

Araştırma Makalesi

Gönderim Tarihi: 06.03.2019

Kabul Tarihi: 18.03.2019

Erken Görünüm: 16.05.2019

TÜRKİYE İLE BRICS ÜLKELERİNDE ENFLASYON, FAİZ ORANLARI VE PARA ARZI İLE DÖVİZ KURU İLİŞKİSİNİN KARŞILAŞTIRMASI*

Nuri Hacıevliyagil**

Ahmet Şit***

Berna Doğan****

Öz

Bu çalışmanın amacı, ekonomiyi etkileyen makro değişkenlerden olan enflasyon, faiz oranları ve para arzının döviz kuru üzerinde etkili olup olmadığının araştırılmasıdır. Bu amaç doğrultusunda, söz konusu değişkenlerin döviz kuru üzerindeki etkilerinin Türkiye ile BRICS (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika) ülkelerinde karşılaştırması yapılmıştır. Çalışma 2002M01-2017M12 yıllarına ait 16 yıllık 192 aylık dönemde incelenmiştir. Çalışmada ADF Birim Kök testi, Johansen Eşbütünleşme Testi, VAR Analizi, FMOLS Yöntemi, VEC Hata Düzeltme Modeline dayalı Granger Nedensellik testleri kullanılmıştır. Çalışma sonucunda, Güney Afrika hariç diğer bütün BRICS-T ülkelerinde döviz kuru ile aynı yönlü bir ilişki vardır. Faiz oranı katsayılarının diğer değişkenlere nazaran fazla yüksek olmaması nedeniyle çalışmada yer alan bütün ülkelerde faiz oranı ile döviz kuru arasında güçlü bir ilişkinin olmadığını ortaya çıkarmıştır. Enflasyon oranı ise Çin hariç çalışmada yer alan bütün ülkeler için döviz kuru ile ters orantılı çıkmıştır. Para arzı Çin hariç çalışmada yer alan bütün ülkelerde döviz kuru ile aynı yönlü hareket etmektedir.

Anahtar Kelimeler: Enflasyon oranı, Faiz Oranı, Para Arzı, Johansen Eşbütünleşme Testi, VEC Granger Nedensellik

COMPARISON OF INFLATION, INTEREST RATES AND MONEY SUPPLY WITH EXCHANGE RATE RELATIONSHIP IN TURKEY AND BRICS COUNTRIES**Abstract**

The purpose of this study is to investigate impact of inflation, interest rates and money supply, which are macro variables whether affecting the economy on the exchange rate or not. For this purpose, effects of mentioned variables on exchange rate are compared in Turkey and the BRICS countries (Brazil, Russia, India, China and South Korea). In the study, data for 2002M01-2017M12 were examined during the 192 months and 16 years period and the ADF Unit Root test, Johansen Cointegration Test, VAR Analysis, FMOLS test and Granger Causality tests based on VEC Error Correction Model were used. As a result of the study, all BRICS-T countries except South Africa have same directional relationship with the exchange rate. Since interest rate coefficients are not as high as other variables, it has been found that there is no strong relationship between interest rate and exchange rate in all countries covered by the study. Inflation rate are inversely related to exchange rate for all countries except China. On the contrary, except China, money supply has same directional relationship with exchange rate in all countries covered by the study.

Key words: Inflation rate, Interest Rate, Money Supply, Johansen Cointegration Test, Engle Granger Causality Test

* Bu çalışma 10-13 Ekim 2018 tarihlerinde Mersin'de düzenlenen 22. Finans Sempozyumu'nda sunulup revize edilmiş makale formatına getirilmiştir.

**Öğr.Gör.Dr, Malatya Turgut Özal Üniversitesi Doğanşehir VK MYO, Dış Ticaret Bölümü, nurihacievliyagil@yahoo.com Orcid: 0000-0002-2019-3327

***Öğr.Gör.Dr, Kilis 7 Aralık Üniversitesi SBMYO, Muhasebe ve Vergi Bölümü, ahmetsit@kilis.edu.tr Orcid: 0000-0002-0257-9023

****Arş. Gör, Gaziantep Üniversitesi İİBF İşletme Bölümü, dogan.brn@gmail.com Orcid: 0000-0001-7134-3930

Giriş

Ülkelerarası ekonomik ilişkilerin gelişerek uluslararası piyasaların globalleşmesi ve rekabetin artması ile birlikte ülkeler açısından döviz kurunu etkileyen birçok faktörün (enflasyon, faiz oranları... vb. gibi) mevcut olduğu bilinmektedir. Döviz kurunun artması durumunda, ülkenin ulusal para biriminin döviz kuru karşısında değeri düşmektedir. Zira döviz kurunun değişimi ülkeler makroekonomik dengelerinde önemli bir unsurdur.

Çalışmada yer alan BRICS ülkeleri olarak adlandırılan birlikte Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika yer almaktadır. Hatta Türkiye'nin de bu birliğe girmesiyle birlikte birliğin ismi BRICS-T olarak revize edilmiştir.

BRICS-T ülkeleri dünyada nüfusunun neredeyse yarısını elinde bulundurmaktadır. Dünya ekonomisinde payları ise günümüzde % 25'e yaklaşmıştır. Bu ülkeler ilk olarak 2006 yılında Birleşmiş Milletler 61. Dönem toplantısında dışişleri bakanları seviyesinde toplanarak ilk toplantılarını yapmıştır. Bu birliğe bağlı ülkelerde yer alan maden rezervleri dünyadaki maden rezervlerinin % 60'ı, tahıl ürünlerinin % 40'ıdır. Ayrıca bu ülkelerin öncülüğünde 2015 yılında Şanghay'da kurulan Yeni Kalkınma Bankası bu birliğin dünya ekonomisinde önemli bir boyuta sahip olduğunu göstermektedir (Fortune, 2018).

BRICS ülkelerinin dış ticaret rakamları 6 trilyon dolara ulaşmıştır. Türkiye'nin ise bu ülkelerle olan dış ticaret hacmi 2017 yılı itibariyle yaklaşık 61 milyar dolar civarındadır. Bu rakamın yaklaşık 7,5 milyar doları ihracat iken, 53,5 milyar doları ise ithalattır (Dünya, 2018).

