

Bölüm 8

UZUN VADELİ DEVLET TAHVİLİ FAİZ ORANLARI ARASINDAKİ KOENTTEGRASYON İLİŞKİSİ

Önder BÜBERKÖKÜ¹
Celal KIZILDERE²

GİRİŞ

Küresel bazda finansal piyasaların giderek birbirine daha fazla entegre hale gelmesi ve sermaye hareketlerinin ulaştığı boyut portföy yönetiminde uluslararası çeşitlendirmenin önemini artırmıştır. Çünkü, uluslararası portföy çeşitlendirmesi ile ulusal bazda çeşitlendirilmiş portföylere nazaran daha etkin portföyler oluşturulabilmektedir. Bu nedenle bu çalışmada beş gelişmiş beş de gelişen ülkenin uzun vadeli faiz oranları arasındaki koentegrasyon ilişkisi incelenmiştir. Değişkenler arasında herhangi bir koentegrasyon ilişkisinin bulunmaması bu değişkenlerden oluşturulacak portföylerin beklenen çeşitlendirme etkisini gösterebileceği anlamına gelmektedir.

Çalışmanın faiz oranları üzerine odaklamasının iki temel nedeni bulunmaktadır. Bunlardan birincisi uluslararası portföy çeşitlendirmesine dayalı çalışmaların önemli oranda hisse senedi ve döviz piyasalarına odaklanmış olmasıdır. Dolayısıyla, bu alanda faiz oranlarına dayalı oldukça az sayıda çalışma olduğu ifade edilebilir. İkinci nedeni ise uzun vadeli faiz oranlarının hem makroekonomik hem de makro finansal açısından oldukça önemli bir gösterge olmasıdır. Çünkü merkez bankalarınca uygulanan para politikalarının reel çıktı üzerinde beklenen etkiyi gösterebilmesinde uzun vadeli faiz oranlarının önemli bir rolü olduğu bilinmektedir. Dolayısıyla, bazı önde gelen gelişmiş ve gelişen ülkelerin uzun vadeli faiz oranları arasındaki koentegrasyon ilişkisinin incelenmesi herhangi bir ülkenin uzun vadeli faiz oranlarının hangi diğer ülke ekonomisindeki uzun vadeli faiz oranlarından etkilendiğinin anlaşılması açısından oldukça önemli olabilmektedir. Çünkü, bu sayede politika yapıcılar daha etkin makro ekonomik ve finansal politika karmalarının oluşturulabilmesi için hangi ülke ekonomisinin faiz oranlarını da dikkate almaları gerektiği konusunda bilgi sahibi olabilmektedirler.

¹ Doç. Dr., Yüzüncü Yıl Üniversitesi, onderbuber@gmail.com

² Dr. Öğr. Üyesi, Yüzüncü Yıl Üniversitesi, celalkzldere@gmail.com

Bu çalışmanın amacı ABD, Kanada, Fransa, İtalya, İngiltere, Polonya, Macaristan, Çekya, G.Kore ve Kolombiya'dan oluşan 10 adet ülke ekonomisine ait uzun vadeli faiz oranları arasındaki uzun dönemli ilişkinin rejim değişimini dikkate alan koentegrasyon testleri ile incelenmesidir.

Çalışmanın literatüre katkısı ise şu şekilde ifade edilebilir. Öncelikle, daha önce ifade edildiği gibi, ilgili literatürün uluslararası portföy çeşitlendirmesi konusunda oldukça baskın bir şekilde hisse senedi ve döviz piyasalarına odaklandığı görülmektedir. Bu çalışmada ise faiz oranları üzerinde durulmuştur. İkinci olarak, bu çalışmada 10 ülke için toplamda 90 kez koentegrasyon analizi yapılmış ve uzun dönem parametre tahmininde 3 farklı tahminciden yararlanılmıştır. Böylece, farklı yaklaşımlara karşı dirençli sonuçlar elde edilmeye çalışılmıştır. Son olarak da değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki analizinde rejim değişimine izin veren Gregory ve Hansen (1996) koentegrasyon testinden yararlanılmıştır. Böylece, incelenen dönemdeki olası yapısal değişimler dikkate alınarak değişkenler arasındaki ilişki incelenmiştir.

Veri ve Metodoloji

Çalışma Ocak 2003 ile Haziran 2019 dönemini kapsamakta ve aylık verilerden oluşmaktadır. Çalışma kapsamında ABD, Kanada, Fransa, İtalya, İngiltere, Polonya, Macaristan, Çekya, G. Kore ve Kolombiya'dan oluşan 10 ülke ekonomisi incelenmiştir. Çalışmada uzun dönem faiz oranlarını temsilen 10 yıl vadeli devlet tahvili faiz oranları kullanılmıştır. Tüm veriler OECD veri tabanından temin edilmiştir. Çalışmada aylık verileri kullanılmasının temel nedeni OECD veri tabanında faiz oranlarına ilişkin en yüksek frekansın aylık olmasıdır. Çalışmanın başlangıç yılının 2003 yılı olmasının temel nedeni ise verilere ulaşılabilirlik özelliğidir. Çünkü örneğin Kolombiya gibi gelişen piyasa ekonomilerine ait veriler 2003 yılından başlamaktadır.

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki analizinde her biri iki değişkenli modeller olacak şekilde Denklem (1) ve (2)'de gösterilen modeller kullanılmıştır.

$$\text{faiz}_t = c + \beta_1 \text{diğer ülke faizi}_t + \theta_t \quad (1)$$

$$\text{diğer ülke faizi}_t = w + \beta_2 \text{faiz}_t + \delta_t \quad (2)$$

Burada, faiz ilgili ülke ekonomilerinden herhangi birinin faiz oranlarını; diğer ülke faizi çalışma kapsamındaki diğer ülke ekonomilerinden herhangi birine ait faiz oranını; β_1 ve β_2 uzun dönem katsayılarını; c ve w sabit terimleri; θ_t ve δ_t ise hata terimlerini ifade etmektedir.

Çalışmada, Denklem (1) ve (2) kapsamında bağımlı ve bağımsız değişkenlerin yeri değiştirilerek iki ayrı model yapısının kullanılmasının temel nedeni farklı yaklaşımlara karşı dirençli sonuçlar elde etme çabasıdır.

