

PAPER DETAILS

TITLE: D v z Kuru Hareketleri ve B t  e A ığı, Enflasyona Yol A ar M ? Gelismekte Olan Asya  lkeleri  zerine Bir Panel Nedensellik Analizi

AUTHORS: B lent DOGRU,M rsit RECEPOGLU,Orkun  ELIK

PAGES: 21-36

ORIGINAL PDF URL: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/65397>

Döviz Kuru Hareketleri ve Bütçe Açığı, Enflasyona Yol Açar Mı? Gelişmekte Olan Asya Ülkeleri Üzerine Bir Panel Nedensellik Analizi

Bülent DOĞRU

Yrd.Doç. Dr., Gümüşhane Üniversitesi, İİBF
buldogru@gmail.com

Mürşit RECEPOĞLU

Arş. Gör., Gümüşhane Üniversitesi, İİBF
mursit_recepoglu@hotmail.com

Orkun ÇELİK

Arş. Gör., Gümüşhane Üniversitesi, İİBF
ocelik@gumushane.edu.tr

Döviz Kuru Hareketleri ve Bütçe Açığı, Enflasyona Yol Açar Mı? Gelişmekte Olan Asya Ülkeleri Üzerine Bir Panel Nedensellik Analizi

Do Exchange Rates and Budget Deficit Lead to Inflation? A Panel Causality Analysis on Developing Asian Countries

Özet

Gelişmekte olan ekonomilerde bütçe açıkları ve döviz kuru hareketleri derin olmayan finansal piyasalar üzerinden enflasyonist etkilerde bulunabilmektedir. Bu çalışmada döviz kurunun ve bütçe açığının kısa ve uzun dönemde enflasyona yol açıp açmadığı 22 gelişmekte olan Asya ülkesi üzerinden 1980 ve 2011 arası dönem için analiz edilmektedir. Gelişmekte olan ülkelerin tek bir coğrafyadan seçilme nedeni modeldeki birim etkilerin sabit kabul edilmesidir. Analiz yöntemi olarak panel eş bütünleşme, hata düzeltme modeli ve panel nedensellik teknikleri kullanılmıştır. Çalışmadan elde edilen ampirik bulgulara göre kısa dönemde bütçe açığı ve döviz kurundan enflasyona bir nedensellik ilişkisi olmamasına rağmen, uzun dönemde bütçe açığı ve döviz kuru enflasyona neden olmaktadır.

Abstract

In developing economies, budget deficit and exchange rates can lead inflation through shallow financial markets. In this study it is tested whether budget deficit and exchange rates cause inflation in long-run and short-run for 22 developing Asian countries for the time period of 1980 and 2011. The reason why we select all the developing countries from one region is that we assume all countries have fixed unit effect in the models. In this study we use panel co-integration, error correction model and panel causality methods as empiric test. Findings suggest that in short-run there is no causality running from exchange rate and budget deficit to inflation but in long-run budget deficit and exchange rates cause inflation.

Anahtar Kelimeler: Tüketici Fiyat endeksi, Bütçe Açığı, Döviz Kuru, Panel Nedensellik, Hata Düzeltme, Eş-Bütünleşme

Keywords: Consumer Price Index, Budget Deficit, Exchange Rate, Inflation, Panel Causality, Error Correction, Co Integration

1. Giriş

Gelişmekte olan ülkelerde üretim düzeyi yüksek olmadığı için toplanan vergiler de kamu harcamalarını karşılamaya yetmemektedir. Bu da ciddi bütçe açıklarının ortaya çıkmasına neden olmaktadır. Bu açıklar, iç borçlanma, dış borçlanma ve enflasyona neden olmasına rağmen para basılarak (senyoraj geliri) kapatılmaya çalışılır. İç piyasalar yeterince derin olmadığı, dış piyasalardan borçlanmak da hem maliyetli hem de vadesi kısa olduğundan, geriye bütçe açığını kapatmanın en kolay yolu olan enflasyonu vergi gibi kullanma seçeneği kalmaktadır (Yayla, 2007: 36-38). Geçmişte birçok gelişmekte olan ülke gibi gelişmekte olan Asya Ülkeleri de iç ve dış kredibilitenin azaldığı dolayısıyla borç faizlerinin yükseldiği ve vadesinin kısaldığı dönemlerde, bütçe açıklarını kapatmak için enflasyonu vergi gibi kullanan para basma yöntemine sıklıkla başvurmuşlardır.