Bu ülkeler içerisinde nüfus ve büyüme oranı açısından dünyada ilk 5'te yer alan ülkelerin olması (Çin, Hindistan, Türkiye gibi) bu birliğin ekonomik açıdan daha da gelişebileceğini ve dünyada daha fazla söz sahibi olabileceğini göstermektedir.

Bu çalışmada gelişmekte olan ülkeler grubunda değerlendirilen Türkiye ile BRICS (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika) ülkelerinin makroekonomik verileri karşılaştırılmış olup çıkan sonuçların diğer gelişmekte olan ülkelere referans olabileceği düşünülmektedir.

Çalışma önce enflasyon, faiz oranları ve para arzı arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalar gösterilip ardından analizde kullanılan veriler tanıtılacak ve ampirik uygulama sonucunda elde edilen bulgular özetlenecektir.

1. Literatür Çalışması

Enflasyon, faiz oranları ve para arzı arasındaki ilişkinin ortaya çıkarılması için günümüze kadar birçok araştırma gerçekleştirilmiştir. Bu araştırmalar neticesinde farklı nedensellik sonuçlarına ulaşılmıştır. Literatürde geniş bir yer tutan bu ilişkilerin araştırıldığı çalışmalardan bazıları;

Brailsford, Penm ve Lai (2005), yaptıkları çalışma ile Asya finansal krizi sırasında Güney Kore, Filipinler, Tayland ve Malezya ülkelerinin yüksek faiz oranlarının Asya döviz kurları üzerindeki etkilerini ampirik olarak incelemişlerdir. Granger nedensellik testi uygulanarak yapılan çalışma sonucunda keskin bir şekilde yüksek faiz oranlarının Güney Kore, Filipinler ve Tayland döviz kurlarının desteklenmesine yardımcı olduğunu gösterirken Malezya'da yüksek faiz oranı politikası aktif olarak benimsendiği için diğer ülkelerde olduğu kadar yüksek faiz oranları ile döviz kuru arasında önemli bir ilişki bulunamamıştır.

Gül ve Ekinci (2006) çalışmalarında, Granger nedensellik testi ile 1984-2003 dönemine ait 20 yıllık dönemde enflasyon ve döviz kuru arasında nedensellik olup olmadığını araştırmışlardır. Çalışma sonucunda, döviz kurundan enflasyona yönelik pozitif nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Yani döviz kurunun enflasyon oranına neden olduğu söylenebilir.

Çatalbaş (2007) çalışmasında, Türkiye'de 1996-2006 yılları arasında enflasyon oranı ile para arzı arasında ilişki olup olmadığını regresyon yöntemi ile araştırmıştır. Çalışma sonucunda, Türkiye ekonomisini ciddi boyutta etkileyen 2001 finansal krizine ait 5 çeyrek haricinde, incelenen diğer dönemlerde para arzı ile enflasyon oranı arasında pozitif ilişki tespit edilmiştir. Yani enflasyon oranının artması sonucunda para arzında da artış yaşandığı görülmüştür.

Sever ve Mızrak (2007) çalışmalarında, Türkiye'de 1987-2006 dönemine ait döviz kuru, enflasyon ve faiz oranları arasındaki ilişkileri incelemiştir. Çalışmada yöntem olarak VAR metodunu seçmişlerdir. Çalışma sonucunda, özellikle döviz

kurunun enflasyon ve faiz oranları üzerinde daha fazla etkiye sahip olduğu, enflasyon ve faiz oranları için etkin politika yürütmenin aynı zamanda etkin bir döviz politikasından geçtiği sonucuna ulaşmışlardır.

Oktayer (2010) çalışmasında, para arzı, bütçe açıkları ve enflasyon arasında Türkiye’de 1987-2009 dönemindeki ilişki incelenmiştir. Çalışmada yöntem olarak, eşbütünleşme teknikleri uygulanmıştır. Çalışma sonucunda, enflasyonu etkileyen temel faktörün para arzı olmadığı, bütçe açıklarının da önemli rolü olduğu, uzun vadeli istikrarın güvence altına alınması beklentileri ortaya çıkmıştır.

Özmen ve Koçak (2012) çalışmalarında, Türkiye’de 1994-2011 dönemine ait 18 yıllık 72 çeyrek dönemde enflasyon, bütçe açığı ve para arzı arasındaki ilişki olup olmadığını tespit etmeye çalışmışlardır. Çalışmada yöntem olarak ARDL Yöntemini kullanmışlardır. Çalışma sonucunda para arzı ile enflasyon arasında uzun dönemli ilişki olduğu ancak bütçe açığı ile para arzı arasında herhangi anlamlı bir ilişki olmadığını sonucuna ulaşmışlardır.

Bal (2012) çalışmasında, döviz kurunun belirleyicilerini tespit etmeye çalışmış, döviz kurunu etkileyen temel değişkenleri belirlemeye çalışmıştır. Çalışmada bağımlı değişken olarak döviz kurunu, bağımsız değişken olarak ise Devlet İç Borçlanma Senetleri (DİBS), Toptan Eşya Fiyat Endeksi (TEFE), mevduat faiz oranı ele alınmıştır. Çalışmada 1994-2008 dönemi olmak üzere 15 yıllık dönem incelenmiştir. Çalışmada yöntem olarak ADF, PP sınamaları, Engle Granger, Johansen Eşbütünleşme, Granger Nedensellik kullanılmıştır. Çalışmanın sonucu olarak, bağımlı değişken döviz kurunun, üç bağımsız değişkenle de uzun dönemli aralarında denge ilişkisinin olduğu görülmüştür. Enflasyon artışının yabancı para payını arttırdığı, faiz oranlarının azalmasının portföyde döviz bulundurmaya daha karlı hale getirdiği sonucuna ulaşmıştır.