Çalışmada, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki analizinde hem Denklem (1) hem de Denklem (2) kapsamında öncelikle Engle-Granger (1987) koentegrasyon testinden yararlanılmıştır. Engle-Granger (1987) koentegrasyon testi Denklem (1) ve (2) kapsamındaki modellere en küçük kareler yönteminin uygulanmasının ardından elde edilen hata terimlerinin “none” formunda durağanlığının incelenmesi esasına dayanan bir testtir. Fakat, bu testin bazı dezavantajları bulunmaktadır. Örneğin, bu test modeldeki olası yapısal kırılmaları dikkate almamaktadır. Bu nedenle de özellikle “değişkenler arasında koentegre bir ilişki yoktur” şeklinde ifade edilen Ho hipotezinin reddedilememesi yönünde yanlış sonuçlar üretebilmektedir (Perron, 1989; Banerjee ve Carrion-i Silvestre, 2013). Halbuki, bu çalışmada incelenen dönemin uzunluğu (2003-2019) ve 2007-2008 yılında ABD merkezli olarak başlayan küresel finans krizi dikkate alındığında modellerde yapısal değişimler meydana gelmiş olabilir. Bu nedenle çalışmada Denklem (1) ve (2) kapsamında Gregory ve Hansen (1996) yapısal kırılmalı koentegrasyon testinden de yararlanılmıştır. Gregory ve Hansen (1996) koentegrasyon testi modelin sabit terimde kırılma (C), trend bileşeni içeren modelin sabit teriminde kırılma (C/T), modelin sabit terim ve eğim parametresinde kırılma (ki bu model rejim değişimine izin veren modeldir) (C / S) ile modelin sabit terim, eğim parametresi ve trend bileşeninde kırılma (C / S / T) formlarını dikkate alabilen bir koentegrasyon testidir.

Çalışmada, Gregory ve Hansen (1996) testi sabit terim ve eğim parametresinde yapısal kırılma (C/S) formu dikkate alınarak uygulanmıştır. Bunun temel nedeni bu model yapısının konumuz açısından asıl önemli olan uzun dönem katsayısında yaşanan olası değişimi dikkate alıyor olmasıdır. Bilindiği gibi normalde C/ S/ T model yapısı da uzun dönem katsayısındaki değişimi dikkate alabilen bir model yapısıdır. Fakat, bu modelde uzun dönem denklemine trend bileşeni de dahil etmektedir. Halbuki, literatürde çoğu durumda uzun dönem parametreleri tahmin edilirken modellere herhangi bir trend bileşeni dahil edilmemektedir. Bu nedenle bu çalışmada C/S model yapısı üzerinde durulmuş ve diğer model yapılarına ilişkin analizler daha sonraki çalışmalara bırakılmıştır.

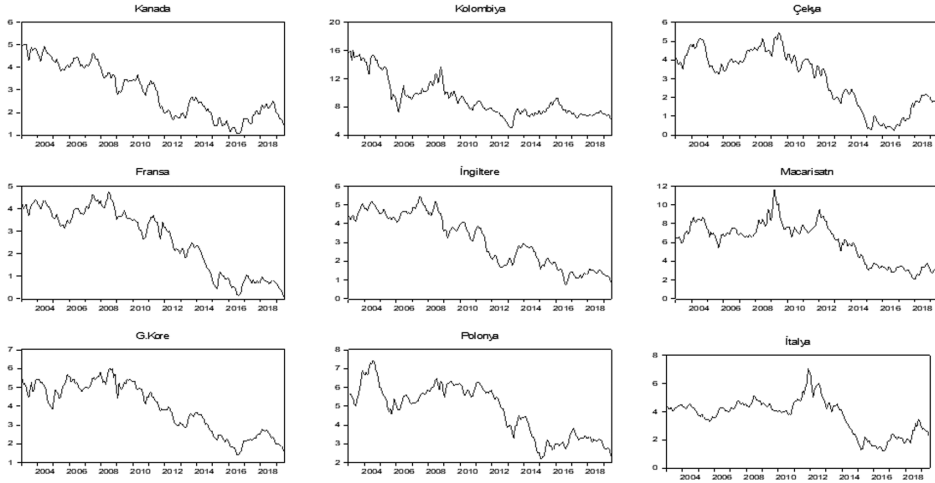
Bu kapsamda, çalışmada toplam 10 ülke bulunduğundan ve ülkeler arasındaki uzun dönemli ilişki hem Denklem (1) hem de Denklem (2) kapsamındaki iki değişkenli model yapıları dikkate alınarak incelendiğinden çalışmada her bir koentegrasyon testi (Engle-Granger, 1987 ile Gregory ve Hansen, 1996) için 90 defa değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığı incelenmiştir.

Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olması durumunda uzun dönem parametrelerinin tahmin edilmesi gerekmektedir. Çalışmada bu amaçla öncelikle en küçük kareler (ordinary least squares, OLS) yönteminden yararlanılmıştır.

Çünkü, Stock (1987) koentegre ilişkinin varlığı durumunda OLS tahmincisinin tutarlı parametre tahminleri sunduğunu ifade etmiştir. Fakat, alternatif olarak Stock ve Watson (1993) dinamik en küçük kareler (Dynamic ordinary least squares, DOLS) tahmincisini; Phillips ve Hansen (1990) ise tam uyarlanmış en küçük kareler (Fully modified ordinary least squares, FMOLS) tahmincisini tavsiye etmişlerdir. Çalışmada farklı yaklaşımlara karşı dirençli (robust) sonuçlar elde edebilmek amacıyla her üç parametre tahmincisinden de yararlanılmıştır.

Bulgular

Çalışmada kullanılan değişkenlere ilişkin seriler Grafik 1'de sunulmuştur. Grafik 1 incelendiğinde tüm ülkelerin uzun vadeli faiz oranlarının aşağı yönlü belirgin bir trend izlediği anlaşılmaktadır. Değişkenlere ilişkin betimleyici istatistikler incelendiğinde ise (Tablo 1) ilgili dönemde ortalama bazda en yüksek getiri oranlarını sırasıyla Kolombiya (% 9.2) ve Macaristan'ın (%6.09) en düşük getiri oranlarını ise sırasıyla Fransa (%2.64), Kanada (%2.96) ve Çekya'nın (%2.968) sunduğu anlaşılmaktadır.



