çünkü rejim değişiminin gerçekleşmesinden önceki dönemde pozitif çıkan sabit terimin rejim değişimi sonrasında negatif çıkması sabit terimi toplamda sıfıra yaklaştırırken; rejim değişimi öncesinde 0.8545 çıkan uzun dönem katsayısının rejim değişimi sonrasında 0.1721 birim daha artması ise toplamda uzun dönem katsayısını bire yaklaştırmaktadır. Nitekim, Tablo 12'de sunulan hipotez testleri de Çekya ekonomisi için hem $H_0: \nu_0 + \nu_1 = 0, \lambda_1 + \lambda_2 = 1$ hem de $H_0: \lambda_1 + \lambda_2 = 1$ hipotezlerinin reddedilemediğini göstermektedir. Ayrıca, düzeltilmiş R^2 değeri de 0.9571 çıkmaktadır.

Tablo 10. Uzun Dönem Parametre Tahmin Sonuçları (FMOLS)

Ülkeler	v_0	λ_1	v_1	λ_2	R^2
Çekya	0.470*[0.000]	0.8545*[0.000]	-0.554*[0.000]	0.1721*[0.000]	0.9571
G.Kore	0.7444*[0.000]	0.8917*[0.000]	-0.1519[0.001]	0.0519*[0.001]	0.9284

*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Köşeli parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir. v_1 , rejim değişiminin sabit terimde yol açtığı değişimi; λ_2 , rejim değişiminin eğim parametresinde yol açtığı değişimi göstermektedir. R^2 değeri düzeltilmiş R^2 değeridir.

Tablo 11. Uzun Dönem Parametre Tahmin Sonuçları (CCR)

Ülke	v_0	λ_1	v_1	λ_2	R^2
Çekya	0.476*[0.000]	0.8525*[0.000]	-0.558*[0.000]	0.174*[0.000]	0.9571
G.Kore	0.7526*[0.000]	0.8905*[0.000]	-0.154*[0.001]	0.051*[0.000]	0.9285

*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Köşeli parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir. v_1 , rejim değişiminin sabit terimde yol açtığı değişimi; λ_2 , rejim değişiminin eğim parametresinde yol açtığı değişimi göstermektedir. R^2 değeri düzeltilmiş R^2 değeridir.

Tablo 12. Hipotez Testlerine Ait Sonuçlar

	Hipotezler	
	$H_0: v_0 + v_1 = 0, \lambda_1 + \lambda_2 = 1$	$H_0: \lambda_1 + \lambda_2 = 1$
FMOLS		
Çekya	2.3096[0.1022]	2.4014[0.1230]
G.Kore	20.5838*[0.0000]	7.1021*[0.0084]
CCR		
Çekya	2.2896[0.1042]	2.3595[0.1263]
G.Kore	21.3073*[0.000]	7.9455*[0.0054]

*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. H_0 hipotezlerinin sınanması ile ilgili olarak verilen değerler Wald testine ait F istatistikleridir. Köşeli parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir.

G.Kore için elde edilen bulgulara bakıldığında rejim değişiminin gerçekleşmesinden önceki dönemde hem sabit terimin hem de uzun dönem parametresinin pozitif ve istatistiki olarak anlamlı değerler aldığı görülmektedir. Rejim değişiminin gerçekleşmesinden sonraki dönemde ise her iki değişken yine istatistiki olarak anlamlı değerler almakla birlikte; sabit terimin negatif uzun dönem parametresinin ise pozitif bir değer aldığı görülmektedir. Bu durum G.Kore ekonomisine dönük olarak yapılan carry-trade işlemlerinin rejim değişimi sonrasında yatırımcılar için daha az cazip olmaya başladığı anlamına gelmektedir. Fakat buna rağmen, Tablo 12’de sunulan hipotez testleri