Ayrıca gelişmiş ekonomiler ile gelişmekte olan ekonomiler arasında da bütçe açığının finansmanı yönünden farklılıklar bulunmaktadır. Gelişmiş ülkeler, kamu açıklarını iç kaynaklara yönelmeden, uzun vadeli ve düşük faizli dış borçlanma ile kapatma imkanına sahipken, gelişmekte olan ülkeler iç ve dış borçlanmalarını yüksek faiz ve uzun vade ile gerçekleştirmektedir (Ejder, 2002: 195). Bu borçlanmalar sonucunda kamu borç yükünün artmasına paralel olarak yerli paranın değer-sizleşmesi ya da değerli olması da ithal mallara olan talebin azalmasına (artmasına) neden olmaktadır. Ayrıca bu ülkeler genelde tarım ürünleri ve sanayi ürünleri ihracatçısı hizmet ürünleri ve teknolojik ürün ithalatçısı ülkeler olduklarından iç piyasalarına ithal mallara olan talep döviz kurları üzerinden oldukça esnektir. Dolayısıyla döviz kurları dolaylı yoldan iç piyasada enflasyonu etkileyen bir olgudur.

Enflasyon, döviz kurları ve bütçe açığı arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalarda elde edilen sonuçlar farklılık arz etmektedir. Seçilen ülkelerin ait olduğu gelişmişlik düzeyi, kullandığı döviz kuru, gelişmiş ekonomi olup olmadığı, merkez bankasının enflasyon hedeflemesi uygulayıp uygulamadığı, bulunduğu coğrafyanın dünya ticaretindeki yeri gibi bir çok para, maliye politikası ve makroekonomik farklılıklar ampirik analizlerin farklı sonuçlar çıkmasına neden olmaktadır. Bu yüzden bu çalışmada aynı coğrafyadan ülkeler seçilerek bazı farklılıkların minimize edilmesi yoluna gidilmiştir. Ayrıca ülkelerin birbirine yakın ve tek bir coğrafyadan seçilmiş olması yatay kesit bağımlılığının ve birim etki faktörünün sabit kabul edilmesi gibi kolaylaştırıcı ampirik sonuçlar sağlamaktadır.

Gelişmekte olan ülkeler ve gelişmiş ülkeler üzerine yapılan çalışmalara bakıldığında; bütçe açığının enflasyonu arttırdığı, yani bütçe açığının enflasyonun nedeni olduğu çalışmaların (Chang, 1994; Rahman vd., 1996; Olandipo ve Akinbobola, 201; Lin ve Chu, 2013; Sahan ve Bektaşoğlu, 2010; Günaydın, 2004) yanı sıra, bütçe açığı ve enflasyon arasında ilişki olmadığını bulan çalışmalar (Abizadeh You-

sefi, 1998; Altıntaş ve diğerleri, 2008; Gümüş, 2008) da vardır. Ancak enflasyonun bütçe açığına neden olduğu çalışmaya rastlanamamıştır.

Döviz kuru da bütçe açığını hem pozitif hem de negatif ya da ilişkisiz çıktığı çalışmalar vardır. Döviz kuru ve bütçe açığı arasında uzun dönemde bütçe açığından döviz kuruna doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulan çalışmaların (Rahman vd., 1996; Srivyal ve Venkata, 2004) yanı sıra negatif ilişki bulan çalışmalar da vardır (Beck 1994; Günaydın, 2000). Bazı çalışmalarda ise hiçbir ilişkiye rastlanamamıştır (Lissovolik, 2003). Ancak Sachs'a (1985) göre bütçe açığının azalması doların değerinin de azalması anlamına gelmektedir. Bu görüşü savunan birçok yazar vardır (bkz. Mundell, 1963; Fleming, 1962; Dornbusch 1976).

Bu çalışmanın amacı, gelişmekte olan belli bir coğrafyadaki ülkelerde bütçe açıklarının ve döviz kurlarının enflasyona neden olup olmadığını ve bu üç değişkenin uzun dönemde birlikte hareket edip etmediğini, 22 gelişmekte olan Asya ülkesi (Bangladeş, Butan, Brunei Darüsselam, Kamboçya, Çin, Fiji, Hindistan, Endonezya, Kiribati, Malezya, Maldivler, Nepal, Pakistan, Papua Yeni Gine, Filipinler, Samoa, Solomon Adaları, Sri Lanka, Tayland, Tonga, Vanuatu ve Vietnam) özelinde eş bütünleşme analizi, panel nedensellik ve hata düzeltme modeli ile ortaya çıkartmaktır. Veriler 1980-2011 arası döneme ait yıllık panel serisi verilerdir.

Çalışmanın ampirik bulgularına göre, enflasyon ve bütçe açığı uzun dönemde eş bütünleşik hareket etmektedir. Yani bu değişkenler uzun dönemde bir denge noktasına yakınsamaktadırlar. Ayrıca panel nedensellik analizi sonuçlarına göre de kısa dönemde bütçe açığı ve döviz kurları enflasyonu anlamlı şekilde etkilemese de uzun dönemde bütçe açığı ve döviz kuru enflasyona neden olmaktadır. Kurulan hata düzeltme modeline göre, bütçe açığından enflasyona doğru bir nedensellik ilişkisi vardır.