Saraçoğlu, Kuzu ve Kocaoğlu (2015) çalışmalarında, 2008 finansal kriz ve 2013 yılında FED Çıkış Sinyali olarak bilinen Amerikan FED Başkanı Bernanke’nin açıklaması sonrası Türkiye’de sermaye hareketleri, döviz, enflasyon ve faizin birbirinden etkilenip etkilenmediğini araştırmışlardır. Yöntem olarak VAR metodunu kullanmışlardır. Çalışma sonucunda, FED ’in Çıkış Sinyali sonrasında Türkiye’den

sermaye çıkışı olduğu, faiz ve enflasyon arasında çift yönlü nedensellik olduğu, enflasyon ve sermaye arasındaki ilişkinin ise faizden geçtiği ortaya çıkmıştır. Ayrıca bu olayın faize duyarlılığı arttırması nedeniyle düşük kur, yüksek faiz politikası benimseyen gelişmekte olan ülkelerde cari işlemler açığına neden olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Saraç ve Karagöz (2016), Türkiye’de 2003-2015 dönemini kapsayan çalışmalarında aylık veriler kullanarak kısa vadeli faiz oranlarının dolar kuru üzerindeki etkinlik seviyesi arasındaki ilişkiyi test etmişlerdir. Granger nedensellik testi kullanılarak yapılan çalışmaya göre yüksek faiz oranlarının döviz kurunun artmasına neden olduğu saptanmıştır.

Hacievliyagil ve Demir (2016) çalışmasında, Türkiye ile BRICS ülkeleri arasında döviz kuru davranışlarının kısa ve uzun vadede makroekonomik değişkenlerle ilişkisini incelemiştir. Çalışma sonucunda, ithalatın döviz kurunu etkilemekte anlamsız değişken olarak kaldığı, enflasyon oranının ise döviz kurunu etkileyen belirleyici bir değişken olduğu, Türkiye’nin BRICS ülkelerine katılması gerektiği sonucuna ulaşmışlardır.

Lamia ve Djelassi (2017), 1993-2013 yılları arasında aylık veriler kullanarak enflasyon hedeflemesi rejimini benimsemiş altı gelişmekte olan ekonomide döviz kuru ve enflasyon hedeflemesi rejimi arasındaki ilişkiyi ARDL modelini kullanarak incelemektedirler. Yapılan çalışma sonucunda enflasyon hedeflemesi rejiminin tüm ülkelerdeki döviz kuru oynaklığını ve enflasyon volatilitelerini azaltabileceğini göstermektedirler.

Katusiime ve Agbola (2018), yaptıkları çalışma ile 2005-2015 dönemine ait günlük verileri kullanarak hafta sonları ve tatil günleri hariç olmak üzere toplam 2578 işlem gününde merkez bankasının döviz müdahalelerinin, enflasyon hedeflemesi rejimi altında Uganda / ABD doları döviz kuru (UGX / USD) seviyesine ve volatilitesine etkisini tahmin etmeye çalışmaktadırlar. Çalışmada GARCH modelini kullanmışlardır. Çalışmada yapılan analiz sonucunda döviz müdahalelerinin döviz kuru oynaklığı üzerinde karışık bir etkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Enflasyon hedeflemesinin, döviz kuru oynaklığını azaltmak için etkili bir para politikası aracı olduğunu kaydetmişlerdir.

Kima ve Lim (2018), VAR modeli yaptıkları analizler çerçevesinde İngiltere, Kanada, İsveç ve Avustralya için döviz kurları üzerindeki para politikasının etkilerini araştırmışlardır. Ampirik sonuçlar, daraltıcı para politikasının önemli bir döviz kuru değerlenmesine yol açtığını göstermektedir.

Aksu ve Emsen (2018) çalışmasında, Türkiye ekonomisi özelinde 2003:01-2017:12 arası dönem için nominal faiz oranları ve TÜFE ile nominal kurun logaritmaları alınarak ARDL analizleri ile asimetrik eş-bütünleşme metodunu kullanarak ilişkiyi incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlara göre, enflasyonun faiz oranlarından değil, sadece kısa dönemde nominal kurdaki değişimlere daha duyarlı olduğu görülmüştür. Buna karşılık faiz oranlarının dış ticaret riskinin yansıması olarak kurlardan önemli derecede etkilendiği belirlenirken, kurların da faiz oranlarından kuvvetli bir şekilde etkilendiği tespit edilmiştir.

2. Uygulama Çalışması

Çalışmanın bu kısmında BRICS ülkeleri ile Türkiye’de enflasyon oranı, faiz oranı ve para arzının döviz kuru üzerindeki etkisi karşılaştırılacaktır.

2.1. Veri Seti

Çalışmada 2002M01-2017M12 yıllarına ilişkin 192 aylık veriler alınarak analiz yapılmıştır. Veriler OECD’nin resmi sitesinden aylık olarak ve 2010 yılı temel alınarak endeks şeklinde hesaplanmıştır. Veriler web sitesinden alınarak analiz edilebilecek şekilde düzenlenmiştir. Çalışmada Türkiye ile BRICS (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika) ülkeleri karşılaştırılmıştır. Çalışmada bağımlı değişken olarak döviz kuru, bağımsız değişken olarak da enflasyon oranı, faiz oranları ve para arzı kullanılmıştır.

LNEX: Döviz Kurunun doğal logaritması. Her ülkenin yerel para biriminin Amerikan Doları karşılığı.

INT: Faiz Oranı. OECD aylık faiz oranları, bankalar arası faiz oranları, dönemlik ve yıllık uzun dönem faiz oranlarını ağırlıklandırarak yaptığı hesaplamalarla bulunduğu ortalama aylık değerdir.

LNCPİ: Enflasyon Oranının doğal logaritması. 2010 yılı temel alınarak endeks şeklinde hesaplanan tüketici fiyat endeksidir.

LNМ3: Geniş Para Arzı (M3) doğal logaritması. Parasal büyüklükler veya para stoku serisi olarak da adlandırılır. Ülkelerin mevcut parasal ihtiyaçlarını karşılamak için bir ekonomiye “tedarik edilen” para miktarı mevsimsellikten arındırılarak ortalama aylık endeks şeklinde hesaplanmıştır.

2.2. Yöntem

Çalışmada kurulan model aşağıdaki gibidir:

$$LNEX = \beta_0 + \beta_1INT + \beta_2LNCPİ + \beta_3LNМ3 + u$$

Ekonometrik analizlerde karşılaşılan en önemli problemlerden birisi, sahte regresyon çıkma riskidir. Bu riskin önüne geçilebilmesi için öncelikle zaman serilerinin durağan hale getirilmesi gerekmektedir. Bunun için en yaygın kullanılan metotlardan birisi Augmented Dickey-Fuller (Genelleştirilmiş (Genişletilmiş) Dickey-Fuller – ADF) birim kök testidir. Bu yöntem 1991 yılında Dickey ve Fuller tarafından geliştirilmiştir (Studenmund,2011).