G.Kore ekonomisinin sunduğu ek nominal faiz oranı avantajının döviz kurlarında gerçekleşen ters yönlü hareketler ile birebir oranında dengelenemediğine işaret etmektedir. Çünkü G.Kore ekonomisi için hem $H_0: v_0 + v_1 = 0, \lambda_1 + \lambda_2 = 1$ hipotezinin hem de $H_0: \lambda_1 + \lambda_2 = 1$ hipotezinin %5 anlamlılık düzeyinde reddedildiği anlaşılmaktadır. CCR parametre tahmincisine ait sonuçlara bakıldığında da her iki ülke için de gerek parametre tahmin sonuçları gerekse hipotez testleri açısından FMOLS ile oldukça benzer bulgulara ulaşıldığı anlaşılmaktadır. CCR tahmincisine ait sonuçların FMOLS sonuçlarını desteklemesinin de çalışma kapsamında elde edilen bulguların güvenilirliğini artıran bir unsur olduğu ifade edilebilir.

SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu çalışmada ABD piyasalarından düşük faiz oranı ile borçlanılarak elde edilen fonların Çekya, Polonya, Rusya ve G.Kore ekonomilerinde değerlendirilmesinin uluslararası yatırımcılar açısından uzun dönemde karlı bir yatırım stratejisi olup olmadığı, teorik altyapısı garantisiz faiz oranı paritesine dayanan güncel metodolojik bir yaklaşım ile incelenmiştir. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki analizinde öncelikle Engle ve Granger (1987) koentegrasyon testinden yararlanılmıştır. Uzun dönem parametreleri ise FMOLS ve CCR tahmincileri ile tahmin edilmiştir. Ardından, yapısal kırılmalı analizleri dikkate alabilmek amacıyla değişkenlerde yapısal kırılmalar olup olmadığı CUSUM ve CUSUM SQ test istatistikleri ile çalışmada kullanılan modelde bir rejim değişimi olup olmadığı ise Quandt ve Andrews ile Bai ve Perron (1998, 2003) testleri ile incelenmiştir. Koentegrasyon analizinde ise rejim değişimine izin veren model yapısı kullanılarak Gregory ve Hansen (1996) koentegrasyon testinden yararlanılmıştır.

Engle ve Granger (1987) koentegrasyon testi teorik beklentilerle uyumlu bir şekilde değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna işaret etmektedir. FMOLS ve CCR tahmincilerine bağlı olarak elde edilen sonuçlar da Çekya ve Polonya ekonomilerine dönük olarak yapılan carry-trade işlemlerinin uzun dönemde uluslararası yatırımcılara herhangi bir ek getiri imkanı sunmadığını göstermektedir. Bunun temel nedeninin ise Çekya ve Polonya ekonomilerinin sunduğu ek faiz avantajının bu ülke para birimlerinin dönem sonunda ABD Doları karşısında bu ek faiz oranı kadar değer kaybetmesi ile dengelenmesi olduğu anlaşılmaktadır. G.Kore ve Rusya ekonomilerine dönük olarak yapılan carry-trade işlemlerinin ise uluslararası yatırımcılara uzun dönemde belli oranda ek getiri imkanı sunabileceği, fakat bu ek getiri imkanının da G.Kore ve Rusya ekonomilerinin dönem başında sundukları ek faiz avantajının önemli oranda altında kalabileceği anlaşılmaktadır.

Yapısal kırılmalı analizlere gelince, öncelikle çalışmada kullanılan yapısal kırılmalı testlerin çalışma kapsamındaki serilerde ve modellerde yapısal değişimler olduğu sonucuna işaret ettiği anlaşılmaktadır. Bu bulgunun ekonometrik analizlerde daha etkin sonuçlara ulaşılabilmesi için varlığı durumunda yapısal kırılmaların dikkate alınması açısından önemli olduğu düşünülmektedir. Çünkü diğerlerinin yanı sıra Romero-Avila (2008) ile Carioni-i Silvestre, Kim ve Perron (2009) tarafından

da ifade edildiği gibi ekonometrik analizlerde serilerin ve / veya modellerin karakteristik özelliklerinin dikkate alınmaması yanlı (biased) sonuçlar elde edilmesine yol açabilmektedir.

