

Araştırma Makalesi / Research Article

BRICS-T ÜLKELERİNDE ÜLKE RİSKİNİN HİSSE SENEDİ RİSK PRİMİ ÜZERİNDEKİ ETKİSİ¹

Yusuf DEMİR*

Nuray TERZİ**

THE EFFECT OF COUNTRY RISK ON THE EQUITY RISK PREMIUM IN BRICS-T COUNTRIES

Öz

Ülke riski ekonomik, finansal ve politik risk kavramlarına ait değişkenler dikkate alınarak belirlenir. Yatırımcının tahvil ve hazine bonusu getirilerine göre daha değişken olan hisse senetlerine yatırım yaparak üstlendiği varsayılan bu risklerin karşılanması için gerekli olan ek getiri ve/veya riskin ödüllendirilmesi hisse senedi risk primini olarak tanımlanır. Hisse senedi risk priminin hem ülkedeki toplam riski göstermesi, hem de yatırım kararlarındaki öneminden hareketle yapılan bu çalışmada, bir ülkenin hisse senedi risk primine etki eden faktörlerin belirlenmesi amaçlanmıştır. Bu sebeple, BRICS-T ülkeleri için ekonometrik bir uygulama yapılarak ülkelerin hisse senedi risk primleri üzerinde ekonomik, finansal ve politik risk unsurlarının etkisi araştırılmıştır. Sonuç olarak, hisse senedi risk primi üzerinde, BRICS-T de hem Panel FMOLS test sonuçlarına göre hem de Panel DOLS test sonuçlarına göre finansal riskin daha etkili olduğu görülmüştür.

Anahtar Kelimeler: Ülke Riski, Hisse Senedi Risk Primi, Panel Analizi.

Abstract

The country risk is determined by taking into account the variables of economic, financial and political risk. Equity risk premium is defined as additional return in order to absorption of risk due to investing in more variable stocks than bonds and treasury bills. The aim of this study which is based on the importance of equity risk premium both in the country risk and in the investment decisions is to determine the factors which affect the equity risk premium of a country. For this reason, the effect of political, economic and financial risk factors on the equity risk premium of countries was investigated by applying econometric analysis on

¹ Bu çalışma “Uluslararası Finansa Hisse Senedi Risk Primi: Uluslararası Ekonomi Politik Bir İnceleme” isimli doktora tezinden türetilmiştir.

* Arş. Gör. Dr., Sivas Cumhuriyet Üniversitesi, İ.İ.B.F. İktisat Bölümü, e-posta: ydemir@cumhuriyet.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0001-5677-8709>.

** Prof. Dr., Marmara Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İktisat Bölümü, e-posta: nurayterzi@marmara.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0002-4141-7529>.

Makale Gönderim Tarihi: 23.08.2019 <https://doi.org/10.11616/basbed.v19i51339.586014>

Makale Kabul Tarihi : 11.12.2019

BRICS-T countries. As a result, it is seen that for the equity risk premium, both according to results of Panel FMOLS and according to results of Panel DOLS the financial risk in BRICS-T countries is more effective.

Keywords: Country Risk, Equity Risk Premium, Panel Analysis.

1. Giriş

Finansal piyasaların içinde bulunduğu hızlı değişime temel nedenler olarak sayılabilecek *küreselleşme*, *liberalizasyon* (piyasalara ilişkin engellerin kaldırılması), *deregülasyon* (düzenlemelerden arındırma), *teknoloji*, *konsolidasyon* (ölçek ekonomilerinin sağladığı üstünlükten yararlanabilmek için firmaların birleşme eğiliminde olması) ile birlikte bireysel ve kurumsal yatırımcıların, sermayeyi düşük maliyetli ve daha yüksek getirinin olduğu yerlere doğru hareket ettirmek istemesi, finansal faaliyetlerin giderek artan oranda ulusal sınırlar arasında yapılmaya başlamasına neden olmuştur (Aslan ve Terzi, 2013:25, Levinson, 2014:16). Bununla beraber uluslararası finansın sınır ötesi fon akımlarıyla ilgisi onu uluslararası ekonominin en zayıf bağı yapmaktadır; çünkü spekülasyon ve uçucu sermaye akışı küresel ekonomik istikrarsızlığın temel kaynaklarından biri haline gelebilir (Gilpin, 2015:371-372). Hisse senedi risk primi (*The Equity Risk Premium, ERP*), devlet tahvili gibi daha az riskli bir varlık almak yerine hisse senedi olarak yatırımcıların elde etmeleri ilave primidir. Modern finans teorisi, yatırımcının ilave riskini telafi etmek için primin ortalamadan yeterince yüksek olması gerektiğini varsayar. Ancak yıllar içinde ortalama hisse senedi risk priminin, ortalama hisse senedi riskini haklı çıkaracak şekilde yüksek oranlarda olduğu araştırmalarda görülmüştür (Bishop, 2013:170).

Sermayenin ülkeler arasında hareketinde kriterlerden birisi de bir ülkenin toplam riskini gösterebilen ERP'dir. ERP, yatırımcıların riskli varlığa yatırım yapmalarından ötürü belirsizlik karşısında bekledikleri getiri olarak tanımlanabilir (Damodaran, 2009:290). Hisse senetlerine yatırım yapanlar uzun dönemde bu yatırımdan hazine tahvili gibi risksiz varlığa yapılan yatırımdan daha fazla getiri elde etmeyi bekler. Bu ikisi arasındaki fark ERP olarak bilinir. Riske katlanmanın karşılığı olarak elde edilen fazladan getiri ya da yatırımcının üstlendiği varsayılan ortalama bir risk miktarının karşılanması için gerekli olan ek getiri olarak tanımlanan ERP, hisse senedi getirisi eksi risksiz varlığın getirisi şeklinde tanımlanır: $ERP_t = R^e_t - R^f_t$. Hisse senedi risk priminin temel bileşenleri olarak riskten kaçınma, ekonomik risk, bilgi, likidite, katastrofik riskler (gerçekleşmesinin son derece zor olduğu gerçekleştiği zaman ise hayati, mali kaybın çok üst derece olduğu risk çeşidi) ve davranışsal/irrasyonel bileşen olarak sayılmaktadır (Damodaran, 2009:294-299).

Ekonomik göstergeler baz alınarak yapılan analizlerde global ekonomik gücün yakın gelecekte, geleneksel ekonomik lider olarak gösterilen ve G7 olarak adlandırılan ABD, Kanada, Almanya, Fransa, Japonya, İtalya, İngiltere grubundan, BRIC olarak adlandırılan Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin grubuna geçebileceği ve dünyanın ekonomik liderliğine BRIC ülkelerinin oturabileceği tartışmaları yaşanmaktadır (Frank ve Frank, 2010:46-54). BRIC ülkeleri dışında son yıllarda başka ülkelerin de, Güney Kore, Güney Afrika, Meksika, Türkiye, Endonezya, bazı Arap ülkeleriyle Doğu Avrupa ülkeleri, uluslararası alanda “yükselen piyasalar” olarak adlandırılmaya başlanmasıyla bu ülkelerinde BRIC’e dâhil edilme fikri ortaya atılmıştır. Nitekim 2010 yılında Güney Afrika BRIC’e dahil olmuş ve BRIC, BRICS halini almıştır. Bu çalışmada, Türkiye’nin bu ülkeler ile kıyaslaması yapılmak istendiğinden ülke grubu BRICS-T olarak oluşturulmuştur. Bu ülkelere ait ekonomik ve demografik göstergeler aşağıdaki tabloda verilmiştir.

Tablo 1: Ülkelerin Ekonomik ve Demografik Göstergeleri (2017)

	Brezilya	Çin	Güney Afrika	Hindistan	Rusya	Türkiye
Nüfus (Milyon)	207,66	1 390	57,73	1 283	146,9	80,81
Nom. GSYH (Milyar \$)	2 055	12 015	349	2 602	1 578	852
Kişi Başı NGSYH (Bin \$)	9 895	8 643	6 180	1 976	10 956	10 537
Enflasyon (%)	3,19	1,04	1,03	1,42	1,57	11,92
İşsizlik (%)	12,8	3,9	27,45	3,52	5,2	10,9
Bütçe (GSYH'nın%'si)	-7,8	-3,5	-4,6	-3,5	-1,5	-1,5
Kamu Net Borcu (GSYH'nın%'si)	74,04	47,6	53,1	68,7	12,6	28,3
Cari Denge (GSYH'nın%'si)	-0,48	1,3	-2,5	-1,9	2,2	-5,5

Kaynak: IMF World Economic Outlook Database, <https://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2018/02/weodata/index.aspx> (Erişim Tarihi: 05.05.2017).

2. Teorik Çerçeve

Finans yazınında risk konusunda yapılan çalışmalar iki grupta toplanabilir. İlk gruptaki çalışmalar, riski tahmin etmeye yönelik çalışmalardır. *Otoregresif Koşullu Varyans (ARCH)*, *Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Varyans (GARCH)* ve bu yöntemlerin değişik uyarlamaları ile JP Morgan tarafından geliştirilen *Üssel Olarak*

Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalamalar (EWMA) yöntemleri birinci gruptaki çalışmalara örnek olarak gösterilebilir.