Burada test edilecek hipotez şudur:

H₀: Seri birim kök içermektedir (Seriler durağan değildir).

Ardından hem kısa dönem hem de uzun dönem denge ilişkisine dair sonuçlar verdiğinden Johansen Eşbütünleşme Testi kullanılmıştır. Eşbütünleşme, bir denklemdeki değişkenlerin durağanlık derecesini, denklemin hata terimini (ve artıklarını) yapan ve herhangi bir sahte regresyon sonucunun denklemini geçersiz kılacak şekilde eşleştirmekten oluşur. Eşbütünleşme analizi serilerin durağan olmasalar bile aralarında uzun dönemli bir ilişkinin olabileceği ve bu ilişkinin durağan bir yapıda olabileceği kabulüne dayanır. Değişkenler arasında bir uzun dönem denge ilişkisi mevcutsa o değişkenlerin eşbütünleştikleri söylenir. Değişkenler eşbütünleşikse bağımlı değişken ve en azından bir bağımsız değişken durağan olmasa bile sahte regresyondan sakınılabılır (Gujarati ve Dawn, 2012).

Eş bütünleşme testi için önce değişkenlerin düzey değerlerinde kısıtsız VAR tahmini yapılmıştır. Johansen VAR modelinden yola çıkarak kısa dönem değişimleri

de göz önünde bulundurarak statik bir modele ulaşılır. Tüm seriler aynı düzeyde bütünlük olduğunda, Johansen (1988), (1995) “tam bilgi en çok olabilirlik yöntemi” ile seriler arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığını test etmektedir.

FMOLS Yöntemi, otokorelasyon, değişen varyans gibi sorunlardan kaynaklanan sapmaları düzeltmek için kullanılırken, DOLS testi ise içsellik sorunlarından kaynaklanan sorunları düzeltecek bir yöntemdir (Kök ve diğ., 2010:8).

Bu yöntem heterojenliğe müsaade ederken, sabit terimin ve hata teriminin bağımsız değişkenler arasındaki farkların muhtemel korelasyonunu dikkate almıştır (Kök ve Şimşek, 2006:7-8).

Çalışmada son olarak, Granger Nedensellik testi regresyon denklemindeki bağımsız değişkenin gecikmeli değerlerinin anlamlılıklarının test edilmesi esasına dayanmaktadır (Granger,1969, s.424-438)

Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen hata düzeltme modeli kullanılmıştır. Engle ve Granger (1987) seriler eşbütünlük olduğunda VAR modeline dayalı standart Granger testinin geçerli olmayacağını, bu durumda seriler arasındaki nedensellik ilişkilerinin vektör hata düzeltme modeli (VECM) ile araştırılması gerektiğini belirtmişlerdir. Yine Engle ve Granger’a (1987) göre değişkenler arasında eşbütünlük mevcutsa en az bir adet uzun dönemli denge ilişkisinin varlığını gösteren nedensellik ilişkisi vardır. VEC aynı zamanda durağan olmayan değişkenler arasında bir eşbütünlük ilişkisi varsa, değişkenlerin kısa dönemdeki davranışlarını inceleyen ve son yıllarda yaygın olarak kullanılan bir yöntemdir.

2.3. Bulgular

Serilerin durağanlığının istatistiksel olarak incelenmesi için Birim Kök Testi ile uygulamaya başlanmıştır. ADF Birim Kök Testi ile incelenen sonuçlar Tablo 1’de gösterilmiştir.

Tablo 1. Birim Kök Testi Sonuçları

Ülkeler	Değişkenler	Düzye				1.Sıra Fark			
		Model*	Gecikme Uzunluğu	ADF Test İstatistiği	α =0.05 Kritik Değer	Model*	Gecikme Uzunluğu	ADF Test İstatistiği	α =0.05 Kritik Değer
Türkiye	lnex	a	2	1,9699	-1,9425	a	1	-9,5344	-1,9425
	int	c	2	-3,0611	-3,4338	c	1	-6,9111	-3,4338
	ln CPI	a	2	-0,2525	-1,9425	a	1	-9,9954	-1,9425
	ln M3	a	5	4,4037	-1,9425	a	4	-2,4168	-1,9425
Brezilya	lnex	a	1	-0,0225	-1,9425	a	0	-9,0280	-1,9425
	int	a	4	-1,2343	-1,9425	a	5	-4,8619	-1,9425
	ln CPI	a	1	0,2494	-1,9425	a	0	-9,9572	-1,9425
	ln M3	a	5	1,5270	-1,9425	c	5	-5,1743	-3,4338
Çin	lnex	a	5	-1,1693	-1,9425	a	5	-2,7206	-1,9425
	int	a	0	-0,4664	-1,9425	a	0	-13,1157	-1,9425
	ln CPI	a	1	0,5548	-1,9425	a	0	-9,2565	-1,9425
	ln M3	a	5	2,2463	-1,9425	c	3	-5,3390	-3,4338
Hindistan	lnex	a	1	0,7564	-1,9425	a	0	-9,8691	-1,9425
	int	a	2	-0,2980	-1,9425	a	1	-11,6995	-1,9425
	ln CPI	a	1	0,8154	-1,9425	a	0	-11,4173	-1,9425
	ln M3	c	5	0,8317	-3,4342	c	4	-3,9478	-3,4338
Rusya	lnex	a	2	0,8404	-1,9425	a	1	-8,7208	-1,9425
	int	c	1	-2,7696	-3,4343	c	1	-10,3712	-3,4338
	ln CPI	a	3	0,5340	-1,9425	a	2	-9,5904	-1,9425
	ln M3	a	5	1,0163	-1,9425	c	4	-4,4499	-3,4338
Güney Afrika	lnex	a	1	0,0564	-1,9425	a	0	-10,6317	-1,9425
	int	a	3	-1,4341	-1,9425	a	2	-4,0414	-1,9425
	ln CPI	a	2	0,3255	-1,9425	a	1	-10,0624	-1,9425
	ln M3	b	5	-2,2308	-2,8769	b	4	-3,2255	-2,8769

* (a) Trend ve Sabit Terim İçermeyen Model
(b) Sabit terim İçeren Model
(c) Trend ve Sabit Terim İçeren Model

BRICS ülkeleri ve Türkiye için ele alınan bütün değişkenlerin düzeyde durağan olmadığı (seride birim kök olduğu) yokluk hipotezi % 5 anlamlılık düzeyinde H_0 hipotezi kabul edilmektedir. Yani seriler düzeyde durağan değildir. Bu açıdan

ilerleyerek çalışmada düzeyde durağan olmayan değişkenlerin 1. sıra farkları alınarak durağan olup olmadıkları incelenmiştir. Böylece Tablo-1’de görüldüğü gibi bütün değişkenlerin 1. sıra fark durağan I (1) olduğu tespit edilmiştir.