Bu kapsamda uygulanan Zivot ve Andrews (1992) yapısal kırılmalı birim kök testi sonuçlarının Rusya ve Polonya ekonomilerine ait değişkenlerin düzey değerlerinde durağan olduğu sonucuna işaret etmesi nedeniyle, yapısal kırılmalı analizlerde bu ülke ekonomilerine yer verilememiştir. Çekya ve G.Kore ekonomileri için elde edilen bulgular incelendiğinde ise Gregory ve Hansen (1996) koentegrasyon testi sonuçlarına göre çalışma kapsamındaki değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Yapısal kırılmalar dikkate alınarak yapılan hipotez testleri ise Engle-Granger (1987) koentegrasyon testine bağlı olarak elde edilen sonuçları desteklemektedir. Çünkü bulgular yine Çekya ekonomisine dönük olarak yapılan carry-trade işlemlerinin uzun dönemde yatırımcılara ek bir getiri imkanı sunmadığını göstermektedir. G.Kore ekonomisine dönük olarak yapılan carry-trade işlemlerinin ise belli oranda ek getiri sunabileceği fakat bu ek getirinin de dönem başında geçerli olan nominal faiz oranı farkının sunduğu avantajın oldukça altında kalabileceği anlaşılmaktadır. Alternatif yöntemlerin benzer sonuçlara işaret etmesinin çalışma kapsamında elde edilen bulguların güvenilirliğini arttıran bir unsur olduğu düşünülmektedir. Ayrıca, yapısal kırılmaları dikkate alan analizlerin sunduğu temel bulgulara göre yapısal kırılmaların gerçekleşmesinden sonra Çekya ve G.Kore ekonomilerinin carry-trade işlemleri açısından yatırımcılar için daha az cazip olmaya başladığı anlaşılmaktadır.

Çalışma kapsamında elde edilen bulguların çeşitli açılardan önemli olduğu düşünülmektedir. Örneğin politika yapıcıların carry-trade işlemlerine bağlı olarak kendi para birimlerinde gerçekleşebilecek fiyat hareketleri konusunda bilgi sahibi olmalarının bu ülke ekonomilerindeki para politikası uygulamalarının etkinliği, kısa vadeli fon hareketlerinin ile enflasyon dinamiklerinin analizi açısından oldukça önemli olduğu düşünülmektedir. Çünkü, carry-trade işlemleri yöneldikleri ülkelerin para birimlerinin kısa dönemde değerlendirilmesini sağlamakla birlikte, faiz oranlarına ve döviz kurlarına dönük yatırımcı beklentisine bağlı olarak belli dönemlerde ilgili ülke ekonomisinden hızlıca çıkılması gerektiğinde, yerel para biriminin kısa sürede önemli oranda değer kaybetmesine de yol açabilmektedir (Cairns, Ho ve McCauley, 2007). Bu da özellikle yeterli piyasa derinliğine sahip olmayan ülke ekonomileri için finansal istikrar açısından önemli bir risk teşkil edebilmektedir (Fung, Hsieh ve Tsatsaronis, 2000; La Marca, 2007). Bu tür risklerin olası negatif sonuçlarının etkilerini azaltabilmek için de özellikle gelişen ülke merkez bankaları faiz oranlarını yüksek seviyelerde tutmak zorunda kalabilmektedir (Bhatti, 2012). Dolayısıyla, özellikle uzun vadede çalışma kapsamındaki gelişen piyasa ekonomilerinden hangilerinin hangi oranda carry-trade işlemlerine imkan verdiğinin bilinmesinin, bu ülke ekonomilerine carry-trade işlemleri ile yönelebilecek fon akışlarının boyutunun anlaşılabilmesi ve olası etkilerinin analiz edilebilmesi açısından önemli olduğu düşünülmektedir.