2. Literatür

Literatürdeki çalışmalara baktığımızda bütçe açıkları, döviz kuru ve enflasyon arasındaki ilişkiyi açıklayan standart bir şablonun olmadığını, ancak gelişmekte olan ülkeler üzerine yapılan çalışmaların çoğunda iktisat teorisinin öngördüğü gibi genelde bütçe açıkları enflasyonla pozitif ilişkili, döviz kurları ise bütçe açığı ile ters oranlı çıkmaktadır. Bu ilişkiler de genelde tek yönlü nedenselliğe dayanmaktadır.

Habibullah vd. (2011), 13 Asya ülkesi için bütçe açığı ve enflasyon arasındaki ilişkiyi 1950-1999 arası dönem için Granger nedensellik testi ve hata düzeltme modeli ile incelemişlerdir. Çalışmanın sonuçlarına göre enflasyon ve bütçe açığı arasında uzun dönemde eş bütünleşik bir ilişki vardır. Yazarlar bu yüzden Asya ülkelerinde bütçe açıklarının enflasyonist sonuçlar doğurduğu sonucuna varmaktadırlar.

Döviz kuru, bütçe açığı ve enflasyon arasındaki ilişkiyi eş bütünleşme analizi ile Türkiye için 1982-2003 arası dönemde inceleyen Işık ve Acar (2004), döviz kuru ve enflasyon arasında uzun dönemde kuvvetli bir ilişki bulmalarına rağmen bütçe açığı ile herhangi bir ilişkiye rastlanamamıştır.

Oladipo ve Akinbobola (2011), Nijerya ekonomisi için 1975- 2010 arası dönemde Granger nedensellik ve hata düzeltme modeli ile döviz kuru, bütçe açığı ve enflasyon arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışmanın bulgularına göre, bütçe açığı enflasyonun direkt olarak Granger manada nedenidir. Ayrıca, bütçe açığı enflasyonu döviz kurunda dalgalanmalar yaratarak da dolaylı yoldan etkilemektedir.

Lissovolik (2003), eş bütünleşme analizi ile 1993-2002 döneminde Ukrayna'daki enflasyon belirleyicilerini inceleyen çalışmasında, uzun dönemde parasal dönüşüm mekanizmasının ücretlere etki etmekte olduğunu bulmuş ancak bütçe açıklarının enflasyona neden olduğuna dair bir bulguya rastlanamamıştır.

Ağayev (2011), panel nedensellik ve panel sabit etkileri yöntemini kullanarak 1996-2008 arası dönemde kısmen düşük enflasyona sahip 10 CIS geçiş ekonomisindeki (Ermenistan, Azerbaycan, Belarus, Kazakistan, Kırgızistan, Moldova, Rusya, Tacikistan, Özbekistan, Gürcistan) enflasyonun kısa ve uzun dönem belirleyicilerini saptamaya çalışmıştır. Çalışmanın sonuçlara göre, döviz kurundaki değer artışları ve nominal ücret artışları enflasyona neden olmamaktadır.

Gül ve Ekinci'nin (2006), döviz kuru ve enflasyon arasındaki ilişkiyi Johansen eş bütünleşme testi ve Granger nedensellik testi ile 1984 ve 2003 arası dönem için analiz ettikleri çalışmalarında, döviz kuru ile enflasyon arasında uzun dönemde eş bütünleşik bir hareket olduğunu ortaya çıkarmışlardır. Ayrıca döviz kurundan enflasyona doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığını da tespit etmişlerdir.

Sahan ve Bektaşoğlu (2010), 1990-2008 yıllarını kapsayan dönemde 16 AB ülkesi (Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Polonya, Avusturya, Belçika, Yunanistan, Danimarka, Fransa, Almanya, İtalya, Hollanda, Norveç, Slovakya, İspanya, İsveç ve İngiltere) için enflasyon ve bütçe açığı arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. Eş bütünleşme analizi kullanılarak elde edilen sonuçlara göre; 16 AB ülkesinin bazılarında bütçe açığı ve enflasyon arasında uzun dönemde pozitif; bazılarında ise negatif bir ilişki vardır.

Oktayer (2010), Türkiye'de 1987-2009 yılları arasında bütçe açığı, parasal büyüme ve enflasyon arasındaki ilişkiyi analiz ettiği çalışmasında elde ettiği ampirik bulgulara göre; bütçe açıkları uzun dönemde enflasyon üzerinde anlamlı bir etkiye sahiptir.

Altıntaş, Çetintaş ve Taban (2008), bütçe açıkları, parasal büyüme ve enflasyon arasındaki ilişkiyi Türkiye için 1992-2006 yılları arasında ARDL sınır testi ile analiz etmişlerdir. Vardıkları sonuçlara göre, enflasyon ile parasal büyüme arasında hem

kısa hem de uzun dönemde pozitif bir ilişki vardır. Ancak bütçe açığı ile enflasyon arasında kısa ve uzun dönemde anlamlı herhangi bir ilişkiye rastlanamamıştır.