Çalışmanın bu safhasında değişkenler arasında bir otokorelasyon veya değişen varyans etkisinin olup olmadığını araştırmak için L-M otokorelasyon ve White değişen varyans testi yapılmıştır. Tablo 2’de L-M otokorelasyon ve White değişen varyans testi sonuçları verilmiştir.

Tablo 2. Otokorelasyon ve Değişen Varyans Testleri

Ülkeler	Lagrange Çarpanı (LM) Otokorelasyon Testi			Gecikmeye ait White Değişen Varyans Testi	
	VAR Tahminindeki Gecikme	LM-Test İstatistiği	Olasılık Değeri	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
Türkiye	1	16.89829	0.3922	1797.187	0.1660
Brezilya	1	21.42941	0.1626	1787.171	0.3825
Çin	1	10.55029	0.8364	892.0949	0.3810
Hindistan	1	19.62178	0.2377	1690.258	0.1096
Rusya	1	23.00022	0.1137	1777.132	0.3825
G. Afrika	1	20.84461	0.1846	980.0662	0.0103

Türkiye ve BRICS ülkeleri ülkelere ait veriler için otokorelasyon ve değişen varyansa göre belirlenen ve bu etkilerin olmadığı minimum gecikme uzunluklarının bir eksiği dikkate alınmıştır. Johansen Testi için gecikme uzunlukları Türkiye için 4, Brezilya için 5, Çin için 10, Hindistan için 3, Rusya için 4 ve Güney Afrika için 10 olarak belirlenmiştir.

Tablo 3. Johansen Eşbütünleşme Testi

				İz Testi Sonuçları		Maksimum Öz Değer Testi Sonuçları	
Ülkeler	Model	Yokluk Hipotezleri	Öz Değerler	λ_{iz}	% 5 Kritik Değer	λ_{max}	% 5 Kritik Değer
Türkiye	Trendsiz Model	Eş bütünleşik vektör yoktur**	0.207737	63.02164	40.17493	43.54521	24.15921
		En fazla 1 eş bütünleşik	0.060602	19.47643	24.27596	11.69050	17.79730

Türkiye İle Birçok Ülkelerinde Enflasyon, Faiz Oranları Ve Para Arzı İle Döviz Kuru İlişkisinin Karşılaştırması

		En fazla 2 eş bütünleşik	0.040557	7.785932	12.32090	7.742303	11.22480
		En fazla 3 eş bütünleşik vektör	0.000233	0.043629	4.129906	0.043629	4.129906
Brezilya	Trendsiz Model	Eş bütünleşik vektör yoktur**	0.186962	69.53219	40.17493	38.49771	24.15921
		En fazla 1 eş bütünleşik vektör	0.116085	31.03449	24.27596	22.95125	17.79730
		En fazla 2 eş bütünleşik vektör	0.023729	8.083235	12.32090	4.466799	11.22480
		En fazla 3 eş bütünleşik vektör	0.019255	3.616436	4.129906	3.616436	4.129906
Çin	Trendsiz Model	Eş bütünleşik vektör yoktur**	0.133792	52.61669	40.17493	25.99707	24.15921
		En fazla 1 eş bütünleşik vektör	0.090336	26.61962	24.27596	17.13715	17.79730
		En fazla 2 eş bütünleşik vektör	0.041717	9.482473	12.32090	7.712707	11.22480
		En fazla 3 eş bütünleşik vektör	0.009730	1.769766	4.129906	1.769766	4.129906
Hindistan	Trendsiz Model	Eş bütünleşik vektör yoktur**	0.228672	87.57712	54.07904	48.81269	28.58808
		En fazla 1 eş bütünleşik vektör	0.123634	38.76443	35.19275	24.81071	22.29962
		En fazla 2 eş bütünleşik vektör	0.046245	13.95373	20.26184	8.901581	15.89210
		En fazla 3 eş bütünleşik vektör	0.026515	5.052145	9.164546	5.052145	9.164546
Rusya	Trendsiz Model	Eş bütünleşik vektör yoktur**	0.137168	55.74357	40.17493	26.85140	24.15921
		En fazla 1 eş bütünleşik vektör	0.107782	28.89218	24.27596	20.75607	17.79730
		En fazla 2 eş bütünleşik vektör	0.036885	8.136108	12.32090	6.839948	11.22480
		En fazla 3 eş bütünleşik vektör	0.007096	1.296160	4.129906	1.296160	4.129906
Güney Afrika	Trendsiz Model	Eş bütünleşik vektör yoktur**	0.134425	62.96228	40.17493	26.12948	24.15921
		En fazla 1 eş bütünleşik vektör	0.107082	36.83280	24.27596	20.50011	17.79730
		En fazla 2 eş bütünleşik vektör	0.059852	16.33269	12.32090	11.17087	11.22480
		En fazla 3 eş bütünleşik vektör	0.028116	5.161817	4.129906	5.161817	4.129906
* Yokluk hipotezi İz değeri ve ya Maksimum Özdeğerlerinden biri için reddedilir.							
** Yokluk hipotezi İz değeri ve Maksimum Özdeğeri için reddedilir.							

Johansen Testi sonuçlarına göre uzun dönem de Türkiye için 1, Brezilya için 2, Çin için 1, Hindistan için 2, Rusya için 2 ve Güney Afrika için 2 tane uzun dönem eş bütünleşme vektörü bulunmuştur. Buna göre eş bütünleşik normalleştirilmiş katsayılar FMOLS metodu ile aşağıdaki gibi elde edilmiştir.