Tablo 2: Teorik Literatür

Yazar/Yıl	Değişkenler	Sonuç
Sevda Yapraklı ve Bener Güngör/ 2007	İMKB100 endeksi ile ekonomik, politik ve finansal risk primleri	Risk primleri ile İMKB100 endeksi arasında uzun dönemli bir ilişki vardır; riskler endeksi olumsuz yönde etkiler. Ekonomik ve politik risklerden İMKB100 endeksine doğru bir nedensellik ilişkisi varken finansal risk ile herhangi bir nedensellik ilişkisi yoktur.
Michael Donadelli ve Lorenzo Proserpi/ 2012	Ülkelerin borsa endeksleri ve hazine bonoları	Risk primleri dikkate alındığında; gelişmekte olan ülkelerin borsaları gelişmiş ülkelerin borsalarına kıyasla yatırımcılara daha fazla getiri fırsatları sunar.
Marc Oliver Rieger, Mei Wang, Thorsten Hens/ 2013	Zaman ıskonto faktörleri (time discounting factors)	27 ülkede zaman ıskonto faktörleri ile hisse sendi risk primleri arasında ilişki vardır.
Abdulkadir Kaya, Bener Güngör ve M. Suphi Özçomak/ 2014	BİST 100 Endeksi, Politik Risk	BİST 100 Endeksi ile politik risk arasında uzun dönemli ve negatif yönlü bir ilişki vardır.
Hasan Ayaydın, Fahrettin Pala ve Abdulkadir Barut/ 2016	ICRG ekonomik risk, politik risk, finansal risk ve ülke riski değişkenleri ile BİST 100 endeksi	Hisse senedi getirisi ile ekonomik, finansal, politik ve ülke risk arasında negatif bir ilişki tespit edilmiştir.
İ.Orkun Oral ve Cihan Yılmaz/ 2017	ICRG politik ve finansal risk dereceleri, BİST Sınai Endeksi kapanış verileri	BİST Sınai Endeksi ile politik ve finansal risk arasında uzun ve kısa dönemli bir ilişkinin varlığına ulaşılmıştır.
Murat Atik, Yaşar Köse ve Bülent Yılmaz/2017	BİST-100, TÜFE, kişi başı tüketim harcamaları, büyüme oranı, pazar getirisi, risksiz faiz oranı	BİST 100'de hisse senedi risk primi bulmacasının varlığı tespit edilmiştir. Türk yatırımcısı gelecekteki tüketimi şimdiki tüketime göre daha değerli bulmaktadır.

İkinci grup çalışmalar ise risk ve getiri arasındaki ilişkiyi araştıran ve varlık fiyatlama modelleri olarak isimlendirilen çalışmalardır. Sermaye Varlıklarını Fiyatlama Modeli (SVFM), Arbitraj Fiyatlama Teorisi (AFT) ve Fama-French Üç Faktör Modeli bu gruptaki çalışmalara örnek olarak gösterilebilir. Ancak hisse senedi yatırımlarında risk birden fazla alandan kaynaklanmaktadır. Bunlardan ilki, tüm hisse senetlerini çeşitli oranlarda etkileyen ve sistematik risk olarak da adlandırılan piyasa riskidir. Diğeri ise menkul kıymetleri ihraç eden firmaların kendilerine has özelliklerinden kaynaklandığından özgün (spesifik) risk olarak da adlandırılan sistematik olmayan risktir (Doğanay vd., 2006:28).

3. Metodolojik Çerçeve

Uluslararası piyasalarda hisse senedi yatırımlarının getirilerindeki değişkenliği ve yatırımların tahmin edilebilirliği açısından ülkeye has faktörlerin etkilerini hisse senedi risk primi aracılığıyla açıklamak bu çalışmanın temel amacı olarak ifade edilebilir. Bu amaçla ekonomik, politik ve finansal risk unsurlarını içeren ülke riski ile hisse senedi risk primi arasında ampirik bir ilişki olup olmadığı, oluşturulan ekonometrik modeller yardımıyla test edilmiştir. Ülkeler arasındaki hisse senedi risk primini etkileyen ekonomik, politik ve finansal faktörler, BRICS-T ülkeleri için 2000-2016 döneminde yıllık veriler kullanılarak incelenmiştir. Panel veri analizi sonucunda, hisse senedi risk primi ile ekonomik, politik ve finansal risk unsurlarından oluşan bağımsız değişkenler arasındaki ilişki araştırılmıştır. Ekonomik, finansal ve politik riskin hisse senedi risk primi üzerindeki etkisini incelemek amacıyla *Yapraklı ve Güngör (2007)*, *Kara ve Karabıyık (2015)*, *Tükenmez ve Kutay (2016)*, *Ayaydın, Pala ve Barut (2016)* çalışmalarında kullanılan modeller dikkate alınarak dört model oluşturulmuştur.

Model 1: Ekonomik riskin (ER) hisse senedi risk primi (ERP) üzerine etkisi;

$$ERP = F(ER_{it}) \quad [1]$$

Model 2: Finansal riskin (FR) hisse senedi risk primi üzerine etkisi;

$$ERP = F(FR_{it}) \quad [2]$$

Model 3: Politik riskin (PR) hisse senedi risk primi üzerine etkisi

$$ERP = F(PR_{it}) \quad [3]$$

Model 4: Ülke riskinin (BÜR = Ülke Riski= (Ekonomik Risk + Politik Risk+ Finansal Risk) hisse senedi risk primi üzerine etkisi;

$$ERP = F(BÜR_{it}) \quad [4]$$

$i = 1,2,\dots,N$ ülke sayısını (BRICS-T için 6 ülke), $t = 1,2,3,\dots,T$ zaman dönemini (17 yıl, 2000-2016) göstermektedir. $N \times T$ veri setindeki toplam gözlem sayısını vermektedir. Buna göre; BRICS-T için $6 \times 17 = 102$ tane gözlem bulunmaktadır. Modelin bağımlı değişkeni, Aswath Damadoran (<http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/> Erişim Tarihi: 16.05.2017) tarafından ülkeler için hesaplanan zımni, üstü örtülü (implied) hisse senedi risk primleridir. Sermayenin ülkeler arası hareketinde kriterlerden birisi olan ve bir ülkenin toplam riskini gösterebilen ERP'ler, riske katlanmanın karşılığı olarak elde edilen fazladan getiri ya da yatırımcının üstlendiği varsayılan ortalama bir risk miktarının karşılanması için gerekli olan ek getiri olarak tanımlanır. Modelde hisse senedi risk primini açıklayacağını düşündüğümüz ve literatürde kullanılmış, ICRG (International Country Risk Guide) tarafından hesaplanan ekonomik, finansal, politik ve bütünleşik risk primleri olarak 4 tane açıklayıcı değişken kullanılmıştır. Bunlardan;

ER: Ekonomik risk primini oluşturur ve kişi başı gayri safi yurt içi hâsıla, reel GSYH'deki yıllık büyüme, enflasyon oranı, bütçe dengesi/GSYİH ve cari hesap/GSYİH kalemlerinin toplamından oluşur. FR: Finansal risk primini oluşturur ve dış borç/GSYİH, dış borç servisi/ihracat, ithalata ödenen net likidite ve döviz kuru istikrarı kalemlerinin toplamından oluşur. PR: Politik risk primini oluşturur ve hükümet istikrarı, sosyoekonomik durum, yatırım profili, iç ve dış karışıklık, yolsuzluklar, askeri kanadın siyasete müdahalesi, dini ve etnik gerginlikler, hukukun üstünlüğü, demokratik hesap verebilirlik, bürokrasinin kalitesi kalemlerinin toplamından oluşur. BR: Ülke Riski, Ekonomik Risk, Politik Risk ve Finansal Risklerin toplamından oluşmaktadır.

Modellerde yer alan ER, FR, PR ve BRP ile ERP arasındaki ilişkide beklenen katsayı işareti pozitifdir; risk faktörlerindeki bir artışın ülkelerin hisse senedi risk primlerini artırması beklenmektedir¹. Panel veri analizi kapsamında ER, FR, PR ve BR'nin, ERP üzerindeki etkisini incelemek amacıyla oluşturulan ampirik modellerin tahmininde E-views 10.0 paket programından yararlanılmıştır. Panel veri analizinde kullanılan ülkelere ait temel istatistikler aşağıdaki tabloda verilmiştir.

¹ICRG tarafından hesaplanan primlerinde büyük sayıdan küçük sayıya doğru risk unsurunun artması hali, incelemeye çalıştığımız ilişki bakımından sakıncalıdır. Bu sebeple çalışmada kullanılan ER, FR, PR ve BR risk primleri, risk unsurunun primin büyümesi ile artacağı, küçülmesi ile azalacağı şekilde düzeltilmiştir. Bunu yapmak için de bütün veriler 1'e bölünerek normalleştirme yapılmıştır.