Gümüş (2008), 1980-2006 arası dönemde Türkiye’de bütçe açıkları ve bu açıkların finansman yöntemlerinin makroekonomik etkilerini incelediği çalışmasının sonuçlarına göre, bütçe açıkları ile büyüme, enflasyon, ödemeler dengesi arasında herhangi bir ilişki tespit edilememiştir. Buna karşın Günaydın’ın (2004) Türkiye için yapmış olduğu çalışmada bütçe açığı ile enflasyon arasında hem kısa hem de uzun dönemde pozitif yönlü bir ilişkinin var olduğu sonucuna varılmıştır.

Berument (2002) ise çalışmasında Türkiye’de ki reel döviz kurunun fiyatlar genel düzeyi üzerindeki etkisini tespit etmeye çalışmıştır. Reel döviz kuru, enflasyon ve reel GSYİH verilerini kullanarak kurduğu ve otoregresyon modellerini tahmin etmeye çalışmış ve reel döviz kurunun sektörlerdeki fiyatları farklı yönde etkilediğini, TEFİ oranının TÜFE oranından daha fazla reel döviz kurundaki hareketlerden etkilendiği sonucuna varmıştır.

Son olarak, enflasyon, bütçe açığı ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi Türkiye için inceleyen, Günaydın’ın (2000) yapmış olduğu eş bütünleşme analizi ve kurduğu hata düzeltme modeli sonuçlarına göre, reel bütçe açıklarında meydana gelecek yüzde bir oranındaki artışın bir yıllık bir gecikme ile reel döviz kurlarında az da olsa bir azalışa neden olacağı sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca, bütçe açıklarının parasallaşma olgusu ile enflasyonu artırdığı ve enflasyonda meydana gelecek artışın da iki yıllık bir gecikme ile reel döviz kurlarında bir yükselişe neden olacağı vurgulanmıştır.

3. Metodoloji

Bu çalışma Habibullah, Cheah ve Baharom’un (2011), 13 Asya ülkesi için geliştirdikleri bütçe açıkları ve enflasyon modeline döviz kurlarını da ilave etmektedir. Ayrıca bu makale Rahman, Mustafa ve Bailey’in (1996), Amerika için test ettikleri bütçe açığı, enflasyon ve döviz kuru modelini bir adım ileri taşıyarak Gelişen Asya Ülkeleri’ne uygun hale getirmiştir. O halde enflasyonu, döviz kuruna ve bütçe açığına olan hassasiyeti şeklinde aşağıdaki model çerçevesinde ifade edebiliriz:

$$LCPI_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}LEXC_{it} + \alpha_{2i}BD_{it} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1,2,3, \dots, N; \quad t = 1,2,3, \dots, T \quad (1)$$

Burada CPI, EXC ve BD sırasıyla tüketici fiyat endeksini, döviz kurunu ve bütçe açığını göstermektedir. Çalışmada kullanılan veriler yıllık olup 1980-2011 dönemini kapsamaktadır. 27 Gelişen Asya ülkesinden verilerine ulaşabildiğimiz 22 tanesi çalışmaya dâhil edilmiştir (Bangladeş, Butan, Brunei Darüsselam, Kamboçya, Çin, Fiji, Hindistan, Endonezya, Kiribati, Malezya, Maldivler, Nepal, Pakistan, Papua Yeni Gine, Filipinler, Samoa, Solomon Adaları, Sri Lanka, Tayland, Tonga, Vanuatu ve Vietnam).

4. Data

Bütün veriler Dünya Bankası'nın Dünya kalkınma Göstergelerinden (World Bank's World Development Indicators) alınmıştır. Bu çalışmada fiyat seviyesi olarak tüketici fiyat endeksi (CPI), döviz kuru olarak yerli paranın Dolara oranı (EXC) ve bütçe açığını temsilen kamu harcamaları ve kamu gelirleri arasındaki farkın toplam hasılaya oranı (BD) veri olarak alınmıştır. Döviz kuru ve fiyat endeksinin doğal logaritması alınmıştır. Veriler 1980-2011 dönemini kapsayan yıllık verilerdir. Tablo 1'de verilere ait betimleyici istatistikler verilmiştir.

Tablo 1: Ampirik Modeldeki Değişkenlerin Betimleyici İstatistikleri

Değişken	Ortalama	Standart Sapma	Minimum Değer	Maksimum Değer
Döviz Kuru, EXC	1359.574	3834.182	0.970	20656.51
Tüketici Fiyat Endeksi, CPI	157.583	141.319	42.43	1002.387
Bütçe Açığı, BD (%)	2.673	6.384	-40.003	31.720

Not: Hesaplamalar 1980 ve 2011 arasındaki yıllık veriler üzerinden yapılmıştır.

5. Ampirik Bulgular

Bu çalışmada elde edilen ampirik bulgular üç aşamada elde edilmiştir: Birim kök testi, eş bütünleşme analizi ve nedensellik analizi.