Grafik 1. Uzun Vadeli Faiz Oranı Serileri

Tablo 1: Faiz Oranlarına İlişkin Betimleyici İstatistikler (%)

Ülkeler	Ortalama	Maksimum	Minimum	Std.sapma
ABD	3.156	5.11	1.5	1.009
Fransa	2.641	4.734	0.08	1.412
İtalya	3.699	7.057	1.176	1.241
İngiltere	3.133	5.432	0.742	1.387
Kanada	2.960	5.052	1.043	1.153

Polonya	4.774	7.44	2.196	1.362
Çekya	2.968	5.45	0.25	1.512
Macaristan	6.090	11.65	2.06	2.138
Kolombiya	9.202	16.06	5.086	2.727
G.Kore	3.917	6.03	1.401	1.319

Ayrıca, genel olarak gelişen ülke ekonomilerinin gelişmiş ülke ekonomilerine göre daha yüksek bir ortalama getiri sunduğu anlaşılmaktadır.

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki analizine geçmeden önce serilerin tamamının birinci dereceden bütünleşik olup olmadıklarının birim kök testleri ile incelenmesi gerekmektedir. Çalışmada bu amaçla Phillips-Perron (PP) birim kök testinden yararlanılmıştır. Grafik 1’de sunulan değişkenler aşağı yönlü belirgin bir trend izlediğinden PP birim kök testi uygulanırken trendli model spesifikasyonu dikkate alınmıştır. Bu kapsamda elde edilen bulgular Tablo 2’de sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde % 5 anlamlılık düzeyinde serilerin düzey değerlerinde duran olmadıkları serilerin birinci farkları alındığında ise serilerin durağan hale geldikleri anlaşılmaktadır. Bu da serilerin birinci dereceden bütünleşik yani I (1) oldukları anlamına gelmektedir.

Tablo 2: Phillips-Perron Birim Kök Testi Sonuçları (C / T)

Ülkeler	Düzy	Birinci fark
ABD	0.2508	0.0000*
Fransa	0.3781	0.0000*
İtalya	0.7679	0.0000*
İngiltere	0.1133	0.0000*
Kanada	0.2664	0.0000*
Polonya	0.3514	0.0000*
Çekya	0.5879	0.0000*
Macaristan	0.3582	0.0000*
Kolombiya	0.2360	0.0000*
G.Kore	0.3977	0.0000*

*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Verilen değerler olasılık değerleridir.

Engle-Granger (1987) koentegrasyon testi sonuçları Tablo 3’te sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde toplam 90 durumun sadece 11 tanesinde değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşıldığı anlaşılmaktadır. Aralarında koentegre ilişki bulunan ülke grupları ise Çekya / G.Kore, Fransa /

Tablo 3. Engle-Granger (1987) Koentegrasyon Testi Sonuçları

Model	t ist.	Model	t ist.
Kanada / Kolombiya	-2.112	Kolombiya / Kanada	-2.699
Kanada / Çekya	-2.269	Çekya / Kanada	-2.539
Kanada / Fransa	-2.284	Fransa / Kanada	-1.561
Kanada / İngiltere	-2.845	İngiltere / Kanada	-2.373
Kanada / Macaristan	-2.557	Macaristan / Kanada	-2.230
Kanada / İtalya	-1.953	İtalya / Kanada	-1.759
Kanada / G.Kore	-2.186	G.Kore / Kanada	-1.840
Kanada / Polonya	-2.198	Polonya / Kanada	-1.589
Kanada / ABD	-2.776	ABD / Kanada	-2.767
Kolombiya / Çekya	-2.641	Çekya / Kolombiya	-1.626
Kolombiya / Fransa	-2.583	Fransa / Kolombiya	-1.244
Kolombiya/ İngiltere	-3.002	İngiltere / Kolombiya	-1.923
Kolombiya/Macaristan	-2.900	Macaristan/Kolombiya	-1.831
Kolombiya / İtalya	-2.302	İtalya / Kolombiya	-1.486
Kolombiya / G. Kore	-2.777	G. Kore / Kolombiya	-1.391
Kolombiya / Polonya	-2.755	Polonya / Kolombiya	-1.752
Kolombiya / ABD	-2.720	ABD / Kolombiya	-2.436
Çekya / Fransa	-2.092	Fransa / Çekya	-1.275
Çekya / İngiltere	-2.168	İngiltere / Çekya	-1.961
Çekya / Macaristan	-2.280	Macaristan / Çekya	-2.260
Çekya / İtalya	-1.881	İtalya / Çekya	-1.766
Çekya / G. Kore	-3.05*	G.Kore / Çekya	-2.917
Çekya / Polonya	-1.943	Polonya / Çekya	-1.758
Çekya / ABD	-1.814	ABD / Çekya	-2.234
Fransa / İngiltere	-1.933	İngiltere / Fransa	-2.049
Fransa / Macaristan	-3.19*	Macaristan / Fransa	-3.42*
Fransa / İtalya	-1.493	İtalya / Fransa	-2.053
Fransa / G.Kore	-3.28*	G.Kore / Fransa	-3.39*
Fransa / Polonya	-2.456	Polonya / Fransa	-2.480
Fransa / ABD	-0.807	ABD / Fransa	-1.674
İngiltere/ Macaristan	-2.333	Macaristan / İngiltere	-2.508
İngiltere / İtalya	-1.389	İtalya / İngiltere	-1.837
İngiltere / G.Kore	-2.574	G. Kore / İngiltere	-2.668
İngiltere / Polonya	-1.989	Polonya / İngiltere	-2.076
İngiltere / ABD	-1.447	ABD / İngiltere	-2.029

Macaristan / İtalya	-3.11*	İtalya / Macaristan	-3.21*
Macaristan / G. Kore	-3.07*	G. Kore / Macaristan	-2.91*
Macaristan/ Polonya	-3.33*	Polonya / Macaristan	-3.25*
Macaristan / ABD	-1.726	ABD / Macaristan	-2.164
İtalya / G. Kore	-1.879	G. Kore / İtalya	-1.618
İtalya / Polonya	-1.878	Polonya / İtalya	-1.460
İtalya / ABD	-1.491	ABD / İtalya	-1.801
G. Kore / Polonya	-2.601	Polonya / G. Kore	-2.664
G. Kore / ABD	-1.536	ABD / G.Kore	-1.984
Polonya / ABD	-1.355	ABD / Polonya	-1.999

Maksimum gecikme 12 olacak şekilde optimal gecikme SIC kriterine göre belirlenmiştir. *, ** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