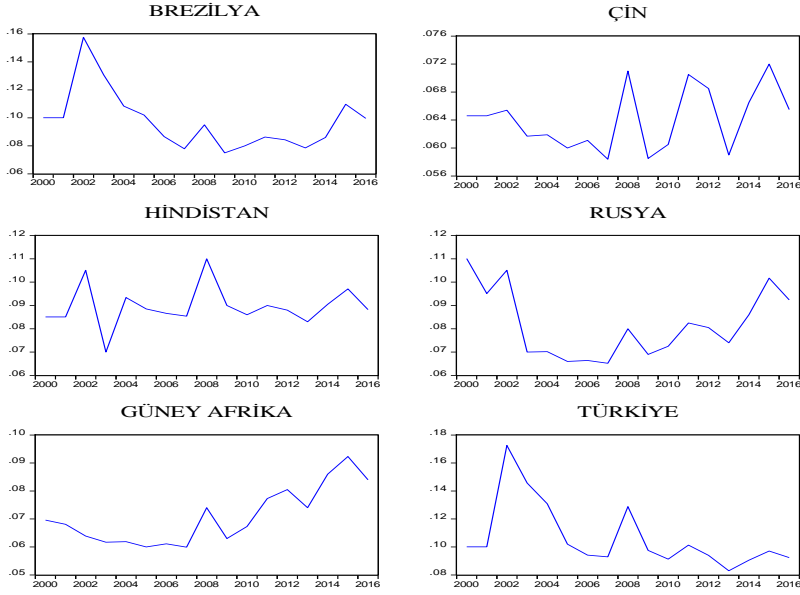
Tablo 3: Özet İstatistikler

Ülke	Değişken	Ortalama	Medyan	Maksimum	Minimum	Standart Sapma
Brezilya	ERP	0,736	0,095	0,01097	0,075	2,637
	ER	0,02871	0,02814	0,035503	0,025696	0,002452
	FR	0,02828	0,02718	0,036036	0,023188	0,003968
	PR	0,01521	0,01516	0,016205	0,014475	0,00054
	BR	0,0722	0,07023	0,080803	0,064466	0,005596
Çin	ERP	0,064	0,065	0,072	0,058	0,004
	ER	0,025055	0,02513	0,02603	0,023976	0,000657
	FR	0,021421	0,02107	0,022514	0,020833	0,000612
	PR	0,015707	0,01551	0,018182	0,014252	0,001258
	BR	0,062183	0,06248	0,064174	0,059312	0,001564
Güney Afrika	ERP	0,071	0,068	0,092	0,06	0,01
	ER	0,028609	0,02784	0,031455	0,026287	0,001728
	FR	0,026358	0,0267	0,028037	0,024717	0,000918
	PR	0,015044	0,01499	0,015957	0,014159	0,000572
	BR	0,07001	0,07038	0,073982	0,06633	0,002377
Hindistan	ERP	0,09	0,088	0,11	0,07	0,009
	ER	0,029345	0,02978	0,03073	0,028037	0,001
	FR	0,02361	0,02339	0,025559	0,022451	0,000877
	PR	0,016634	0,01644	0,018209	0,015697	0,000821
	BR	0,069589	0,06944	0,073545	0,066404	0,002264
Rusya	ERP	0,082	0,08	0,11	0,065	0,015
	ER	0,026667	0,02623	0,036309	0,022284	0,003771
	FR	0,023773	0,02323	0,030418	0,021448	0,002255
	PR	0,016313	0,01587	0,019108	0,014634	0,001309
	BR	0,066753	0,06515	0,078938	0,058736	0,006272
Türkiye	ERP	0,107	0,098	0,173	0,083	0,024
	ER	0,031707	0,0297	0,042934	0,027842	0,00449
	FR	0,031103	0,03046	0,039088	0,026876	0,003084
	PR	0,017038	0,0173	0,019169	0,014423	0,001394
	BR	0,079848	0,07718	0,099747	0,074005	0,007229
Tümü	ERP	0,113	0,085	0,173	0,058	1,077
	ER	0,028349	0,02815	0,042934	0,022284	0,003391
	FR	0,025758	0,02512	0,039088	0,020833	0,003958
	PR	0,015991	0,01581	0,019169	0,014159	0,001255
	BR	0,070097	0,06926	0,099747	0,058736	0,007126

Buna göre BRICS-T’de en yüksek ERP Türkiye’de (yüzde 17,3), en düşük Çin’de (yüzde 7,5); ortalama ERP yüzde 11,3’tür. En yüksek ER Türkiye’de (yüzde 4,29), en düşük Rusya’da (yüzde 2,22); ortalaması yüzde 2,83’tür. En yüksek FR Türkiye’de (yüzde 3,90), en düşük Çin’de (yüzde 2,08); ortalaması yüzde 2,57’dir. En yüksek PR Türkiye’de

(yüzde 1,91), en düşük Güney Afrika’da (yüzde 1,41); ortalaması yüzde 1,59’dur. En yüksek BR Türkiye’de (yüzde 9,97), en düşük Rusya’da (yüzde 5,87); ortalaması yüzde 7,01’dir. Standart sapmasının yani volatilitenin de en yüksek olduğu ülke Brezilya’dır.

Şekil 1: Hisse Senedi Risk Primi

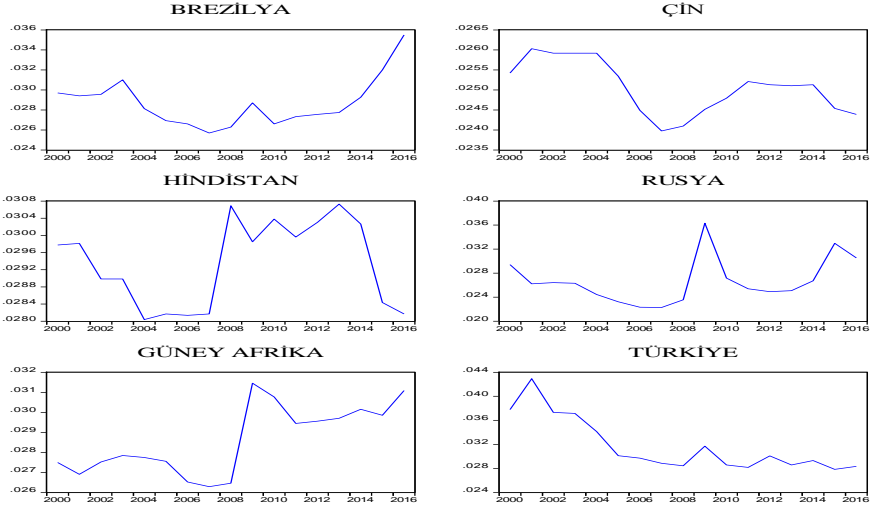


Kaynak: <http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/> (Erişim: 05.05.2017).

Aşağıdaki şekillerde açıklanan ve açıklayıcı değişkenlerdeki gelişmeler gösterilmiştir. Buna göre, ERP’de, en istikrarsız ülke Çin, en istikrarlı ülke ise Hindistan’dır. En yüksek Türkiye’de, en düşük ise Çin’de görülürken, ortalaması yüzde 11,3 olarak gözlemlenmiştir: Şekil 1. ERP’yi açıklayan ve ICRG tarafından hesaplanan ER, FR, PR ve BR primleri aşağıdaki şekillerde gösterilmiştir. ER’yi gösteren şekle bakıldığında, Hindistan’da, Rusya’da ve Güney Afrika’da 2008-2009 döneminde ekonomik risk primlerinde keskin bir yükseliş meydana gelmiştir. BRICS-T ülkelerinde, ortalama olarak, en yüksek ekonomik risk Türkiye’de (yüzde 3,17), en düşük ekonomik risk ise Çin’de (yüzde 2,51) görülmüştür. BRICS-T ülkelerinde ortalama ekonomik risk yüzde 2,83’tür. BRICS-T ülkelerinde finansal risk incelendiğinde, istikrarlı bir trendin varlığından bahsedilebilir. BRICS-T ülkelerinde, ortalama olarak, en yüksek finansal risk Türkiye’de (yüzde 3,11), en düşük finansal risk ise Çin’de (yüzde 2,14) olduğu görülmektedir. BRICS-T ülkelerinde ortalama finansal risk yüzde 2,57’dir. BRICS-T ülkelerinde politik risk gösteren şekle bakıldığında, ortalama olarak, en yüksek politik risk

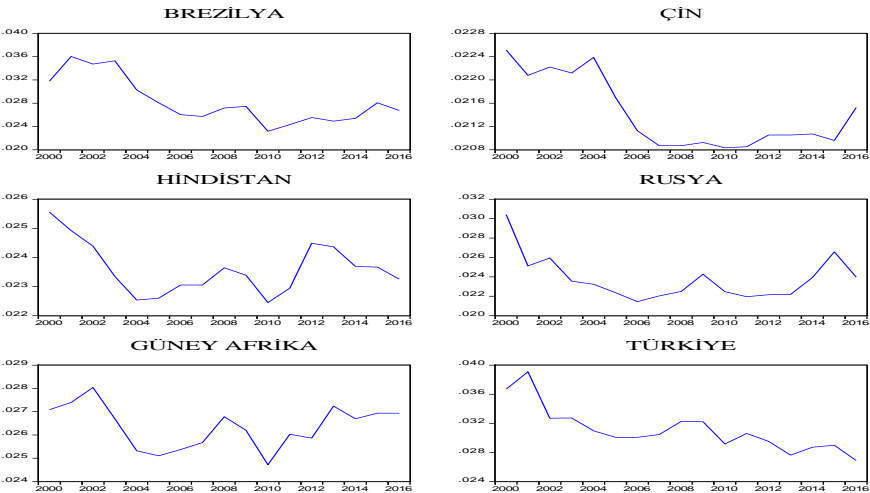
Türkiye’de (yüzde 1,70), en düşük politik risk ise Güney Afrika’da (yüzde 1,50); BRICS-T ülkelerinde ortalama politik risk yüzde 1,59’dır. BRICS-T ülkelerinden Çin’de, Rusya’da, Güney Afrika’da ve Türkiye’de politik riskin giderek arttığını söylemek mümkündür. Brezilya ve Hindistan’da ise politik riskin inişli çıkışlı bir seyir izlediğini söylemek mümkündür.