5.1. Birinci Nesil Panel Birim Kök Testi

Bu çalışmada yatay kesit bağımlılığını dikkate almayan (yatay kesit bağımsızlığı olan paneller) birinci nesil birim kök testleri ve yatay kesit bağımlılığını dikkate alan (yatay kesit bağımlılığı olan paneller) ikinci nesil birim kök testleri ile değişkenlerin durağanlıkları analiz edilmiştir. Birimler arasında korelasyon zaman olduğu birinci nesil (kuşak) birim kök testlerinin asimptotik dağılımları etkilenmektedir. Bu yüzden birinci nesil birim kök testleri birimler arası korelasyonsuzluk gibi oldukça kısıtlayıcı bir varsayımı kabul ederek durağanlığı analiz etmektedir. Oysa ikinci nesil birim kök testleri birimler arası korelasyonu da dikkate alarak durağanlık analizi yapmaktadır (Tatoğlu, 2012: 220). Bu bağlamda önce yatay kesit bağımsızlığını dikkate alan birinci nesil panel birim kök testleri olan Levin, Lin ve Chu (2002) (LLC) ve Im, Pesaran ve Shin (2003) (IPS) ile değişkenlerin durağanlık özellikleri analiz edilmektedir. Tablo 1a'da sunulan birinci nesil birim kök testlerinin sonuçlarına göre bütün değişkenler düzey değerlerinde durağan değildir ve ancak birinci farkları alındığında durağanlaşmaktadır. O halde bütün değişkenler birinci nesil birim kök testi sonuçlarına göre $I(1)$ 'dir.

Tablo 1a: Panel Birim Kök Testleri

		LLC	IPS
Düzey	BD	-2.081 (0.0187)	-2.791 (0.1268)
	LCPI	-3.893 (0.0057)	1.534 (0.9377)
	LEXC	-6.840 (0.1100)	-2.875 (0.0820)
Birinci fark	Δ BD	-8.943 (0.0000)	-9.723 (0.0000)
	Δ LCPI	-5.065 (0.0000)	-7.864 (0.0000)
	Δ LEXC	-7.756 (0.0000)	-7.827(0.0000)

Not: Parantez içindeki değerler olasılıkları (P-values) göstermektedir. Optimal gecikme uzunluğu Schwarz Kriterine göre belirlenmiştir. LLC’de temel hipotez “en az bir birim kök vardır” şeklindedir. IPS’de ise temel hipotez “hiçbir birim durağan değildir” ve alternatif hipotez de “birimlerden en az biri durağandır” şeklindedir.

5.2. İkinci Nesil Panel Birim Kök Testi

Bu çalışmada değişkenlerdeki durağanlık ayrıca yatay kesit bağımlılığına izin veren ikinci nesil birim kök testleri ile de analiz edilmiştir. Bu amaçla Breuer vd.(2002) tarafından geliştirilen SURADF (Seemingly Unrelated Augmented Dickey Fuller) ve Pesaran (2006) tarafından geliştirilen CADF (cross-sectionally augmented Dickey Fuller) testleri bu bölümde verilere uygulanmıştır. SURADF ve CADF test sonuçları sırasıyla tablo 1b ve 1c’de yer almaktadır. SURADF sonuçlarına göre 17 ülkenin LEXC değişkeninde, 18 ülkenin LCPI değişkeninde ve bütün panelde yer alan ülkelerin hepsinin BD değişkeninde birim kök vardır. Birim kök olduğunu ileri süren temel hipotez LEXC değişkeninde Bangladeş, Brunei, Vietnam, Papua Y.G ve Pakistan için; LCPI değişkeninde Kamboçya, Fiji, Endonezya, Maldivler ve Pakistan için ret edilmektedir. Tablo 1c’ de elde edilen sonuçlar SURADF sonuçlarını teyit etmektedir. CADF testi LEXC, LCPI ve BD değişkenlerinde sırasıyla 20, 21 ve 18 Güney Asya ülkesinde birim kök olduğunu ileri süren hipotezi ret edememektedir. LEXC için Vanuatu ve Vietnam; LCPI için sadece Vietnam ve BD için Hindistan, Malezya, Pakistan ve Vietnam verilerinde birim kök olmadığını % 10 anlamlılık düzeyinde kabul etmektedir. Böylece ikinci nesil birim kök testleri de panel verilerde çoğunlukla birim kök olduğunu ve eşbütünleşme düzeyinin I(1) olduğunu ortaya koymaktadır.