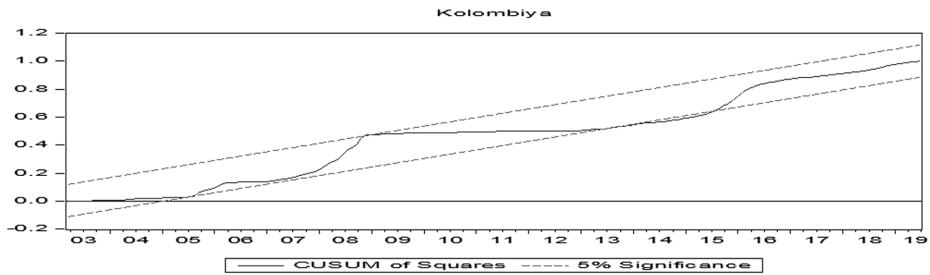
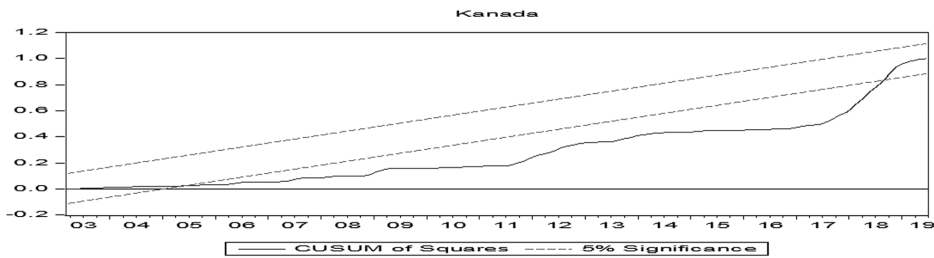
Macaristan, Fransa/G.Kore, Macaristan / İtalya, Macaristan / G.Kore, Macaristan / Polonya, Macaristan / Fransa, G.Kore/ Fransa, İtalya / Macaristan, G.Kore / Macaristan, Polonya / Macaristan ülke gruplarından oluşmaktadır. Dolayısıyla, bulgular oldukça baskın bir şekilde (yaklaşık % 88 oranında) değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığı sonucuna işaret etmektedir. Daha önce ifade edildiği gibi bu durumun bir sebebi olası yapısal kırılmaların dikkate alınmamış olması olabilir. Çünkü, olası yapısal kırılmaların dikkate alınmaması koentegre ilişki olmadığını ifade eden Ho hipotezinin reddedilememesi yönünde yanlış sonuçlar elde edilmesine yol açabilmektedir (Perron, 1989; Banerjee ve Carrion-i Silvestre, 2013). Bu nedenle çalışmanın bundan sonraki kısmında olası yapısal değişimler dikkate alınarak analizler yinelenmiştir. Fakat yapısal kırılmalı analizlere geçmeden önce serilerin yapısal değişimler içerip içermediğinin incelenmesi gerekmektedir. Çalışmada bu amaçla Bai ve Peron (1998, 2003) yapısal kırılma testi ile Brown, Durbin ve Evans (1975) tarafından geliştirilen CUSUM SQ test istatistiğinden yararlanılmıştır. Grafik 1 değişkenlerin hem sabit terim hem de trend bileşenlerinde yapısal değişimler olabileceğine işaret ettiğinden Bai ve Peron (1998, 2003) yapısal kırılma testi ile CUSUM SQ test istatistiği bu durum dikkate alınarak uygulanmıştır. Bu kapsamda elde edilen bulgular Tablo 4 ve Grafik 2’de sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde Bai ve Perron (1998, 2003) testine ait UDmax ve WDmax test istatistiklerinin her ikisinin de %5 anlamlılık düzeyinde “serilerin sabit terim ve trend bileşenlerinde” yapısal değişimler olmadığını ifade eden Ho hipotezini reddettiği anlaşılmaktadır. Bu bulgu da çalışma kapsamında incelenen tüm serilerin hem sabit terim hem de trend bileşenlerinde yapısal kırılmalar olduğu anlamına gelmektedir. Nitekim, Grafik 2’de sunulan CUSUM SQ test istatistiğine ait sonuçların da benzer bulgulara işaret ettiği anlaşılmaktadır.

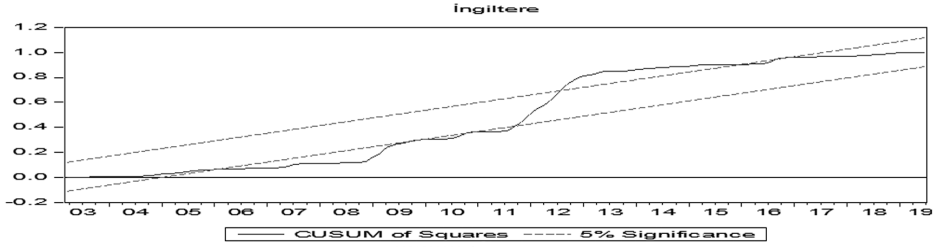
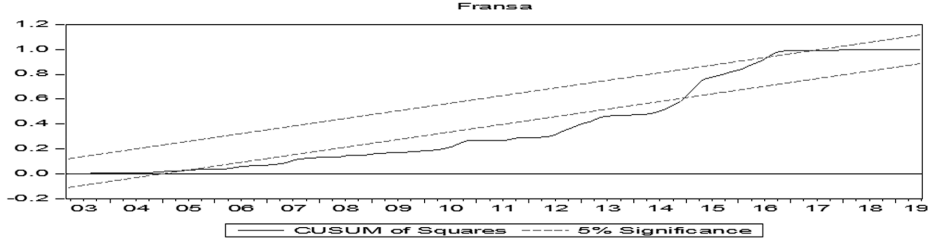
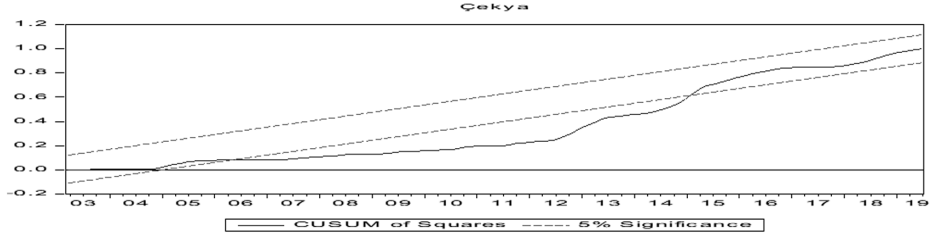
Serilerin yapısal kırılmalar içerdiği bulgusuna ulaşıldıktan sonra serilerin durağanlık özellikleri incelenirken bu yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testlerinin kullanılması gerekmektedir. Bu amaçla çalışmada Zivot-Andrews (1992) yapısal kırılmalı birim kök testinden yararlanılmıştır. Daha önceki testler serilerin sabit terim ve trend bileşenlerinde yapısal değişimler olduğuna işaret ettiğinden Zivot-Andrews (1992) birim kök testi de bu durum dikkate alınarak uygulanmıştır. Bu kapsamda elde edilen sonuçlar Tablo 5'te sunulmuştur.