Şekil 2: Ekonomik Risk



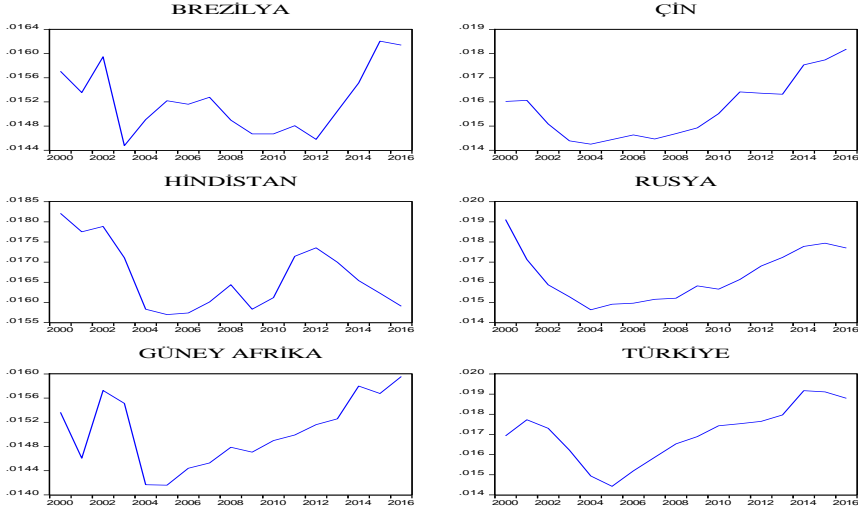
Kaynak: PRS Group, International Country Risk Guide’den alınan veriler ile araştırmacılar tarafından hazırlanmıştır.

Şekil 3: Finansal Risk



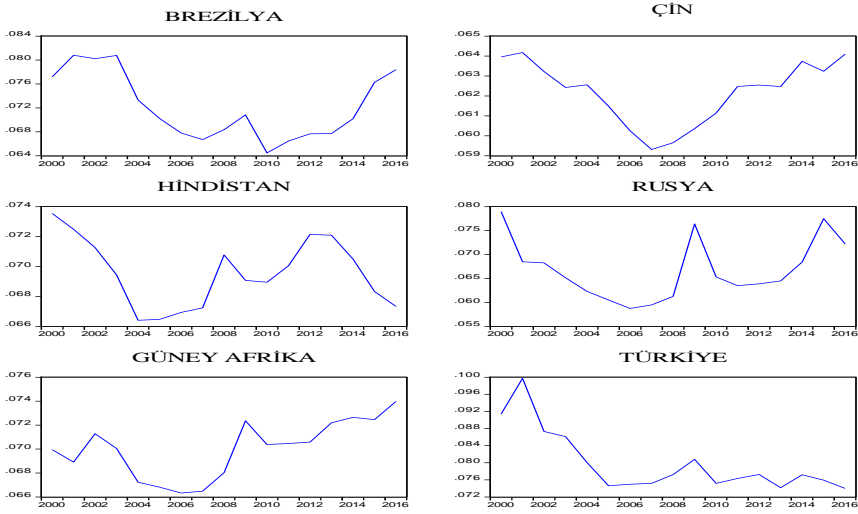
Kaynak: PRS Group, International Country Risk Guide

Şekil 4: Politik Risk



Kaynak: PRS Group, International Country Risk Guide

Şekil 5: Bütünleşik Risk



Kaynak: PRS Group, International Country Risk Guide

Zaman serilerinde sonuçların güvenilirliği için ilk olarak serilerin durağanlığı (stationary) araştırılmaktadır. Değişkenlerin zaman içinde belirli bir değere doğru yaklaşımları olarak tanımlanan durağanlık, korelogram ve birim kök (unit root) testleriyle analiz edilmektedir (Tarı, 2016:382). Birim kökün varlığını test etmek için panel verileri kullanıldığında, önce yatay kesit bağımlılığının (cross-section

dependence) sınanması gerekmektedir. Panel verilerde yatay kesit bağımsızlığını tespit edebilmek için serinin zaman ve yatay kesit boyutunun göz önüne alınması gerekmektedir. Panelin zaman boyutu yatay kesit boyutundan büyük olduğunda T (bu çalışmada yıl) $>$ N (bu çalışmada ülke) Breusch ve Pagan (1980) CD-LM testi; zaman boyutunun yatay kesit boyutundan küçük olduğu ($T < N$) durumlarda ise Pesaran (2004) CD-LM testi kullanılabilir. Çalışmada 2000-2016 dönemini kapsayan 17 yıl (T) ve BRICS-T 6 ülke (N), olduğu için Breusch ve Pagan (1980) CD-LM1 testine gerekli koşulun gerçekleşmesini sağlamıştır ($T > N$) (Güloğlu ve İvrendi, 2008:384). Breusch ve Pagan testi, grup ortalaması sıfır ve bireysel ortalama sıfırdan farklı olduğunda sapmalı olmaktadır. Pesaran vd. (2008) bu sapmayı, test istatistiğine varyansı ve ortalamayı da ekleyerek düzeltmişlerdir. Yatay kesit bağımlılığını test etmek için;

H_0 : Yatay kesit bağımlılığı yoktur,

H_1 : Yatay kesit bağımlılığı vardır, şeklinde hipotezler kurulmuştur. Test sonucunda elde edilecek olasılık değeri (değişkenler için bakılıyorsa, bakılan değişkenin olasılık değeri, model için bakılıyorsa, modelin olasılık değeri) 0.05'ten küçük olduğunda, % 5 anlamlılık düzeyinde, H_0 hipotezi reddedilmekte ve dolayısıyla paneli oluşturan birimler arasında yatay kesit bağımlılığı olduğuna karar verilmektedir. Panel veri setinde yatay kesit bağımlılığı varlığı reddedilirse, Levin, Lin ve Chu, (2002), Im, Pesaran ve Shin (2003), ADF-Fisher Ki-Kare (Maddala ve Wu, 1999), PP-Fisher Ki-Kare (Choi, 2001) gibi 1. nesil birim kök testleri kullanılabilir. Panel veri setinde yatay kesit bağımlılığı varsa, Taylor & Sarno 1998; Breuer vd., 2002; Pesaran 2007; Hadri & Kurozumi, 2012 gibi 2. nesil birim kök testlerinin kullanılması daha tutarlı, etkin ve güçlü tahminleme yapılmasını sağlamaktadır. Modelde yatay kesit bağımlılığı test sonuçlarına göre modellerin olasılık değeri 0.05'ten küçük olmadığı için % 5 anlamlılık düzeyinde, H_0 hipotezi kabul edilerek paneli oluşturan birimler arasında yatay kesit bağımlılığı olmadığına karar verilmiştir. Sonuç olarak 1. nesil birim kök testleri kullanılabilir.