Tablo 1b: SURADF Test Sonuçları

Ülke	LEXC		LCPI		BD		p
	SURADF t-	[CV=0.05]	SURADF	t- [CV=0.05]	SURADF	[CV=0.05]	
Bangladeş	-7.9223*	-5.1249	-3.0208	13.8402	-0.2447	6.8011	2
Bhutan	-6.0618	-6.5968	-7.2262	-7.3509	1.0514	-11.5912	3
Brunei	-11.0878*	0.3508	-7.3216	-8.3066	-7.0578	-7.1517	4
Kamboçya	-4.2301	-5.3503	-10.7745*	-8.7915	-2.3867	-6.1448	2
Çin	-5.5132	-7.5762	-8.0869	-9.6265	2.3671	-8.4054	2
Fiji	-5.0713	-4.9317	-14.6489*	-11.4424	-1.2028	-8.5407	4
Hindistan	-2.8867	2.8223	-7.2561	-7.486	-0.0383	-14.496	3
Endonezya	-6.3084	-6.3828	-17.5012*	-9.2931	1.2787	-12.9286	2
Kiribati	-0.5352	-0.5987	-9.1761	-9.2711	-0.6209	-11.4427	4
Malezya	-2.3568	-8.7551	-10.4198	-10.4731	-1.6081	-10.2198	5
Maldivler	-2.9063	-6.4343	-13.9514*	-9.6702	-3.6911	-9.0209	5
Nepal	-6.1469	-6.3004	-7.0977	-8.3784	-3.359	-5.8098	2
Pakistan	-7.006*	0.8451	-6.7378	-7.9977	-3.4976	-3.9985	3
Papua Y.G	-2.8815*	-0.3963	-8.3173	1.5359	-4.0571	-7.459	6
Filipinler	-5.1491	-6.508	-8.0145	-9.319	-3.5362	-9.0145	2
Samoa	-5.3111	-6.3156	-6.0942	-9.3791	-3.488	-9.3436	2
Solomon A	-4.5037	-7.1286	-10.2865	-11.1356	-3.4214	-7.5965	2
Sri Lanka	-6.0166	-6.2376	-11.7887	-11.2767	-5.983	-8.2875	4
Tayland	-0.8161	1.5032	-14.0824	-32.3371	-2.8377	-33.9499	4
Tonga	-10.6992	11.2484	-1.4275	-7.1076	-5.0283	-13.5154	5
Vanuatu	-5.6959	-37.8911	-3.472	-11.4372	-6.298	2.7716	3
Vietnam	-11.7615*	0.5884	0.8591	-21.8403	-5.1556	-7.8965	3

Notlar: SURADF için 1000 tekrarlı Monte Carlo simülasyonu ile bootstrap kritik değerleri % 5 için türetilmiştir.

Tablo 1c: CADF Test Sonuçları

Ülke	LEXC		LCPI		BD	
	CADF	p	CADF	p	CADF	p
Bangladeş	-2.6012	7	-2.5588	7	-1.1599	5
Bhutan	-1.7225	6	-1.7157	6	-1.1974	6
Brunei	-2.8787	7	-2.8903	7	-1.5981	7
Kamboçya	-2.3417	6	-2.3235	6	-1.9593	2
Çin	-2.7735	7	-2.7614	7	-1.3071	2
Fiji	-2.2994	7	-2.3222	7	-2.9715	2
Hindistan	-2.0734	7	-2.0955	7	-4.1841*	2
Endonezya	-1.7262	7	-1.8466	7	-2.8317	2
Kiribati	-1.7146	7	-1.7123	7	-2.8966	3
Malezya	-1.8732	7	-1.9026	7	-3.6659*	2
Maldivler	-2.7231	2	-2.7923	2	-3.6372	2
Nepal	-1.9401	5	-1.9513	5	-2.9553	2
Pakistan	-2.1687	5	-2.1737	5	-4.1923*	2
Papua Y.G	-1.9923	5	-1.9901	5	-2.352	5
Filipinler	-1.9597	5	-1.9797	5	-3.5295	3
Samoa	-1.6146	5	-1.6201	5	-4.3503	7
Solomon A	-1.8085	5	-1.8096	5	-3.7274	4
Sri Lanka	-2.0758	2	-2.0746	2	-2.1576	5
Tayland	-1.8617	2	-1.8385	2	-1.4763	4
Tonga	-1.717	6	-1.7121	6	-1.2119	5
Vanuatu	-2.9271*	2	-2.9279	2	-1.4365	6
Vietnam	-4.1763*	4	-4.1322*	4	-3.7164*	7

Not: ***, ** ve * sırasıyla Yüzde 1, 5 ve 10 hata düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir. Gecikme uzunlukları (p) Scharz bilgi kriterine göre seçilmiştir. CADF testi için kritik değerler Pesaran (2006), Tablo 1c'den elde edilmiştir. Bu kritik değerler % 1, 5 ve 10 için sırasıyla -4.11, -3.34, -2.96 şeklindedir. Biz sadece % 1 ve 5 hata düzeyinde anlamlı olanları kabul etmekteyiz.

5.3. Panel Eş Bütünleşme Analizi

Birim kök testleri aynı düzeyde durağan olan seriler arasında eş bütünleşme olabileceğini işaret etmektedir. Bu durumun testlerle ortaya çıkarılması gerekmektedir. Panelde eş bütünleşme olmadığını öne süren hipotezi (yani paneldeki seriler bağımsız hareket etmektedir) test etmek için Pedroni (1999) eş bütünleşme testleri uygulanmıştır. Grup ρ -testi ve panel u -testi hariç diğer Tablo 2’de sunulan diğer panel eş bütünleşme testleri sonuçlarına göre döviz kuru, bütçe açıkları ve enflasyon uzun dönemde durağan durum dengesine gelecektir. Yani bu değişkenler bütünleşik hareket etmektedirler.