Uluslararası yatırımcılar açısından bakıldığında ise çalışma kapsamındaki bulguların daha etkin yatırım kararlarının verilebilmesi açısından da önemli olduğu düşünülmektedir. Çünkü özellikle kur

riski yüksek olan ülkelere dönük olarak yapılan carry-trade işlemleri belli dönemlerde yüksek getiri potansiyeli sunabilmekle birlikte, bu tür piyasalarda tek bir seferde gerçekleşebilecek yüksek oranlı kayıplar yatırımcılara ve / veya finansal kuruluşlara oldukça fazla zarar verebilmektedir (Moosa, 2008; Gyntelberg ve Remolona, 2007; Burnside, 2014). Dolayısıyla, çalışma kapsamındaki bulguların yatırımcılara nominal faiz oranı farkının sunduğu ek getiri oranını hangi ülkelerden hangi oranda elde edebilecekleri konusunda önemli bilgiler sunduğu düşünülmektedir. Ayrıca bulguların yatırımcılara carry-trade işlemleri için katlanmaları gereken risk düzeyinin hangi ülkelerde daha yüksek olduğu konusunda da önemli bilgiler verdiği düşünülmektedir. Çünkü, bulgular dönem başındaki nominal faiz oranı farkının sunduğu ek getiri potansiyelinin oldukça altında kalmakla birlikte, incelenen ülkeler arasında en karlı carry-trade imkanını G.Kore ekonomisinin sunduğunu, ardından ise Rusya ekonomisinin geldiğini göstermektedir. Çekya ve Polonya ekonomilerinde ise kur riski nominal faiz oranı farkının sunduğu ek getiri potansiyelini elimine edebilecek düzeyde yüksek olduğundan, bu ülkelerin carry-trade işlemlerine dayalı yatırımlar için uygun olmadıkları anlaşılmaktadır.

KAYNAKÇA

- Adewuyi, A.O., & Ogebe, J.O. (2019). The validity of uncovered interest parity: Evidence from African members and non-member of the organisation of petroleum exporting countries (OPEC). *Economic Modelling*, 82, 229-249.
- Alexius, A. (2001). Uncovered interest parity revisited. *Review of International Economics*, 9 (3), 505-517.
- Andrew, D. (1993). Test for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica*, 61(4), 821-856.
- Atış, A., G., & Erer, D. (2016). Türkiye ekonomisinin carry trade odaklı büyüme trendi: 2002-2016 dönemi analizi. *Uluslar arası Ekonomi Konferansı, Türkiye Ekonomi Kurumu, UEK-TEK, 2016*.
- Aydın, F., & Us, V. (2007). Carry trade: Gelişmeler ve riskler. *TİSK Akademi Dergisi*, 2 (3), 175-185.
- Badurlar, İ.Ö. (2009). Türkiye’de carry trade yatırım stratejisi ve belirleyicileri arasındaki ilişki: 2001–2007. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 10(1), 53-74.
- Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 66, 47-78.
- Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, 18, 1-22.
- Bhatti, R. H. (2012). On return and risk in carry trades: A case of the Pak Rupee. *International Journal of Economics And Finance Studies*, 4 (2), 201-214.
- Bhatti, R. H. (2014). The existence of uncovered interest parity in the CIS countries. *Economic Modelling*, 40, 227-241.
- Burnside, C. (2014). The carry trade in industrialized and emerging markets. *Journal Economía Chilena*, 17(2),48-78.
- Cairns, J., Ho, C., & McCauley, R.N. (2007). Exchange rates and global volatility: Implications for Asia-Pacific currencies. *BIS Quarterly Review*, March, 41–52.
- Carioni-i Silvestre, J.L, Kim, D., & Perron, P. (2009). GLS-based unit root tests with multiple structural breaks under the both the null and the alternative hypothesis. *Econometric Theory*, 25, 1754-1792.
- Chaboud, A.P., & Wright, J.H. (2005). Uncovered interest parity: It works but not for long. *Journal of International Economics*, 66, 349-362.