Tablo 4: Modelde Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	t	p	t	p	t	p	t	p
Breusch-Pagan LM	340,39	0.39	864,26	0,62	106,93	0,62	526,59	0,69
Pesaran scaled LM	34,76	0.20	13,04	0,53	16,784	0,31	68,75	0,95
Pesaran CD	12,31	0.25	73,78	0,36	76,02	0,18	45,68	0,45
LM _{adj}	44,58	0,55	23,66	0,89	36,77	0,78	88,34	0,20

Değişkenlerin durağanlıklarının araştırılması için literatürde çeşitli birim kök testleri bulunmakla beraber, en çok kullanılan testler; Levin, Lin ve Chu, (2002), Im, Pesaran ve Shin (2003), Fisher ADF ve Fisher PP testleridir. Bu testlerin boş hipotezleri değişkenlerin birim kök içerdiklerini, alternatif hipotezi ise değişkenlerin durağan olduklarını ileri sürmektedir. Levin, Lin ve Chu (2002) testi, bireysel sabitler ve zaman trendlerini göz önüne alan testlerdir. Levin, Lin ve Chu (2002) geliştirdikleri testi üç farklı model üzerine kurmuşlardır:

$$\text{Model 1: } \Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \mu_{it} \quad (5)$$

$$\text{Model 2: } \Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \delta y_{it-1} + \mu_{it} \quad (6)$$

$$\text{Model 3: } \Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} t + \delta y_{it-1} + \mu_{it} \quad (7)$$

Yukarıdaki üç model sırasıyla sabitsiz, sabitli ve sabitli trendli modeli ifade etmektedir. Buradaki hata süreci, durağana çevrilebilir ARMA sürecini takip etmekte ve birimler boyunca korelasyonludur:

$$\mu_{it} = \sum_{j=1}^{\infty} \theta_{ij} \mu_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (8)$$

Levin, Lin ve Chu (2002) panel birim kök testinde ana hipotez, Model (2) dikkate alınarak genelleştirilirse;

$$\Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \sum_{L=1}^{P_i} \theta_{iL} \Delta_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mi} + \varepsilon_{it} \quad m=1, 2, \quad (9)$$

elde edilir. d_m ile deterministik değişkenlerin vektörü belirlenirken;

α_m ile bunların parametreleri gösterilmektedir (Levin, Lin ve Chu, 2002:

4-6). Denklemden L optimal gecikme uzunluğudur ve herhangi bir bilgi kriteri kullanılarak belirlenmektedir. Levin, Lin ve Chu (2002) panel birim kök testinde yatay kesit veride uzun dönem standart sapmanın kısa dönem standart sapmasına oranlanması ile standart sapma hesaplanmaktadır. Hesaplanan standart sapmalar düzeltilmiş t istatistiklerinin hesaplanmasında kullanılmaktadır:

$$t_{\delta}^* = \frac{t_{\delta} - N \hat{\sigma}_N \hat{\sigma}_{\varepsilon}^{-2} STD(\delta) \mu_{mT}^*}{\sigma_{mT}^*} \quad (10)$$

buradan elde edilen t test istatistikleri ile tablo kritik değerleri karşılaştırılarak H_0 hipotezinin kabulü veya reddine karar verilmektedir. Im, Pesaran ve Shin (2003) Panel Birim Kök testi, Levin, Lin ve Chu

(2002) testinden farklı olarak, paneldeki birimler arasında heterojenliğe izin vermektedir. Testte y_{it} ;

$$y_{it} = (1 - \theta_i)\mu_i + \theta_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad i=1,2,\dots,N \quad t=1,2,\dots,T \quad (11)$$

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

Im, Pesaran ve Shin (2003) testinde t istatistiği;

$$\tilde{t}\text{-bar}_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \tilde{t}_{iT} \quad (13)$$

Im, Pesaran ve Shin (2003) testinde ise şöyle hesaplanır:

$$W_{\tilde{t}\text{bar}} = \frac{\sqrt{N} \left\{ \tilde{t}\text{-bar}_{NT} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E[t_{iT}(p_i=0 | \beta_i=0)] \right\}_{T,N}}{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{Var}[t_{iT}(p_i=0 | \beta_i=0)]}} \rightarrow N(0,1) \quad (14)$$

Fisher türü testlerde (ADF-Fisher Ki-Kare (Maddala ve Wu, 1999), PP-Fisher Ki-Kare (Choi, 2001)) bireysel birim kökün varlığına dair boş hipotez test edilmektedir. Öncelikle her bir birim için birim kök testi yapılmakta, ardından bu testlerden elde edilen p değerleri tüm testi üretmek için kullanılmaktadır. Fisher ADF ve Fisher Philips ve Perron panel birim kök testlerinde test istatistikleri sırasıyla şöyledir:

$$\lambda = -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) \rightarrow \chi^2_{2N} \quad \text{ve} \quad Z = \frac{1}{2\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N (-2\ln(p_i) - 2) \rightarrow N(0,1) \quad (15)$$

burada, p_i yatay kesit i için birim kök testinin olasılık değeridir. Buna göre hipotezler;

$H_0: p=0$ tüm i 'ler için tüm seride bir birim kök vardır.

$H_1: p<0$ tüm i 'ler için birim kök mevcut değildir. H_0 hipotezi reddedildiğinde, birim kökün olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Tablo 5'te açıklanan ve açıklayan değişkenler için panel birim kök test sonuçları gösterilmiştir.

Tablo 5: Panel Birim Kök Testi Sonuçları

ERP (Sabitli)						
		t istatistiği	P değeri			
I (0)	Levin, Li & Chu	-106.060	0.1444	I (1)	-689.362	-689.362
	Im, Pesaran & Shin W	-133.673	0.0907		-605.349	-605.349
	ADF-Fisher Chi-square	214.823	0.0437		599.360	599.360
	PP-Fisher Chi-square	568.430	0.0230		106.631	106.631
ER (Sabitli)						
		t istatistiği	P değeri			
I (0)	Levin, Li & Chu	-279.581	0.0126	I (1)	-185.166	0.0000
	Im, Pesaran & Shin W	-118.793	0.1174		-209.950	0.0000
	ADF-Fisher Chi-square	191.241	0.0856		23.2155	0.0000
	PP-Fisher Chi-square	104.025	0.5807		69.0560	0.0000
FR (Sabitli)						
		t istatistiği	P değeri			
I (0)	Levin, Li & Chu	-0,30997	0.3783	I (1)	-3,88038	0.0001
	Im, Pesaran & Shin W	-0,16873	0.4330		-4,32253	0.0000
	ADF-Fisher Chi-square	145.992	0.4061		440.446	0.0001
	PP-Fisher Chi-square	181.871	0.1984		843.937	0.0000
PR (Sabitli)						
		t istatistiği	P değeri			
I (0)	Levin, Li & Chu	-155.670	0.0598	I (1)	-215.102	0.0057
	Im, Pesaran & Shin W	0.01679	0.5067		-288.517	0.0020
	ADF-Fisher Chi-square	139.332	0.3050		28.8559	0.0041
	PP-Fisher Chi-square	163.893	0.1741		610.610	0.0000
BÜR (Sabitli)						
		t istatistiği	P değeri			
I (0)	Levin, Li & Chu	-0.97182	0.1656	I (1)	-214.672	0.0059
	Im, Pesaran & Shin W	0.59679	0.7247		-179.658	0.0062
	ADF-Fisher Chi-square	9.44745	0.6643		20.1346	0.0046
	PP-Fisher Chi-square	7.42237	0.8285		50.6900	0.0000

*Olasılık (P) değeri % 1 anlamlılık düzeyinde incelenmektedir. Uygun gecikme uzunluğu Schwarz bilgi kriterine göre seçilmiştir.

Panel birim kök test sonuçlarına göre değişkenlerin düzeyde [I(0)] durağan olmadığı; serilerin birim kök problemi içerdiği görülmektedir. Bu nedenle serilerin birincil farkları araştırılmış ve serilerinin birincil farklarının durağan oldukları [I(1)] görülmüştür. Hem açıklanan değişken ERP'nin hem de açıklayıcı değişkenlerin yüzde 1 anlamlılık düzeyinde I(1)'de durağan olduğu görülmüş ve H_0 hipotezi reddedilmiş ve birim kökün olmadığı yani değişkenlerin durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Durağan olmayan serilerde durağanlık sağlandıktan sonra uzun dönemli karşılıklı bir ilişkinin bulunup bulunmadığının analizi yapılacaktır.

Pedroni (2000) tarafından geliştirilen panel eş bütünleşme testi, yatay kesit bağımlılığı olmadığı varsayımı altında yedi farklı test ile panel verilerinin eş bütünleşik olup olmadığının sınanmasında kullanılır. Bu istatistiklere Phillips, P. ve Ouliaris (1990) istatistiğinin ortalaması ile ulaşmaktadır:

$$Z_p = N_{i=1} \frac{T_{t=1} \mu_{it-1} \Delta \mu_{it} - \lambda_{it}}{T_{t=1} \mu_{it-1}^2} \quad (16)$$

H₀: Eşbütünleşme Yoktur

H₁: Değişkenler Arasında Eşbütünleşme vardır şeklinde oluşturulan hipotezlerin ve ERP ile ER, PR, FR ve BÜR arasındaki uzun dönemli ilişkinin araştırıldığı Pedroni eşbütünleşme testi, Tablo 6'da gösterilmiştir. Buna göre *Model 1*'de sabit ve trend'in olmadığı durumda panel istatistiklerinin ikisi; grup istatistiklerinden de iki tanesi istatistiksel olarak anlamlıdır. Sabitli durumda panel istatistiklerinin ikisi; grup istatistiklerinden iki tanesi istatistiksel olarak anlamlıdır. Hem panel hem de grup istatistiklerini oluşturan yedi testin dördünün, sabitli durumda da yedi testin dördünün sonucu seriler arasında eş bütünleşme ilişkisini göstermektedir ve *Model 1* için H₀ hipotezi reddedilmiştir. *Model 2*'de sabit ve trend'in olmadığı durumda panel istatistiklerinin ikisi; grup istatistiklerinden iki tanesi; sabitli durumda panel istatistiklerinin ikisi, grup istatistiklerinden de iki tanesi istatistiksel olarak anlamlıdır ve *Model 2* için H₀ hipotezi reddedilmiştir. *Model 3*'te sabit ve trend'in olmadığı durumda panel istatistiklerinin ikisi; grup istatistiklerinden bir tanesi; sabitli durumda panel istatistiklerinin iki tanesi, grup istatistiklerinden de iki tanesi istatistiksel olarak anlamlıdır ve *Model 3* için H₀ hipotezi reddedilmiştir. *Model 4*'te sabit ve trend'in olmadığı durumda panel istatistiklerinin ikisi; grup istatistiklerinden üç tanesi istatistiksel olarak anlamlıdır. Sabitli durumda panel istatistiklerinin ikisi, grup istatistiklerinden de iki tanesi istatistiksel olarak anlamlıdır ve *Model 4* için H₀ hipotezi reddedilmiştir. Uzun dönemde BRICS-T ülkelerinde değişkenler arasında birlikte hareket söz konusudur yani, değişkenler arasında uzun dönemli ilişki vardır.