Tablo 2: Panel Eş Bütünleşme Testleri

Grup içi Testler	Sabitli Model	Sabit ve Trendli Model
Panel u -istatistiği	0.27	-0.93
Panel ρ (ρ)- İstatistiği	1.86	-0.02*
Panel PP-İstatistiği	-6.41*	-15.29*
Panel ADF- İstatistiği	-2.60*	-6.69*
Gruplararası testler		
Grup ρ (ρ)-İstatistiği	3.83	3.41
Grup PP-İstatistiği	2.67*	-8.40*
Grup ADF- İstatistiği	1.42**	-2.34*

Not: ** ve * % 5 ve % 1 hata düzeylerinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Bu çalışmada yatay kesit bağımlılığını dikkate almadığımız ve birimlerin etkisini farklı kabul ettiğimiz (heterojenite varsayımı) için eş bütünleşme modelinin parametreleri Pedroni (2000 ve 2001) ve Philips ve Moon (2000) tarafından geliştirilen Tam Değiştirilmiş En Küçük Kareler Tahmincisi (FMOLS) ve Panel Dinamik En Küçük Kareler Tahmincisi (DOLS) (Kao ve Chiang, 2000) ile tahmin edilmiştir. FMOLS tahmini yukarıda her ülke için kurulan (1) nolu denklemin tahmini sonucu üretilen katsayı tahminlerine dayanırken, panel DOLS tahmincisi, aşağıdaki modeli En Küçük Kareler Yöntemi’ne göre tahmin etmeyi gerektirmektedir:

$$LCPI_{it} = \phi_{0i} + \phi_{1i}LEXC_{it} + \phi_{2i}BD + \sum_{k=-K_{ii}}^{K_{ii}} \omega_{ik}\Delta LEXC_{it} + \sum_{k=-K_{ii}}^{K_{ii}} \tau_{ik}\Delta BD_{it} + \varepsilon^*_{it} \quad (2)$$

Burada $-K_i$ ve K_i öncül ve gecikmeleri göstermektedir.

Tablo 3’te tahmin edilen eş bütünleşme parametrelerine göre enflasyon, bütçe açığı ile pozitif, döviz kuru ile negatif ilişkilidir. Daha spesifik olarak panel DOLS

sonuçlarına bakıldığında, bütçe açığında meydana gelecek % 1 oranındaki artışın trendli modelde % 0.04, trendsiz modelde ise % 0.06 kadar enflasyonu artırması beklenmektedir. Benzer şekilde döviz kurunda meydana gelecek % 1 oranındaki artış da enflasyonu trendli modelde % 0.02, trendsiz modelde ise % 0.35 kadar artırması beklenmektedir. FMOLS modelinde ise sadece bütçe değişkenine ait uzun dönem parametresi anlamlı çıkmıştır. FMOLS sonuçlarına göre bütçe açığındaki % 1'lik artış enflasyonu % 0.02 ve % 0.006 kadar yukarı çekecektir. Özellikle her iki değişkenin de anlamlı olduğu DOLS sonuçlarına göre, bütçe açığının enflasyon üzerindeki etkisi döviz kurunun etkisinden daha büyüktür.

Tablo 3: Panel Eş bütünleşme Tahmin Sonuçları

Tahmin Metodu	Trendsiz Model		Lineer Trendli Model	
	LEXC	BD(%)	LEXC	BD(%)
Panel FMOLS	-0.004	0.026***	0.030	0.006***
Panel DOLS	-0.035***	0.061**	-0.025	0.046***

Not. Panel DOLS modeli için öncül sayısı 1 gecikme sayısı 2 alınmıştır. *** ve ** sırasıyla % 10 ve % 5 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

5.4. Panel Nedensellik Analizi

Panel eş bütünleşme testi sonuçlarına göre değişkenler arasında neden sonuç etkileşimleri vardır. Eğer değişkenler eş bütünleşik iseler, bir vektör hata düzeltme modeli (VECM) tahmin edilmesi gerekir. Bu doğrultuda bir panel VECM modeli aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\Delta LCPI_{it} = \beta_{1i} + \sum_{p=1}^k \beta_{11ip} \Delta LCPI_{it-p} + \sum_{p=1}^k \beta_{12ip} \Delta LEXC_{it-p} + \sum_{p=1}^k \beta_{13ip} \Delta BD_{it-p} + \delta_{1i} \hat{\varepsilon}_{it-1} + \varphi_{1it}$$

$$\Delta LEXC_{it} = \beta_{21i} + \sum_{p=1}^k \beta_{21ip} \Delta LEXC_{it-p} + \sum_{p=1}^k \beta_{22ip} \Delta LCPI_{it-p} + \sum_{p=1}^k \beta_{23ip} \Delta BD_{it-p} + \delta_{2i} \hat{\varepsilon}_{it-1} + \varphi_{2it}$$

$$\Delta BD_{it} = \beta_{3i} + \sum_{p=1}^k \beta_{31ip} \Delta BD_{it-p} + \sum_{p=1}^k \beta_{32ip} \Delta LCPI_{it-p} + \sum_{p=1}^k \beta_{33ip} \Delta LEXC_{it-p} + \delta_{3i} \hat{\varepsilon}_{it-1} + \varphi_{3it}$$