Tablo 4. Eşbütünleşik Vektör Katsayıları

ÜLKELER		INT	LNCPI	LN3	TREND
TÜRKİYE	Katsayı	0,0040	-1,6606	0,4224	DÜZEY
	Std. Hata	0,0021	0,1530	0,0288	
	t ist.	1,9458*	-10,8537***	14,6497***	
BREZİLYA	Katsayı	0,0117	-1,3744	0,3411	DÜZEY
	Std. Hata	0,0030	0,0560	0,0148	
	t ist.	3,8371***	-24,5654***	22,9831***	
ÇİN	Katsayı	-0,0520	-0,2319	-0,0989	DÜZEY
	Std. Hata	0,0212	0,1231	0,0231	
	t ist.	-2,4597***	-1,8833**	-4,2759***	
HİNDİSTAN	Katsayı	0,0613	0,6219	0,0617	DÜZEY
	Std. Hata	0,0156	0,3595	0,0460	
	t ist.	3,9295***	1,7299*	1,3389	
RUSYA	Katsayı	0,0125	-1,6263	0,3964	DÜZEY
	Std. Hata	0,0052	0,1219	0,0151	
	t ist.	2,3816***	-13,3429***	26,3383***	
GÜNEY AFRIKA	Katsayı	-0,0207	-1,7865	0,0437	DÜZEY
	Std. Hata	0,0089	0,1370	0,0491	
	t ist.	-2,3205**	-13,0407***	0,8900	
*** % 1 düzeyinde anlamlı, **%5 düzeyinde anlamlı, *%10 düzeyinde anlamlı. Barlett Kernel metodu kullanılmış ve Bandwith genişliği Newey-West yöntemi ile belirlenmiştir.					

Modeldeki bağımlı değişken olan döviz kurunun kısa dönemdeki dengesizliğin ne kadarının bir sonraki dönemde düzeltildiğini tespit etmek amacıyla hata düzeltme modeli kullanılmıştır. Buna göre BRICS-T ülkelerinde hata düzeltme modeli için uygun gecikme sayıları Türkiye için 4, Brezilya için 5, Çin için 10, Hindistan için 3, Rusya için 4 ve Güney Afrika için 10 olarak belirlenmiştir. Buna göre hata düzeltme modeline ilişkin özet sonuçlar Tablo-5' de verilmiştir.

Tablo 5. Hata Düzeltme Modeli

ÜLKELER		D(LNEX)
TÜRKİYE	CointEq1 (β)	-0.019313
	Std. Hata	(0.00678)
	t ist.	[-2.84800]***
BREZİLYA	CointEq1 (β)	-0.054847
	Std. Hata	(0.02649)
	t ist.	[-2.07066]**
	CointEq 2 (β)	0.004071
	Std. Hata	(0.00197)
	t ist.	[2.06729]
ÇİN	CointEq1 (β)	-0.003529
	Std. Hata	(0.00393)
	t ist.	[-0.89776]
HİNDİSTAN	CointEq1 (β)	-0.016815
	Std. Hata	(0.00933)
	t ist.	[-1.80290]*
	CointEq 2 (β)	0.000664
	Std. Hata	(0.00069)
	t ist.	[0.96841]
RUSYA	CointEq1 (β)	-0.019091
	Std. Hata	(0.01162)
	t ist.	[-1.64314]*
	CointEq 2 (β)	0.002601
	Std. Hata	(0.00147)
	t ist.	[1.77365]
GÜNEY AFRİKA	CointEq1 (β)	-0.008405
	Std. Hata	(0.00523)
	t ist.	[-1.60612]
	CointEq 2 (β)	-0.002070
	Std. Hata	(0.00174)
	t ist.	[-1.18687]

*** % 1 düzeyinde anlamlı, **%5 düzeyinde anlamlı, *%10 düzeyinde anlamlı

Hata teriminin katsayısı belirli bir anlamlılık düzeyinde anlamlı ise bağımsız değişkenden bağımlı değişkene doğru uzun dönemde nedensellik ilişkisi vardır. Katsayının negatif işaretli olması da bağımlı değişkenin kısa dönemde ortaya çıkan sapmaların uzun dönemde denge ilişkisini sağlayacak şekilde ortadan kalktığı şeklinde yorumlanır.

Türkiye ve BRICS ülkelerinin hepsinde döviz kuru değişkeni için uzun dönemli ayarlama katsayıları (β) negatiftir. Türkiye, Brezilya, Hindistan ve

Rusya'nın birer adet sonuçlarında istatistiksel açıdan anlamlılık söz konusudur. Bu katsayıların çeşitli anlamlılık seviyelerinde negatif çıkması kısa dönem sapmalarının dengeye yakınsadığını, yani hata düzeltme mekanizmasının çalıştığını gösterir. Ancak Brezilya ve Rusya'ya ait birer uyarılama katsayıları pozitif çıktığından bu ülkeler için bulunan bu katsayılar ile hata düzeltme modelleri kullanılamamaktadır. Ayrıca Çin ve Güney Afrika'nın ilk katsayısı hariç bütün diğer ülkeler için bulunan uyarılama katsayıları her ne kadar negatif işarete sahip olsa da istatistiksel olarak anlamlı değildir. Bu nedenle bu ülkelerde de hata düzeltme modelleri de kullanılamamaktadır. BRICS-T ülkeleri için, sistemde oluşabilecek bir dengesizliğin ne zaman dengeye gelebileceği hakkında bir yorum yapılamamaktadır. Başka bir yönüyle analize konu olan değişkenlerin bu ülkeler için döviz kuru üzerinde kısa dönemde etkili olmadığı yorumu da yapılabilmektedir.

Brezilya için bulunan hata düzeltme modeline göre, bu ülkenin ekonomik sisteminde gerçekleşen bir şokun her dönem (her ay) % 5,48'i giderilmektedir. Burada $-0,054847$ olarak hesaplanan katsayı, her bir ayda, uzun dönem denge değerine % 5,48 yakınsama olduğunu ve toplam yakınsamanın $(1 / 0,054847) = 0,1823$ olduğu tespitinin yapılması gereklidir. Bu tespite göre yaklaşık 18-19 ay sonra ancak sürecin tamamlanacağı ve denge değerlerine Brezilya'nın kavuşacağı sonucuna ulaşılmıştır. Aynı işlemlerin uygulanması ile Türkiye için 51-52 ay, Hindistan için 59-60 ay, Rusya için 52-53 ay gibi uzun zamanda şokları atlattıkları sonucuna ulaşılmaktadır.