Tablo 6: Panel Eş bütünleşme Test Sonuçları

Model 1				
	Sabit ve trend yok		Sabitli	
	t-istatistiği	Olasılık (p) değeri	t-istatistiği	Olasılık (p) değeri
Panel-v	-1.090294	0.8622	-1.931.149	0.9733
Panel-p	-3.769.592	0.0001*	-4.469.873	0.0000*
Panel-pp	-5.416.969	0.0000*	-8.500.064	0.0000*
Panel- <i>adf</i>	0.853370	0.8033	2.575656	0.9950
Group-p	-1.599.440	0.0549	-0.882910	0.1886
Group-pp	-5.905.458	0.0000*	-7.887.754	0.0000*
Group- <i>adf</i>	-3.047.158	0.0012*	-2.749.969	0.0030*
Model 2				
	Sabit ve trend yok		Sabitli	
	t-istatistiği	Olasılık (p) değeri	t-istatistiği	Olasılık (p) değeri
Panel-v	0.193805	0.4232	-0.965899	0.8330
Panel-p	-3.565.272	0.0002*	-2.859.029	0.0021*
Panel-pp	-5.098.446	0.0000*	-5.374.992	0.0000*
Panel- <i>adf</i>	1.156036	0.8762	2.274981	0.9885
Group-p	-1.203.451	0.1144	-0.204386	0.4190
Group-pp	-4.219.254	0.0000*	-5.027.841	0.0000*
Group- <i>adf</i>	-1.358.353	0.0472*	-0.942027	0.0731*
Model 3				
	Sabit ve trend yok		Sabitli	
	t-istatistiği	Olasılık (p) değeri	t-istatistiği	Olasılık (p) değeri
Panel-v	-0.988366	0.8385	-1.686.482	0.9541
Panel-p	-3.680.314	0.0001*	-4.476.641	0.0000*
Panel-pp	-5.278.309	0.0000*	-9.256.897	0.0000*
Panel- <i>adf</i>	0.846869	0.8015	0.106550	0.5424
Group-p	-0.941772	0.1732	-0.787634	0.2155
Group-pp	-3.533.020	0.0002*	-1.019.851	0.0000*
Group- <i>adf</i>	0.084697	0.0337*	-3.008.665	0.0013*
Model 4				
	Sabit ve trend yok		Sabitli	
	t-istatistiği	Olasılık (p) değeri	t-istatistiği	Olasılık (p) değeri
Panel-v	-0.128243	0.5510	-1.197.219	0.8844
Panel-p	-3.668.396	0.0001*	-2.922.659	0.0017*
Panel-pp	-5.259.009	0.0000*	-5.491.188	0.0000*
Panel- <i>adf</i>	0.969993	0.8340	3.588681	0.9998
Group-p	-1.658.865	0.0486*	-0.993417	0.1603
Group-pp	-5.343.593	0.0000*	-6.844.898	0.0000*
Group- <i>adf</i>	-2.312.939	0.0104*	-2.476.678	0.0066*

*Olasılık Değerleri (Grup PP ve Panel PP) % 5 anlamlılık düzeyinde incelenmektedir.

Değişkenler arasında eş bütünleşmenin olduğu sonucuna varıldıktan sonra, eş bütünleşme parametrelerinin tahmin edilmesi gereklidir. Eş bütünleşme parametreleri Pedroni (2000 ve 2001) tarafından geliştirilen tam dönüştürülmüş en küçük kareler, FMOLS (Fully Modified Ordinary

Least Squares) ve Kao ve Chiang (2001) tarafından geliştirilen dinamik en küçük kareler, DOLS (Dynamic Ordinary Least Squares) metotları ile elde edilecektir. FMOLS ve DOLS tahmincileri, aralarında uzun dönemli ilişki bulunan serilerin en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmesi durumunda sapmalı sonuçların ortaya çıkması üzerine geliştirilmiştir. FMOLS yöntemi, oto korelasyon ile içsellik problemini parametrik olmayan bir yaklaşım ile düzeltmekte iken; DOLS yönteminde ise değişkenler gecikmeli değerleri ile alınarak oto korelasyon giderilmekte ve tahmin yapılmaktadır (Vergil ve Ayaş, 2009:105). Panel FMOLS tahmin edicisi:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \mu_{it} \text{ ve } x_{it} = x_{it-1} + e_{it} \quad (17)$$

panel regresyon modeline dayanmaktadır. Burada y_{it} bağımlı x_{it} bağımsız değişkeni ve α_i sabit etkileri göstermektedir. Eşitlikte hata terimleri durağan bir süreçtir; dolayısıyla y_{it} birinci dereceden bütünleşikse, y_{it} ve x_{it} arasında uzun dönem eş bütünleşme ilişkisi vardır. Panel için eş bütünleşme vektörü; $\hat{\beta}_{GFM}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_{FM,i}^*$ olarak gösterilir. Buradaki

$\hat{\beta}_{FM,i}^*$ her ülke için zaman serileri FMOLS tahmininden elde edilmektedir.

Panel DOLS tahmin edicisi:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \sum_{k=-K_i}^{K_i} \gamma_{ik} \Delta x_{it} + \mu_{it} \quad (18)$$

burada $-K_i$ ve K_i öncül ve gecikme sayılarını göstermektedir. Panel için eş bütünleşme vektörü ilk olarak yukarıdaki model her bir yatay kesit için tahmin edilir; ardından her bir yatay kesite ait bu DOLS tahmininden elde edilen eş bütünleşme katsayılarının aritmetik ortalaması alınmakta ve panel eş bütünleşme katsayısı hesaplanmaktadır:

$$\hat{\beta}_{GD}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_{D,i}^* \quad (19)$$

burada $\hat{\beta}_{D,i}^*$ her bir yatay kesit için DOLS tahmininden elde edilen eş bütünleşme katsayısını göstermektedir (Ağır, Kar ve Nazlıoğlu, 2011:452). Tablo 7'de, değişkenler arasındaki eş bütünleşme parametreleri panel FMOLS test sonuçları BRICS-T'nin tamamı için değerlendirildiğinde, *Model 1*'de, bağımsız değişken ekonomik riskin işareti pozitif ve istatistiksel olarak % 5 düzeyinde anlamlıdır. Uzun dönemde ekonomik riskte % 1'lik bir artış, bağımlı değişken hisse senedi risk priminde, panel genelinde % 3.77'lik bir artışa yol açmaktadır. *Model 2*'de; finansal riskin işareti pozitif ve istatistiksel olarak % 5

düzeyinde anlamlıdır. Finansal riskte yüzde 1 birimlik bir artış, panel genelinde hisse senedi risk priminde, yüzde 4.96'lık bir artışa yol açmaktadır. *Model 3*'te; bağımsız değişken politik riskin işareti pozitif ve istatistiksel olarak % 5 düzeyinde anlamlıdır. Politik riskte yüzde 1 birimlik bir artış, panel genelinde hisse senedi risk primini, yüzde 2.74 artırmaktadır. *Model 4*'te; bütünleşik riskin işareti pozitif ve istatistiksel olarak % 5 düzeyinde anlamlıdır. Bütünleşik riskte yüzde 1 birimlik bir artış, panel genelinde hisse senedi risk primine, yüzde 1.77 etki etmektedir. Uygulanan test sonuçlarına göre BRICS-T ülkelerinin tamamı için hisse senedi risk primi üzerinde en fazla etkili olan bağımsız değişken finansal risk faktörüdür.