Tablo 4: Bai ve Perron (1998, 2003) Testi Sonuçları (C / T)

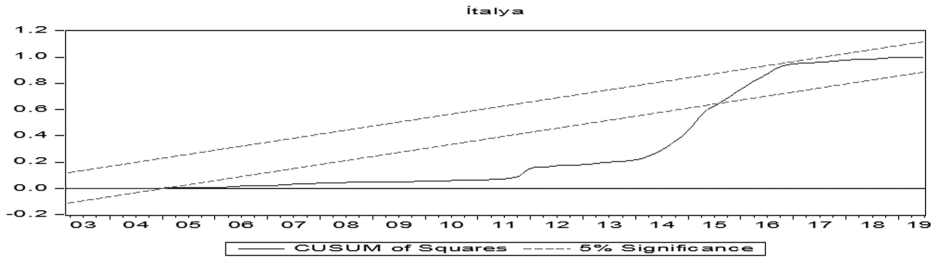
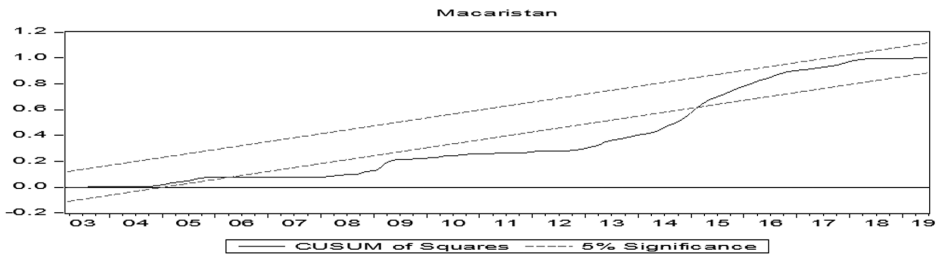
Ülkeler	UDmax	WDmax
ABD	49.62301*	97.29503*
Fransa	42.78262*	83.88318*
İtalya	85.04069*	110.6912*
İngiltere	15.67944*	25.01295*
Kanada	39.97723*	54.84914*
Polonya	67.48810*	120.9571*
Çekya	82.64402*	159.2715*
Macaristan	60.12408*	95.91422*
Kolombiya	68.99152*	135.27060*
G.Kore	64.83837*	97.14158*

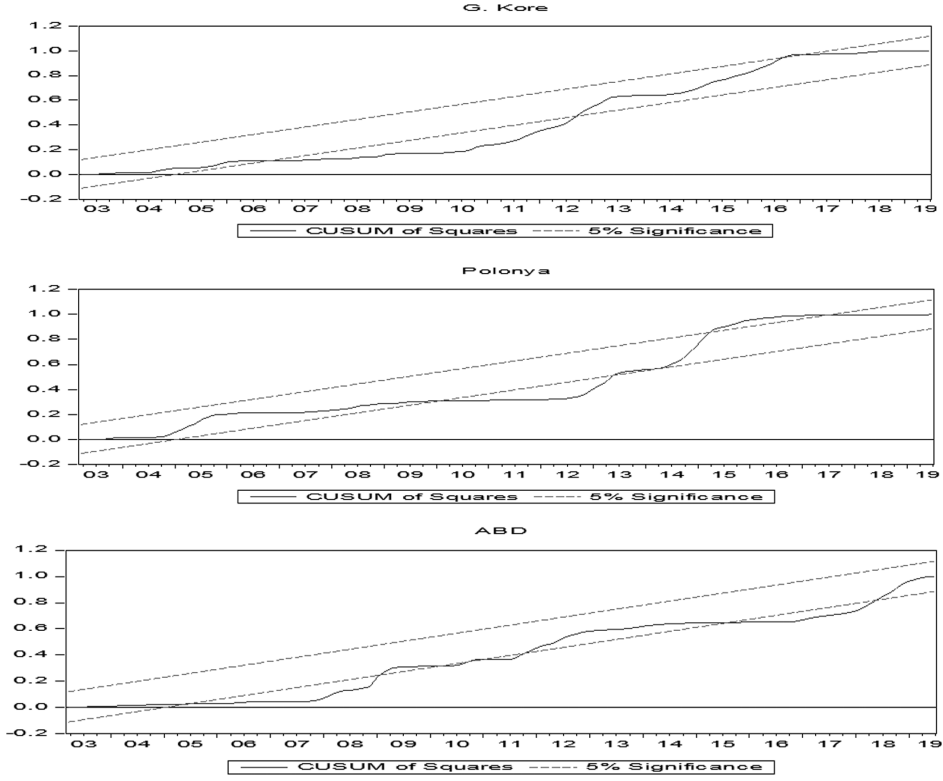
*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Triminaj 0.15 olarak belirlenmiştir. Maksimum yapısal kırılma sayısı 5 olarak alınmıştır. UD max ve WDmax test istatistiklerinin %5 anlamlılık düzeyindeki kritik tablo değerleri sırasıyla 11.70 ve 12.81'dir.





Grafik 2. CUSUM SQ Testi Sonuçları





Grafik 3. CUSUM SQ Testi Sonuçları

Bulgular incelendiğinde serilerin düzey değerlerinde durağan olmadıkları fakat serilerin birinci farkları alındığında tamamının durağan hale geldikleri anlaşılmaktadır. Bu bulgular da serilerin yapısal kırılmalar altında da I (1) oldukları anlamına gelmektedir. Bu bulgu da çalışma kapsamındaki değişkenlerin Gregory ve Hansen (1996) koentegrasyon testi kapsamında kullanılabileceği anlamına gelmektedir.

Tablo 5: Zivot-Andrews (1992) Birim Kök Testi Sonuçları

Ülkeler	Düzey	Birinci fark
ABD	-4.607	-11.324*
Fransa	-4.434	-10.306*
İtalya	-3.896	-12.362*
İngiltere	-4.601	-10.091*
Kanada	-4.586	-11.374*
Polonya	-3.897	-10.363*

Çekya	-3.253	-11.246*
Macaristan	-3.717	-12.001*
Kolombiya	-3.702	-11.597*
G.Kore	-3.683	-12.844*
Kritik tablo değerleri	%1 %5 %10	
	-5.57 -5.08 -4.82	

*, %10 veya daha iyi bir anlamlılık düzeyini göstermektedir. Triminaj 0.15 olarak belirlenmiştir. Maksimum gecikme uzunluğu 12 olacak şekilde optimal gecikme uzunluğu SIC kriteri ile belirlenmiştir.