Tablo-6 Hata Düzeltme Modeline Dayalı Granger Nedensellik Testi

Bağımlı Değişken: D(LNEX)			
ÜLKELER	Bağımsız Değişken	Ki-kare	Olasılık
TÜRKİYE	D(INT)	2,890	0,576
	D(LNCPI)	10,412	0,034**
	D(LNM3)	42,374	0,000***
BREZİLYA	D(INT)	9,412	0,094*
	D(LNCPI)	4,342	0,501
	D(LNM3)	1,729	0,885
ÇİN	D(INT)	7,996	0,629
	D(LNCPI)	6,707	0,753
	D(LNM3)	18,947	0,041**

Türkiye İle Brics Ülkelerinde Enflasyon, Faiz Oranları Ve Para Arzı İle Döviz Kuru İlişkisinin Karşılaştırması

HİNDİSTAN	D(INT)	3,614	0,306
	D(LNCPI)	6,842	0,077*
	D(LNM3)	5,829	0,120
RUSYA	D(INT)	4,418	0,352
	D(LNCPI)	10,635	0,031**
	D(LNM3)	3,073	0,546
GÜNEYAFRİKA	D(INT)	14,340	0,158
	D(LNCPI)	20,456	0,025**
	D(LNM3)	26,755	0,003***
*** % 1 düzeyinde anlamlı, **%5 düzeyinde anlamlı, *%10 düzeyinde anlamlı.			

Modelin 2 gecikmeli değerleri ile hesaplanan Granger testinin sonuçları bulunmaktadır. Tablo 6'ya bakılarak değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi anlaşılmaktadır. Buna göre %1, %5 ve %10'luk anlam seviyesinde bağımsız değişkenler faiz, enflasyon ve para arzının döviz kuru üzerinde çeşitli ülkelerde etkisi yoktur hipotezi ret edilmektedir. Tablonun diğer satırları ele alındığında ise bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken döviz kuru üzerinde etkisi yoktur hipotezi kabul edilmektedir. Yani faiz değişkeni Türkiye, Çin, Hindistan, Rusya ve Güney Afrika için döviz kurunun Granger nedeni değildir. Faiz Brezilya'da %10 düzeyinde etkisi olduğu tespit edilmiştir. Enflasyon değişkeni Türkiye Hindistan, Rusya ve Güney Afrika'da döviz kurunun nedenleri arasında iken Brezilya ve Çin için böyle bir nedensellik tespit edilememiştir. Türkiye ve Güney Afrika'da % 1 anlamlılık seviyesinde, Çin'de ise % 5 seviyesinde para arzının döviz kurunu etkilediği tespit edilmiştir. Brezilya, Hindistan ve Rusya için değişkenler arasında bir nedensellik tespit edilememiştir. Ayrıca elde edilen sonuçlar, modeldeki uzun dönem katsayı sonuçlarını desteklemektedir.

Sonuç

Günümüzde ülke ekonomilerinin finansal açıdan dışa kapalı olması imkânsızdır. Ülkeler gerek dış ticaret işlemlerinden, gerek uluslararası yatırımlardan ve gerekse diğer nedenlerden dolayı diğer ülkelerle ekonomik açıdan ilişki halindedir. Dolayısıyla döviz hususu ülkelerin finansal yönetimlerinde büyük önem arz etmektedir.

Bu çalışmada ülkelerin döviz kurlarıyla enflasyon oranı, faiz oranları ve para arzı arasında ilişki olup olmadığı Türkiye ile BRICS Ülkeleri arasında karşılaştırma yapılarak saptanmaya çalışılmıştır.

Çalışmanın sonucu olarak;

✓ Güney Afrika ve Hindistan için para arzı katsayıları ile elde edilen t istatistik değerleri iktisadi beklentileri karşılamamaktadır ve sonuç olarak eş bütünleşme vektörleri de döviz kurunu uzun dönemde açıklamak için istatistiksel olarak anlamlı değildir.

✓ Değişkenlerin katsayıları incelendiğinde; faiz oranının bütün ülkeler için anlamlı bir sonuç vererek Çin ve Güney Afrika hariç diğer ülkelerde döviz kuru ile eş yönlü bir ilişkide bulunduğu görülmektedir. Faiz değişkeni döviz kurunu en çok % 6,13 ile Hindistan’da sonra % 5,20 ile Çin’de etkilemektedir. Faiz oranı katsayılarının diğer değişkenlere nazaran fazla yüksek olmaması bütün ülkelerde faiz oranı ile döviz kuru arasında BRICS-T için güçlü bir ilişkinin olmadığı şeklinde yorumlanabilir.

✓ Enflasyon oranları Hindistan hariç çalışmada yer alan bütün ülkeler için döviz kuru ile ters orantılıdır. Enflasyon problemi ile mücadele eden başta Türkiye, Güney Afrika ve Rusya’nın döviz kurunu en çok etkileyen bu problemi katsayılara da yansımıştır. Brezilya’da döviz kurunu enflasyon yüksek bir katsayıyla ters yönlü etkilemektedir. Ülkelerin enflasyon odaklı izlediği politikalar döviz kurlarının enflasyon oranı azalırken artmasını sağlamış, analiz sonuçları da bu durumu teyit etmiştir.

✓ Para arzı Çin hariç bütün ülkelerde döviz kuru ile aynı yönlü hareket etmektedir. Özellikle “düşük kur-yüksek faiz” politikasını yıllardır devam ettiren gelişmekte olan ülkeler, gerekli para arz açığını dış finansman ile karşılamaktadır. Çin’in 90’lı yıllardan başlayarak uygulamış olduğu geniş para arzı politikası ile iç piyasadaki talebi artırıcı politikaları neticesinde döviz kuru bağımlılığı kalmamıştır. Bu durum analiz sonuçları ile de teyit edilmektedir.

✓ BRICS-T ülkelerinin hepsinde döviz kuru değişkeni için uzun dönemli ayarlama katsayılarının (β) negatif olanları mevcuttur. Ancak Türkiye, Brezilya, Hindistan ve Rusya sonuçları istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Yani hata düzeltme katsayısının sadece bu ülkeler için çalıştığı söylenebilirdi ancak Rusya, Hindistan, Çin ve Brezilya’ya ait birer ayarlama katsayıları da pozitif çıktığından dolayı hata düzeltme modelleri kullanılamaz. Hata düzeltme modeli çalışmadığı için, sistemde muhtemel ortaya çıkabilecek bir dengesizliğin de ne zaman düzeltileceği söylenemez.