Tablo 7: Panel Eşbütünleşme Parametreleri: FMOLS

			Brezilya	Çin	Güney Afrika	Hindistan	Rusya	Türkiye	BRICS-T Genel
Model 1	ER	Katsayı	4.52***	0.96***	5.79**	0.89**	2.86**	3.43**	3.77**
		t	2,6	0.16	3,57	0.53	2,42	4,10	3,03
Model 2	FR	Katsayı	3.33***	0.37*	3.83**	1.87***	6.08**	4.77*	4.96**
		t	2,25	0.59	4,71	0.96	2,23	1,51	3,22
Model 3	PR	Katsayı	2.45***	2.42**	1.86*	1.68***	8.77*	4.67***	2.74**
		t	1,78	1,53	3,3	1,77	3,44	4,52	0,19
Model 4	BR	Katsayı	4.09**	1.11**	3.39**	2.19**	2.93*	1.21***	2.74**
		t	3,32	4,67	1,58	1,27	4,45	1,47	1,63

*FMOLS tahminlerinde Newey-West varyans-kovaryans tahmincisi kullanılmıştır. ***, **, * sırasıyla yüzde 1, 5 ve 10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 8'de değişkenler arasındaki eş bütünleşme parametreleri *panel DOLS* test sonuçları panelin tamamı için değerlendirildiğinde, *Model 1*'de, bağımsız değişken ekonomik riskin işareti pozitif ve istatistiksel olarak % 1 düzeyinde anlamlıdır. Uzun dönemde ekonomik riskte % 1'lik bir artış, bağımlı değişken hisse senedi risk priminde, panel genelinde % 3.21'lik bir artışa yol açmaktadır. *Model 2*'de; finansal riskin işareti pozitif ve istatistiksel olarak % 1 düzeyinde anlamlıdır. Finansal riskte yüzde 1 birimlik bir artış, panel genelinde hisse senedi risk priminde, yüzde 4.87'lik bir artışa yol açmaktadır. *Model 3*'te; bağımsız değişken politik riskin işareti pozitif ve istatistiksel olarak % 1 düzeyinde anlamlıdır. Politik riskte yüzde 1 birimlik bir artış, panel genelinde hisse senedi risk primini, yüzde 2.26 artırmaktadır. *Model 4*'te; bütünleşik riskin işareti pozitif ve istatistiksel olarak % 1 düzeyinde anlamlıdır. Bütünleşik riskte yüzde 1 birimlik bir artış, panel genelinde hisse senedi risk primine, yüzde 3.74 etki etmektedir. Uygulanan test sonuçlarına göre BRICS-T ülkelerinin tamamı için hisse senedi risk primi üzerinde en fazla etkili olan bağımsız değişken finansal risk faktörüdür.

Tablo 8: Panel Eşbütünleşme Parametreleri: DOLS

			Brezilya	Çin	Güney Afrika	Hindistan	Rusya	Türkiye	BRICS-T Genel
Model 1	ER	Katsayı	8.12**	5.02***	6.01***	0.42**	3.05*	6.18***	3.21***
		t	3,39	2,52	5,21	0,96	4,25	2,14	1,25
Model 2	FR	Katsayı	5.01**	2.58**	1.28***	0.52*	6.57*	5.75**	4.87***
		t	1,21	1,48	4,23	0,06	2,39	3,27	3,21
Model 3	PR	Katsayı	3.85**	2.67**	2.74***	1.84**	7.52*	3.46**	2.26***
		t	2,25	3,74	3,41	2,01	2,13	1,84	3,22
Model 4	BR	Katsayı	4.89**	0.52***	1.27**	0.51*	1.42**	4.12***	3.74***
		t	2,03	4,12	5,56	0,07	1,23	1,12	3,52

*DOLS tahmininde öncül ve gecikmeler için maksimum gecikme sayısı 1 olarak ve optimal uzunluklar Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. ***, **, * sırasıyla yüzde 1, 5 ve 10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Eş bütünleşme ilişkisi, değişkenler arasında en az bir yönlü nedensellik ilişkisinin olabileceğinin bir göstergesidir. Dumitrescu ve Hurlin (2012) yönteminin üstün yanları; paneli oluşturan ülkeler arasındaki hem yatay kesit bağımlılığını hem de heterojenliği göz önünde bulundurabilmesi, zaman boyutu, yatay kesit boyutundan (N) büyük olduğunda da küçük olduğunda da kullanılabilmesi ve dengesiz panel veri setlerinde de etkin sonuçlar üretebilmesidir. Ayrıca bu yöntem hem eşbütünleşik ilişkinin varlığında hem de olmadığı durumda analiz yapabilir. Dumitrescu ve Hurlin (2012) Panel Granger nedensellik testinde, T döneminde N tane birim için gözlemlenen iki durağan süreci x ve y gibi değişkenler ifade ettiğinde, aşağıdaki doğrusal heterojen model dikkate alınmaktadır (Dumitrescu-Hurlin, 2012:1453-1456):

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^{(k)} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^{(k)} x_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (20)$$

burada $\beta_i = (\beta_i^{(1)}, \beta_i^{(2)}, \dots, \beta_i^{(K)})$ şeklindedir. Bireysel etkiler α_i 'nin zaman boyutunda sabit olduğu varsayılmaktadır. Hem $y_{i,t}$ hem de $x_{i,t}$ 'nin başlangıç koşulları $(y_{i-k}, \dots, y_{i,0})$ ve $(x_{i-k}, \dots, x_{i,0})$ 'ın verilmiş ve gözlenebilirdir. Gecikme uzunlukları (K) panelin tüm yatay kesit birimleri için özdeştir ve panel dengelidir. Otoresif parametreler $\gamma_i^{(k)}$ ve regresyon eğim parametreleri $\beta_i^{(k)}$ 'nin birimler arasında değiştiği varsayılmaktadır. Yukardaki denklemden test edilen temel ve alternatif hipotezler ise aşağıdaki gibidir:

H_0 : Nedensellik Yoktur

H_1 :Değişkenler Arasında Nedensellik vardır; şeklinde oluşturulan Dumitrescu ve Hurlin Panel nedensellik testinde, temel hipotez altında Granger nedensellik ilişkisinin yokluğu, en az bir yatay kesitte bu ilişkinin var olduğu alternatif hipotezine karşın sınımlanmaktadır. Temel hipotezi test etmek için kullanılan test istatistiği $W_{N,T}^{Hnc}$ bireysel Wald istatistiğinin aritmetik ortalamasıdır.

$$W_{N,T}^{Hnc} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_{i,T} \quad (21)$$

denklemden W_i , terimi i. yatay kesit birimi için bireysel Wald istatistiklerini göstermektedir. Eğer $T \rightarrow \infty$ ve sabit bir N ise başka bir ifade ile $N > T$ olduğu durum için standardize edilmiş $Z_{N,T}^{Hnc}$ istatistiği şu şekildedir.

$$Z_{N,T}^{Hnc} = \sqrt{\frac{N}{2K}} (W_{N,T}^{Hnc} - K) \sim (0,1) \quad (22)$$

eğer $N \rightarrow \infty$ ve sabit bir T ise başka bir ifade ile $T > N$ için standardize edilmiş $\tilde{Z}_{N,T}^{Hnc}$ test istatistiği kullanılır (bu çalışmada BRICS-T için (N=6) ve 17 yıl (T=17) bulunduğu için, (T>N):

$$\tilde{Z}_{N,T}^{Hnc} = \sqrt{\frac{N}{2 \times K} \times \frac{(T-2K-5)}{T-K-3}} \times \left[\frac{(T-2K-3)}{T-2K-1} W_{N,T}^{Hnc} - K \right] \sim (0,1) \quad (23)$$

Son iki denklemden $W_{N,T}^{Hnc} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_{i,T}$ 'dir.

Tablo 9'daki nedensellik sonuçlarına göre, % 5 anlamlılık düzeyinde *Model 1* için hisse senedi risk primi değişkeninden ekonomik risk değişkenine doğru panel nedensellik ilişkisi vardır ve temel hipotez kabul edilmektedir. Aynı şekilde, ekonomik riskten, hisse senedi risk primine doğru bir nedensellik ilişkisinin varlığı söz konusu olduğu için temel hipotez reddedilmiştir. Yani, ekonomik risk, hisse senedi risk priminin nedeni olduğu gibi, hisse senedi risk primi de ekonomik riskin nedenidir. *Model 2* için, finansal riskten, hisse senedi risk primine doğru bir nedensellik vardır; finansal risk, hisse senedi risk priminin nedenidir. *Model 3* için, politik risk, hisse senedi risk priminin nedenidir; aynı zamanda hisse senedi risk primi de politik riskin nedenidir. *Model 4* için, bütünlük risk, hisse senedi risk priminin nedeniyken, hisse senedi risk primi de, bütünlük riskin nedenidir.

Tablo 9: Dumitrescu ve Hurlin Panel Nedensellik Testi

Boş Hipotez	W İstatistiği	Z-bar İstatistiği	Anlamlılık Değeri	Karar
Model 1 (ERP-ER)				
ERP, ER'nin nedenseli değildir	9.69728	5.46235	0.0000	ERP ⇒ ER
ER, ERP'nin nedenseli değildir	6.92135	3.35557	0.0000	ER ⇒ ERP
Model 2 (ERP-FR)				
FR, ERP'nin nedenseli değildir	4.05257	1.17831	0.0000	FR ⇒ ERP
ERP, FR'nin nedenseli değildir	4.14114	1.24554	0.2129	ERP ⇏ FR
Model 3 (ERP-PR)				
PR, ERP'nin nedenseli değildir	11.6527	6.94639	0.0000	PR ⇒ ERP
ERP, PR'nin nedenseli değildir	6.53663	3.06358	0.0022	ERP ⇒ PR
Model 4 (ERP-BR)				
BR, ERP'nin nedenseli değildir	5.86361	2.55280	0.0107	BRP ⇒ ERP
ERP, BR'nin nedenseli değildir	7.69497	3.94271	0.0000	ERP ⇒ BRP

*Gecikme uzunluğu 2 olarak alınmıştır.