- Christiansen, C., Rinaldo, A., & Söderlind, P. (2011). The time-varying systematic risk of carry trade strategies. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 46 (4), 1107–1125.
- Colavecchio, R. (2008). Tracking the Yen carry trade: Evidence from a regime switching approach Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1365968>.
- Dickey, D., & Fuller, W. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427–431.
- Eichenbaum, M., Burnside, C., & Rebelo, S. (2007). The returns to currency speculation in emerging markets. *American Economic Review, American Economic Association*, 97(2), 333-338.
- Engle, R., F., & Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251-276.
- Erdoğan, L., Ceylan, R., & Tiryaki, A. (2018). Türkiye’de uzun dönem ekonomik büyümenin belirleyicilerinin ARDL, FMOLS, DOLS ve CCR yöntemleriyle tahmini. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 36 (4), 39-58.
- Fung, H-G., Tse, Y., & Zhao, L. (2013). Are stock markets in Asia related to carry trade?. *Pacific-Basin Finance Journal* 25, 200–216.
- Fung, W., Hsieh, D., A., & Tsatsaronis, K. (2000). *Do hedge funds disrupt emerging markets?*. Brooking-Wharton Papers on Financial Services, 377-401. <https://muse.jhu.edu/article/26619/pdf..>
- Goodfriend, M. (2014). Monetary policy as a carry trade. *Monetary and Economic Studies*, 32, 1-21.
- Gregory, A.W., & Hansen, B.E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.
- Güler, A. (2019). Carry trade yatırımlarının kazanç ve risk unsurlarına duyarlılığı: Türkiye için ARDL sınır testi uygulaması. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 17 (1), 201-221.
- Gyntelberg, J., & Remolona, E. M. (2007). Risk in carry trades: a look at target currencies in Asia and the Pacific. *BIS Quarterly Review*, December, 73–82.
- Hutchison, M., & Sushko, V. (2013). Impact of macro-economic surprises on carry trade activity. *Journal of Banking & Finance*, 37(4), 1133–1147.
- İlhan, B. (2019). Carry trade 2000’li yıllarda Türkiye için mümkün mü?. *Akademik Hassasiyetler*, 6 (11), 189-204.
- Jiang, Y. (2016). Carry trade in emerging markets: Return and macroeconomic risks. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3001580>.
- Kızıllı, B. C., & Ceylan, R. (2018). Sağlık harcamalarının ekonomik büyüme üzerine etkisi: Türkiye örneği. *Journal of Yasar University*, 13 (50), 197-209.

- La Marca, M. (2007). Carry trade and financial fragility. In H. Flassbeck and M. La Marca (eds). *Coping with globalized finance: Recent challenges and long term perspectives*. New York: UNCTAD.
- Moosa, I. A. (2008). Risk and return in carry trade. *Journal of Financial Transformation*, 22, 8 - 13.
- Park, J. Y. (1992). Canonical cointegrating regressions. *Econometrica*, 60, 119–143
- Pedroni, P. (2000). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panel. *Advances in Econometrics*, 15, 93-130.
- Phillips, P. C. B., & Hansen, B. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *The Review of Economic Studies*, 57, 99-125.
- Phillips, P.C.B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, 335–346.
- Plantin, G., & Shin, H.S. (2011). *Carry trades, monetary policy and speculative dynamics*. CEPR Discussion Papers 8224, C.E.P.R. Discussion Papers. [https:// www.imf.org/external/np/seminars/eng/2011/res2/pdf/gp.pdf](https://www.imf.org/external/np/seminars/eng/2011/res2/pdf/gp.pdf)
- Quandt, R. (1960). Test for hypothesis that a linear regression system obeys two separate regimes. *Journal of the American Statistical Association*, 55 (290), 324-330.
- Romero-Avila, D. (2008). Questioning the empirical basis of the environmental kuznets curve for CO₂: New evidence from a panel stationarity test robust to multiple breaks and cross dependence. *Ecological Economics*, 64, 559-574.
- Sakarya, B., & Ateş, F. (2016). Carry trade (ara kazanç) strateji ve belirleyicileri üzerine bir çalışma. *2nd International Conference on Applied Economics and Finance (ICOAEF 2016)*, 5- 6 December, 2016 Girne American University North Cyprus.
- Stock, J. H. (1987). Asymptotic properties of a least squares estimator of cointegration vectors. *Econometrica*, 55(5), 1035-1056.
- Tang, K-B. (2011). The precise form of uncovered interest parity: A heterogeneous panel application in ASEAN-5 Countries. *Economic Modelling*, 28, 568-573.
- Temiz, M. (2019). Carry trade yatırımları ve belirleyicileri arasındaki nedensellik ilişkisi: Türkiye örneği. *Erciyes Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 53, 309-324
- Zivot, E., & Andrews, D.W.K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil price shocks, and unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251-270.