✓ Granger Nedensellik Testi sonuçlarına göre Türkiye’de döviz kurunun nedeni enflasyon ve para arzı, Brezilya’da faiz, Çin’de para arzı, Hindistan’da ve Rusya’da enflasyon, Güney Afrika ‘da enflasyon ve para arzı olarak bulunmuştur.

Türkiye İle Brics Ülkelerinde Enflasyon, Faiz Oranları Ve Para Arzı İle Döviz Kuru İlişkisinin Karşılaştırması

✓ Ayrıca elde edilen Granger Nedensellik testi sonuçları, modeldeki uzun dönem katsayı sonuçlarını çoğunlukla desteklemektedir.

Gelecek çalışmalarda farklı makroekonomik değişkenler modele eklenerek diğer gelişmekte olan ülkeler üzerinde araştırma yapılarak çalışma genişletilebilir.

Kaynakça

- Aksu, H. ve Emsen, Ö.S. (2018). Enflasyon, Faiz ve Döviz Kuru İlişkileri: Türkiye İçin ARDL Analizleri İle Asimetrik Eş-Bütünleşme Araştırması (2003: 01-2017: 12). Atatürk Üniversitesi. İktisadi ve İdari Bilimleri Fakültesi.33-1.
- Bal, O. (2012). Döviz Kuru, Mevduat Faiz Oranı, Enflasyon ve Devlet İç Borçlanma Senetleri İlişkisi (1994–2008). Akademik Bakış Dergisi. 31, 1-20.
- Brailsford, T. ve Penm, J.H.W. ve Lai, C.D. (2006). Effectiveness Of High Interest Rate Policy On Exchange Rates: A Reexamination Of The Asian Financial Crisis. Journal Of Applied Mathematics and Decision Sciences. 1-9.
- Çatalbaş, G.K. (2007). Türkiye’de Para Arzı İle Enflasyon Arasındaki ilişkinin Parametrik Olmayan Regresyon Analizi İle İncelenmesi. Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi. 9 (3), 197-212.
- Dünya (2018). Türkiye İçin BRICS Fırsatı. (<https://www.dunya.com/ekonomi/turkiye-icin-brics-firsati-haberi-423320>, 24.07.2018)
- Fortune (2018). BRICS Ülkeleri Diplomasi ve Ekonomide Yükselişte. (<http://fortuneturkey.com/brics-ulkeleri-diplomasi-ve-ekonomide-yukseliste-39688>, 24.07.2018)
- Gujarati, D.N. ve Dawn C. P. (2012). Temel Ekonometri. 5. Basım. Ekim 2012. İstanbul. (Çev). Ümit Şenesen ve Gülay Günlük Şenesen.
- Gül, E. ve Ekinci, A. (2006). Türkiye’de Enflasyon ve Döviz Kuru Arasındaki Nedensellik İlişkisi: 1984 – 2003. Sosyal Bilimler Dergisi. 1, 91-106.
- Granger, C. W. J., (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. Econometrica. 37 (3), 424–438.
- Hacıevliyagil, N. ve Demir, Y. (2016). Döviz Kurunun Temel Makro Ekonomik Değişkenlerle İlişkisi: Türkiye ve BRICS Ülkeleri Karşılaştırması. Finans Politik & Ekonomik Yorumlar Dergisi. 53 (615), 41-64.

- Katusiime, L. ve Agbola, F.W. (2018). Modelling The Impact Of Central Bank Intervention On Exchange Rate Volatility Under Inflation Targeting. *Applied Economics* 50 (40), 4373–4386.
- Kim, S. ve Lim, K. (2018). Effects Of Monetary Policy Shocks On Exchange Rate In Small Open Economies. *Journal of Macroeconomics Elsevier*. 56, 324-339.
- Kök, R., İspir, M.S. ve Arı, A.A. (2010). Zengin Ülkelerden Azgelişmiş Ülkelere Kaynak Aktarma Mekanizmasının Gerekliliği ve Evrensel Bölüşüm Parametresi Üzerine Bir Deneme. (http://kisi.deu.edu.tr/recep.kok/Zengin_ispir.pdf)
- Kök, R. ve Şimşek, N. (2006). Endüstri-İçi Dış Ticaret, Patentler ve Uluslararası Teknolojik Yayılma. <http://www.deu.edu.tr/userweb/recep.kok/dosyalar/eidtpatentyayilma.pdf>
- Lamia, B. ve Djelassi, M. (2017). The Relationship Between Exchange Rate and Inflation Targeting In Emerging Countries. *Asian Economic and Financial Review*. 7 (11), 1028-1038.
- Oktayer, A. (2010). Türkiye’de Bütçe Açığı, Para Arzı ve Enflasyon İlişkisi. *Maliye Dergisi*. 158, 431-447.
- Özmen, M. ve Koçak, F.İ. (2012). Enflasyon, Bütçe Açığı ve Para Arzı İlişkisinin ARDL Yaklaşımı İle Tahmini: Türkiye Örneği. *Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi*. 16 (1), 1-19.
- Saraç, T. B. ve Karagöz, K. (2016), Impact of Short-Term Interest Rate On Exchange Rate: The Case of Turkey. *Procedia Economics and Finance*. 38, 195-202.
- Saraçoğlu, M., Kuzu, M. ve Kocaoğlu, F. (2015). Türkiye Ekonomisinde Sermaye Hareketleri, Döviz Kuru, Enflasyon ve Faiz Arasındaki Etkileşimlerin Küresel Ekonomi Politik Çerçevesinde Analizi. *Gazi İktisat ve İşletme Dergisi*. 1 (2), 75-110.

Sever, E. ve Mızrak, Z. (2007). Döviz Kuru, Enflasyon ve Faiz Oranı Arasındaki İlişkiler: Türkiye Uygulaması. Sakarya Üniversitesi İİBF Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi. 13, 265-283.

Studenmund, A.H. (2011). Using Econometrics: A Practical Guide. Pearson Publishers. New York.