Fakat, bu aşamaya kadarki analizler değişkenlerin yapısal kırılmalar altındaki özellikleri konusunda gerekli bilgileri sunmakla birlikte bu değişkenlerin bir araya getirilmesi ile oluşturulan ve Denklem (1) ile (2)'de gösterilen modellerde C/S (rejim değişimi) formunda bir yapısal değişim olup olmadığı konusunda herhangi bir bilgi sunmamaktadır. Bu nedenle bu noktada Bai ve Perron (1998, 2003) testi Denklem (1) ve (2)'de C/S formunda yapısal değişimler olup olmadığının tespiti amacıyla tekrar uygulanmış ve bu kapsamda elde edilen bulgular Tablo 6'da sunulmuştur³. Bulgular incelendiğinde %10 veya daha iyi bir anlamlılık düzeyinde WDmax test istatistiğinin toplam 90 durumun tamamında modellerde bir rejim değişimi olduğu sonucuna işaret ettiği anlaşılmaktadır. UDmax test istatistiği de toplam 90 durumun 88 tanesinde benzer bir bulguya işaret etmekle birlikte sadece Çekya / G.Kore ile İtalya / G.Kore ülke grupları için herhangi bir rejim değişimi olmadığı sonucuna işaret etmektedir. Bu nedenle Çekya / G.Kore ve İtalya / G.Kore ülke grupları için CUSUM SQ test istatistiğinden de yararlanılmıştır. Bu kapsamda elde edilen bulgular incelendiğinde⁴ CUSUM SQ test istatistiğinin de ilgili model spesifikasyonlarında bir rejim değişimi olduğu sonucuna işaret ettiği anlaşılmaktadır. Bu nedenle çalışma kapsamındaki tüm modellerde rejim değişimi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Rejim değişim formu dikkate alınarak uygulana Gregory ve Hansen (1996) ko-integrasyon testine ait sonuçlar Tablo 7'de sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde ADF ve / veya Zt test istatistiğine göre toplam 90 durumun sadece 15 tanesinde değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşıldığı anlaşılmaktadır. Bir diğer ifade ile toplam durumun yaklaşık % 83'ünde değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Aralarında uzun

³ Bu aşamadan sonraki analizlerde yer kısıtı nedeniyle tablolarda ABD, Kanada, Fransa, İtalya, İngiltere, Polonya, Macaristan, Çekya, G. Kore ve Kolombiya için sırasıyla usa, can, fra, ita, gbr, pol, hun, cze, kor ve col kısaltmaları kullanılmıştır.

⁴ Yer kısıtı nedeniyle sonuçlar burada gösterilmemiştir. Yazarlardan talep edilmesi halinde temin edilebilir.

dönemli ilişki bulunan ülke grupları ise Polonya / Kolombiya, Polonya/ Macaristan, ABD / Macaristan, G.Kore/ Macaristan, G.Kore/ İtalya, Kanada / İngiltere, Kolombiya / Polonya, Çekya/ İtalya, Fransa/ Macaristan, İngiltere / Macaristan, İtalya / Kanada, İtalya / ABD, Macaristan / Kolombiya, Macaristan / Fransa ve Macaristan / İngiltere ülke gruplarından oluşmaktadır.

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

Ülkeler	UDmax	WDmax	Ülkeler	UDmax	WDmax
can / col	149.94*	293.98*	Gbr / can	215.19*	357.24*
can / cze	71.74*	140.65*	Gbr/ col	67.48*	132.32*
can / fra	67.00*	131.37*	Gbr / cze	72.45*	142.05*
can / gbr	38.87*	76.22*	Gbr / fra	24.30*	47.65*
can / hun	83.64*	142.79*	Gbr/ hun	131.14*	257.12*
can / ita	227.22*	445.51*	Gbr / ita	101.28*	198.57*
can /kor	45.44*	65.48*	Gbr / kor	47.50*	72.41*
can /pol	72.85*	142.84*	Gbr / pol	90.01*	176.48*
can / usa	52.21*	102.36*	Gbr/ usa	296.01*	380.01*
Col / can	89.82*	176.10*	Hun/ can	38.99*	76.46*
Col / cze	100.88*	138.41*	Hun / col	57.24*	95.65*
Col / fra	92.63*	159.09*	Hun / cze	35.49*	47.96*
Col / gbr	45.16*	87.35*	Hun / fra	15.36*	30.12*
Col/ hun	63.20*	123.92*	Hun/gbr	75.46*	120.38*
Col / ita	84.68*	128.15*	Hun/ita	79.07*	101.52*
Col / kor	61.01*	82.64*	Hun/ kor	18.48*	36.23*
Col / pol	99.78*	195.64*	Hun/pol	28.29*	55.48*
Col / usa	106.21*	157.59*	Hun/usa	83.51*	114.58*
Cze / can	56.24*	110.27*	İta / can	56.52*	110.83*
Cze / col	260.15*	510.08*	İta / col	88.01*	120.07*
Cze / fra	27.13*	37.63*	İta/cze	35.06*	66.45*
Cze / gbr	67.32*	131.99*	İta / fra	107.97*	211.69*
Cze / hun	230.74*	452.41*	İta / gbr	28.64*	56.15*
Cze / ita	76.11*	149.23*	İta/ hun	69.87*	125.18*
Cze / kor	7.871	15.432*	İta/kor	9.12	12.15**
Cze / pol	63.19*	107.85*	İta/pol	23.18*	34.18*
Cze / usa	58.09*	68.34*	İta/usa	38.36*	53.64*
Fra / can	54.86*	97.53*	kor/can	65.17*	127.79*
Fra / col	158.62*	311.01*	Kor/ col	90.18*	162.67*
Fra / cze	18.63*	36.52*	Kor/cze	12.42*	24.12*