4. Sonuç

Hisse senedi risk primi üzerinde ülkeye has faktörlerin etkisini görebilmek için yapılan bu çalışmada, FMOLS test sonuçlarına göre, hisse senedi risk primi üzerinde ekonomik riskin en fazla etkili olduğu ülke Güney Afrika, en az etkili olduğu ülke Hindistan'dır. Finansal riskin en fazla etkili olduğu ülke Rusya, en az etkili olduğu ülke Çin'dir. Politik riskin en fazla etkili olduğu ülke Rusya, en az etkili olduğu ülke İtalya'dır. Bütünleşik riskin en fazla etkili olduğu ülke Brezilya, en az etkili olduğu ülke Çin'dir. DOLS test sonuçlarına göre, ekonomik riskin en fazla etkili olduğu ülke Brezilya, en az etkili olduğu ülke Hindistan'dır. Finansal riskin en fazla etkili olduğu ülke Rusya, en az etkili olduğu ülke Hindistan'dır. Politik riskin en fazla etkili olduğu ülke Rusya, en az etkili olduğu ülke Hindistan'dır. Bütünleşik riskin en fazla etkili olduğu ülke Brezilya, en az etkili olduğu ülke Hindistan'dır. Sonuç olarak, uluslararası yatırımlarda, yatırım yapılacak ülke seçimlerinde ülkelere ait risk faktörlerinin belirlenmesi önemli bir konudur. Bu çalışmanın, bir ülkede var olan toplam riski gösterebilen hisse senedi risk primi ile ekonomik, finansal ve politik risk faktörlerini araştırması bakımından hem konusu hem de ampirik uygulaması açısından bundan sonraki çalışmalara destek olacağı düşünülmektedir.

Kaynaklar

- Ağır, H., M. Kar ve Ş. Nazlıoğlu (2011), Do Remittances Matter for Financial Development in The MENA Region? Panel Cointegration and Causality Analysis. *Empirical Economics Letters*. 10.5, s.449-456.
- Aslan, N. ve N. Terzi. (2013), *Küresel Finans*. 1. Baskı. İstanbul: Türkmen Kitabevi.
- Atik, M., Y. Köse ve B. Yılmaz. (18-21 Ekim 2017), Hisse Senedi Risk Primi Bulmacası: Borsa İstanbul BIST-100 Endeksi Üzerinde Bir Uygulama. *21. Finans Sempozyumu Bildiriler Kitabı*. Balıkesir: Balıkesir Üniversitesi, 371-383.
- Ayaydın, H., F. Pala ve A. Barut. (2016), Ülke Riskinin Hisse Senedi Getirisine Etkisi: Ampirik Bir Analiz. *Global Journal of Economics and Business Studies*. 5.10, s.66-75.
- Bishop, M. (2013), *A'dan Z'ye Ekonomi Sözlüğü*. Ş. Akın, B. Akın ve C. Yıldız (çev.). Ankara: Adres Yayınları (orijinal baskı tarihi 2009).
- Breuer, B., R. Mcnown ve M. Wallace. (2002), Series-Specific Unit Root Test with Panel Data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 64.5, s.527-546.
- Breusch, T. S. ve Pagan, A. R. (1980), The Lagrange Multiplier Test And Its Applications to Model Specification in Econometrics. *Review of Economic Studies*. 47.1, s.239-253.
- Choi, I. (2001), Unit Root Tests for Panel Data. *Journal of International Money and Finance*. 20, 249-272.
- Damodaran, A. (2009), Equity Risk Premiums (ERP): Determinants, Estimation and Implications, <http://ssrn.com/abstract=2581517>.
- Damadoran Online, <http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/>
- Doğanay, M., R. Aktaş ve Ü. Ban. (2006), Hisse Senetlerinde Risk Ayrışımı ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Bir Uygulama. *İktisat, İşletme ve Finans*. 21.242, s.27-33.
- Donadelli, M. ve P. Lorenzo (2012), The Equity Risk Premium: Empirical Evidence from Emerging Markets, Working Papers CASMEF 1201. Roma.
- Dumitrescu, E. I. ve Hurlin, C. (2012), Testing for Granger Non-Causality in Heterogeneous Panels. *Economic Modelling*, 29.4, s.1450-1460.

- Frank, W. P. ve E. C. Frank. (2010), International Business Challenge: Can The BRIC Countries Take World Economic Leadership Away From The Traditional in The Near Future?. *International Journal of Arts and Sciences*. 3.13, s.46-54.
- Gilpin, R. (2015), *Uluslararası İlişkilerin Ekonomi Politikası*. M. Duran, S. Oktay, M. K. Ceylan ve G. Polat (çev.). Ankara: Kripto Kitaplar (orijinal baskı tarihi 2008).
- Güloğlu, B. ve M. Irvendi. (2008), Output Fluctuations: Transitory or Permanent? The Case of Latin America. *Applied Economic Letters*. 17.4, s.381-386.
- Hadri, K. ve E. Kurozumi (2012), A Simple Panel Stationarity Test in The Presence of Serial Correlation and a Common Factor. *Economics Letters*. 115.1, s.31-34.
- IMF World Economic Outlook Database, <https://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2018/02/weodata/index.aspx>
- Im, K.S., M. H. Pesaran ve Y. Shin. (2003), Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*. 115, s.53-74.
- Kara, E. ve L. Karabıyık (2015), The Effect of Country Risk on Stock Prices: An Application in Borsa İstanbul. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*. 20.1, s.225-239.
- Kaya, A., B. Güngör ve M. S. Özçomak, (2014), Politik Risk Yatırımcının Dikkate Alması Gereken Bir Risk Midir? Borsa İstanbul Örneği. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 16.1, s.74 – 87.
- Levin, A., C. Lin, ve C. J. Chu, (2002), Unit Roots Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. *Journal of Econometrics*. 108, s.1-24.
- Levinson, M. (2014), *Finansal Piyasalar Kılavuzu*, Çevirenler. İ. Ege, G. Kurt ve C. Yavilioğlu (çev.). Ankara: Adres Yayınları.
- Maddala, G. G. ve S. Wu. (1999), A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and A New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 61.Special Issue, s.631-652.
- Oral, İ. O. ve C. Yılmaz (2017), Finansal ve Politik Risk Endeksinin Bist Sınai Endeksi Üzerindeki Etkisi. *Karadeniz Uluslararası Bilimsel Dergi*. 9.33, s.192-202.

- Pedroni, P. (2000), Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels. *Advances in Econometrics*. 15, s.93–130.
- Pedroni, P. (2001), Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels, *Review of Economics and Statistics*. 83.4, s.727-731.
- Pesaran, M. Hashem (2007), A Simple Panel UnitRoot Test in The Presence of Cross- SectionDependence. *Journal of Applied Econometrics*. 22.2, s.265-312.
- Pesaran, M. H., A. Ullah, ve T. Yamagata. (2008), A Bias-Adjusted LM Test of Error Cross-Section Independence. *Econometrics Journal*. 11, s.105-127.
- Phillips, P. ve S. Ouliaris. (1990), Asymptotic Properties of Residual Based Testsfor Cointegration. *Econometrica*. 58, s.165-193.
- PRS Group International Country Risk Guide <https://www.prsgroup.com/>
- Rieger, M. O., M. Wang ve T. Hens. (2013), International Evidence on the Equity Premium Puzzle and Time Discounting. *Multinational Finance Journal*. 17.3-4, s.149-163.
- Tarı, R. (2016), *Ekonometri*. 12. Baskı. İstanbul: Kocaeli Üniversitesi Vakfı Yayınları.
- Taylor, M. ve Sarno, L. (1998), The Behaviour of Real Exchange Rates During the Post-Bretton Woods Period. *Journal of International Economics*. 46 (1998), s.281-312.
- Tükenmez, N.M. ve N. Kutay (2016), Ülke Riskinin Hisse Senetleri Getirileri Üzerine Etkisi: Türkiye ve Arjantin Piyasaları İçin Bir Karşılaştırma, Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 20(2), s.631-645.
- Vergil, H. ve N. Ayaş. (2009), Doğrudan Yabancı Yatırımların İstihdam Üzerindeki Etkileri: Türkiye Örneği. *İktisat İşletme ve Finans*, 24.275, s.89-114.
- Yapraklı, S. ve B. Güngör (2007), Ülke Riskinin Hisse Senedi Fiyatlarına Etkisi: İMKB 100 Endeksi Üzerine Bir Araştırma. *Ankara Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, 62.2, s.200-218.