Fra / gbr	64.84*	103.43*	Kor/fra	13.23*	22.09*
Fra / hun	137.33*	236.57*	Kor/gbr	14.46*	27.12*
Fra / ita	368.79*	723.08*	Kor/hun	54.04*	105.96*
Fra / kor	24.65*	48.33*	Kor/ita	46.35*	90.88*
Fra / pol	49.96*	79.09*	Kor/pol	56.88*	56.88*
Fra / usa	94.53*	135.60*	Kor/usa	63.12*	81.03*
Pol/can	65.55*	105.77*	Usa/can	33.09*	47.79*
Pol / col	160.28*	255.69*	Usa/col	78.01*	152.95*
Pol/cze	34.62*	67.89*	Usa/cze	96.10*	153.31*
Pol/fra	30.40*	59.62*	Usa/fra	47.97*	94.06*
Pol/gbr	48.40*	94.91*	Usa/gbr	31.45*	54.19*
Pol/hun	39.41*	77.26*	Usa/hun	69.25*	135.78*
Pol/ita	29.81*	58.45*	Usa/ita	175.25*	343.62*
Pol/kor	23.20*	45.49*	Usa/kor	40.34*	66.44*
Pol/usa	81.94*	160.65*	Usa/pol	93.08*	182.49*

*,** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Triminaj 0.15 maksimum yapısal kırılma sayısı ise 5 olarak belirlenmiştir.

Dolayısıyla, mevcut bulgular uzun vadeli tahvil piyasalarının önemli oranda uluslararası portföy çeşitlendirmesine imkan verdiğine işaret etmektedir. Bu kapsamda mevcut bulgular uluslararası tahvil piyasalarına yatırım yapmak isteyen yatırımcıların hangi kombinasyonları seçerek portföy çeşitlendirmesinden yararlanabilecekleri konusunda önemli bilgiler sunmaktadır.

Tablo 7: Gregory ve Hansen (1996) Koentegrasyon Testi Sonuçları

Ülkeler	ADF	Zt	Za	Ülkeler	ADF	Zt	Za
can / col	-3.55	-3.73	-23.5	Gbr / can	-4.59	-4.12	-20.5
can / cze	-4.64	-4.62	-31.8	Gbr/ col	-3.25	-3.65	-18.3
can / fra	-3.39	-3.59	-17.9	Gbr / cze	-3.14	-3.57	-17.6
can / gbr	-4.86	-4.18	-22.7	Gbr / fra	-3.15	-3.68	-16.8
can / hun	-4.12	-4.34	-26.1	Gbr/hun	-4.03	-4.80	-27.2
can / ita	-3.84	-4.23	-23.0	Gbr / ita	-3.58	-4.17	-23.8
can / kor	-4.59	-4.49	-31.9	Gbr / kor	-4.17	-4.54	-29.9
can / pol	-3.96	-4.06	-24.4	Gbr / pol	-3.46	-3.95	-19.5
can / usa	-4.24	-3.83	-24.2	Gbr/ usa	-3.52	-3.63	-21.9
Col / can	-4.08	-3.99	-27.5	Hun/ can	-4.47	-4.16	-29.9
Col / cze	-3.90	-3.83	-26.0	Hun/ col	-4.70	-4.30	-29.0
Col / fra	-4.00	-4.07	-27.8	Hun / cze	-4.30	-4.34	-30.7

Col / gbr	-4.46	-4.41	-34.7	Hun/ fra	-5.01	-5.30	-39.9
Col/ hun	-4.05	-4.12	-22.4	Hun/gbr	-4.72	-4.54	-33.4
Col / ita	-3.35	-3.56	-20.4	Hun/ita	-4.28	-4.33	-29.3
Col / kor	-4.22	-4.14	-30.8	Hun/ kor	-4.34	-4.18	-28.0
Col / pol	-5.11	-4.43	-24.4	Hun/pol	-4.49	-4.50	-31.5
Col / usa	-4.49	-4.64	-36.9	Hun/usa	-4.60	-4.23	-29.9
Cze / can	-4.19	-4.07	-27.9	İta / can	-4.71	-4.92	-37.6
Cze / col	-4.31	-4.34	-26.9	İta / col	-3.86	-4.21	-28.5
Cze / fra	-3.66	-3.70	-22.2	İta/cze	-3.93	-4.37	-29.9
Cze / gbr	-3.14	-3.20	-15.6	İta / fra	-4.02	-4.38	-29.5
Cze / hun	-3.43	-3.70	-20.8	İta / gbr	-3.87	-4.16	-26.8
Cze/ ita	-4.51	-4.93	-35.1	İta/ hun	-4.16	-4.48	-30.0
Cze / kor	-3.65	-4.15	-23.9	İta/kor	-3.93	-4.12	-26.9
Cze / pol	-3.25	-3.59	-22.8	İta/pol	-3.72	-3.96	-24.1
Cze / usa	-3.86	-4.05	-26.4	İta/usa	-4.57	-4.90	-37.2
Fra / can	-3.31	-3.40	-19.2	kor/can	-3.97	-4.19	-30.6
Fra / col	-3.44	-3.72	-24.5	Kor/ col	-3.47	-3.85	-25.3
Fra / cze	-3.75	-3.85	-24.2	Kor/cze	-4.28	-4.09	-24.7
Fra / gbr	-3.94	-4.13	-26.5	Kor/fra	-4.31	-4.57	-35.1
Fra/ hun	-4.92	-5.07	-34.8	Kor/gbr	-4.00	-4.17	-30.3
Fra / ita	-4.17	-4.61	-31.2	Kor/hun	-4.36	-4.87	-33.3
Fra / kor	-3.64	-3.96	-27.3	Kor/ita	-4.35	-4.84	-35.7
Fra / pol	-3.61	-3.62	-24.6	Kor/pol	-4.14	-4.30	-30.0
Fra / usa	-3.02	-3.31	-19.3	Kor/usa	-3.19	-3.17	-19.4
Pol/can	-3.73	-4.09	-22.9	Usa/can	-4.11	-4.60	-34.0
Pol / col	-4.75	-4.87	-26.3	Usa/col	-4.33	-4.37	-28.8
Pol/cze	-3.61	-3.74	-25.5	Usa/cze	-4.43	-4.68	-31.1
Pol/fra	-3.29	-3.71	-19.0	Usa/fra	-3.85	-4.02	-23.3
Pol/gbr	-3.62	-4.07	-21.1	Usa/gbr	-3.66	-3.78	-25.2
Pol/hun	-3.98	-4.82	-27.3	Usa/hun	-4.77	-4.76	-33.9
Pol/ita	-3.68	-4.18	-23.4	Usa/ita	-4.19	-4.63	-27.9
Pol/kor	-3.96	-4.30	-23.5	Usa/kor	-4.23	-4.37	-28.0
Pol/usa	-3.62	-4.12	-22.8	Usa/pol	-4.21	-4.59	-27.7

*, %10 veya daha iyi bir anlamlılık düzeyini göstermektedir. Triminaj 0.15 alınmıştır. ADF ve Zt test istatistiğinin %5 ve%10 anlamlılık düzeyindeki kritik tablo değerleri sırasıyla -4.95 ve -4.68 iken Za test istatistiğinin %5 ve%10 anlamlılık düzeyindeki kritik tablo değerleri sırasıyla -47.04 ve -41.85'tir.

Aralarında uzun dönemli ilişki bulunan ülke grupları için uzun dönem parametrelerinin tahmin edilmesi gerekmektedir. Çalışmada bu amaçla ilgili 15 ülke grubu için OLS, DOLS ve FMOLS yöntemleri kullanılarak uzun dönem parametreleri tahmin edilmiş ve bu kapsamda elde edilen sonuçlar Tablo 8’de sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde her durumda uzun dönem katsayılarının pozitif ve istatistikî olarak anlamlı olduğu anlaşılmaktadır. Ayrıca, OLS, DOLS ve FMOLS tahmincileri de birbirine oldukça yakın sonuçlara işaret etmektedir. Bu da elde edilen bulguların güvenilirliğini artırmaktadır.

Tablo 8: Uzun Dönem Parametre Tahmin Sonuçları

	OLS	FMOLS	DOLS
Pol/col	0.334*[0.000]	0.346*[0.000]	0.347*[0.000]
Pol/hun	0.579*[0.000]	0.586*[0.000]	0.581*[0.000]
Usa/hun	0.222*[0.000]	0.225*[0.000]	0.219*[0.000]
Kor/hun	0.504*[0.000]	0.519*[0.000]	0.507*[0.000]
Kor/ita	0.729*[0.000]	0.751*[0.000]	0.732*[0.000]
Can/gbr	0.786*[0.000]	0.779*[0.000]	0.777*[0.000]
Col/pol	1.341*[0.000]	1.328*[0.000]	1.310*[0.000]
Cze/ita	0.934*[0.000]	0.954*[0.000]	0.943*[0.000]
Fra/hun	0.576*[0.000]	0.590*[0.000]	0.582*[0.000]
Gbr/hun	0.467*[0.000]	0.481*[0.000]	0.471*[0.000]
Hun/col	0.393*[0.000]	0.407*[0.000]	0.409*[0.000]
Hun/fra	1.322*[0.000]	1.359*[0.000]	1.354*[0.000]
Hun/gbr	1.109*[0.000]	1.156*[0.000]	1.134*[0.000]
İta/can	0.548*[0.000]	0.553*[0.000]	0.553*[0.000]
İta/usa	0.424*[0.000]	0.443*[0.000]	0.430*[0.000]

*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Köşeli parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir.

DEĞERLENDİRME VE SONUÇ

Bu çalışmada beş gelişmiş (ABD, Kanada, Fransa, İtalya, İngiltere) beş gelişen (Polonya, Macaristan, Çekya, G.Kore, Kolombiya) ülke ekonomisine ait uzun vadeli faiz oranları arasındaki uzun dönemli ilişki incelenmiştir. Uzun dönemli ilişki analizinde öncelikle Engle-Granger (1987) koentegrasyon testinden yararlanılmıştır. Ardından, değişkenlere ve modellere uygulanan Bai ve Perron (1998,2003) testinin değişkenlerde yapısal kırılmalar modellerde ise rejim değişiminin bulunduğu sonucuna işaret etmesi nedeniyle bu hususlar dikkate alınarak analizler Gregory ve Hansen (1996) koentegrasyon testi kullanılarak yinelenmiş-

tir. Uzun dönem parametrelerinin tahmininde ise OLS, DOLS ve FMOLS tahmincilerinden yararlanılmıştır.

Çalışma bulguları analizlerde daha etkin sonuçlara ulaşılabilmesi için serilerin ve modellerin karakteristik özelliklerini dikkate alan testlerin kullanılması-
nın önemli olduğuna işaret etmektedir. Bir diğer ifade ile eğer serilerde ve / veya modellerde yapısal değişimler söz konusu ise analizlerde bu değişimleri dikkate alan yaklaşımların kullanılmasının daha etkin sonuçlara ulaşılabilmesi açısından önemli olduğu anlaşılmaktadır. Bu nedenle Gregory ve Hansen (1996) koentegrasyon testi sonuçlarına göre toplam 90 durumdan sadece 15 tanesinde değişkenler arasında uzun dönemli pozitif bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu bulgu da uygulamaya dönük olarak iki önemli sonuca işaret etmektedir. Birincisi, uluslararası portföy çeşitlendirmesi açısından bakıldığında bulgular ilgili ülke tahvil piyasalarının oldukça önemli bir oranda (yaklaşık % 83) uluslararası portföy çeşitlendirmesine imkan verdiğine işaret etmektedir. Dolayısıyla, özellikle riskten kaçan (risk-averse) yatırımcılar için uluslararası tahvil piyasalarının etkin risk/ getiri bileşimi sunabileceği ifade edilebilir. Bu kapsamda mevcut bulgular uluslararası tahvil piyasalarına yatırım yapmak isteyen yatırımcıların hangi kombinasyonları seçerek portföy çeşitlendirmesinden yararlanabilecekleri konusunda önemli bilgiler sunmaktadır.

KAYNAKLAR

1. Bai, J. & Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 66, 47-78.
2. Bai, J. & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, 18, 1-22.
3. Banerjee, A. & Carrion-i Silvestre, J.L. (2013). Cointegration in panel data with structural breaks and cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 30, 1-23.
4. Brown, R.L., Durbin J. & Evans, J.M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society*, 37(2), 149-192.
5. Engle, R.F. & Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251-276.
6. Gregory A.W. & Hansen, B.E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.
7. Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shocks, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57, 1361-1401.
8. Phillips, P. C. B. & P. Perron. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika* 75, 335-346.
9. Phillips, P. CB. & Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *The Review of Economic Studies*, 57, 99-125.
10. Stock, J. H. (1987). Asymptotic properties of a least squares estimator of cointegration vectors. *Econometrica*, 55, 1035-1056.
11. Stock, J. H. & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 61(4), 783-820.
12. Zivot, E. & Andrews, D.W.K. (1992). Further evidence on the Great Crash, the oil price shocks, and unit root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, 251-270.