Burada k, optimal gecikme uzunluğunu, δ_{ji} hata düzeltme parametresini, $\hat{\varepsilon}_{it-1}$ ise panel FMOLS'dan elde edilen hata terimini göstermektedir. $\delta_{ji} \hat{\varepsilon}_{it-1}$ hep birlikte hata düzeltme mekanizmasını temsil etmektedir. Bir diğer deyişle δ_{ji} katsayısı uzun dönem ilişkisinin korunması için bağımlı değişkenin ne kadar hızla dengeye ulaşacağını göstermektedir. Granger nedensellik teoremine göre, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkiden bahsedebilmek için δ_{1i} , δ_{2i} ve δ_{3i} uyarılma kat-

sayılarından en az bir tanesi sıfırdan farklı olmalıdır (Canning & Pedroni, 2008: 512). Modelde β_{ij} 'ler katsayıları, φ_{ijt} ise rassal yürüyüş terimini göstermektedir.

Nedensellik analizi sonuçları Tablo 4'te sunulmaktadır. Tablodan kısa dönemde bütçe açığından ve döviz kurundan enflasyona tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. Sonuçlara göre kısa dönemde enflasyondan döviz kuruna ve bütçe açığına bir nedensellik ilişkisi yoktur. δ_{1i} , δ_{2i} hata düzeltme parametreleri panel VECM tahmini sonucunda anlamlı çıkmışlardır, yani $\delta_{1i} \neq \delta_{2i} \neq 0$. Bu yüzden, kısa dönemde bütçe açığı ve döviz kurundan enflasyona bir nedensellik ilişkisi olmamasına rağmen, uzun dönemde bütçe açığı ve döviz kuru enflasyona neden olmaktadır. Ayrıca tahmin edilen modellerde otokorelasyon olup olmadığı LM testi ile araştırılmış ve üç modelin kalıntıları da otokorelasyon olmadığı görülmüştür.

Tablo 4: Panel Nedensellik Sonuçları

	Kısa Dönem Nedensellik İlişkisi (H_0 hipotezi: $\beta_i = 0$)			Uzun Dönem Neden- sellik ilişkisi (H_0 hipotezi: $\delta_{ji} = 0$)
	ΔBD	$\Delta LCPI$	$\Delta LEXC$	ECT(-1)
ΔBD	-	0.867 [0.648]	1.505 [0.474]	-0.475*
$\Delta LCPI$	0.130 [0.093]	-	17.750 [0.000]	-3.05
$\Delta LEXC$	0.019 [0.960]	13.30 [0.201]	-	0.0005**
	LM (1) test: 12.77 [0.1732]	LM (1) test: 10.41 [0.435]	LM (1) test: 7.89 [0.134]	LM (1) test: 5.89 [0.113]

Not: Olasılık değerleri köşeli parantez içinde verilmiştir. ** ve *, sırasıyla % 5 ve % 1 hata düzeylerinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Elde edilen bu bulgulara göre Türkiye ekonomisinde bütçe açıkları beklenilenin aksine kısa ve orta vadede enflasyon sorunu yaratmamaktadır. Ancak uzun vadede kronikleşen bir bütçe açığı bireylerin rasyonel bekleyişlerini tetikleyecek ve gelecek dönem beklentisini bugünkü politikaya göre oluşturmaya başladığında (uyarlamacı beklentiler) asıl enflasyon sorunu o zaman baş gösterecektir denilebilir.

6. Sonuç

Bu çalışmada gelişen piyasalarda bütçe açıklarının ve döviz kurlarının enflasyonist sonuçlar doğurup doğurmadığı test edilmiştir. Gelişmekte olan piyasalarda bütçe açığını finanse etme yöntemleri ve yükselen döviz kurları, yeterince derin olmayan finansal piyasalar yüzünden enflasyonist ya da deflasyonist eğilimler gösterebilmektedir. Çalışma için 22 gelişen Asya ülkesine ait 1980-2011 arası yıllık verileri kullanılmıştır. Gelişen ülkelerin tek bir coğrafyadan seçilmiş olmasının sebebi yatay kesit bağımsızlığının ve birim etki faktörünün sabit kabul edilmiş olmasıdır.

Ekonometrik analizlerden elde edilen bulgulara göre enflasyon, döviz kuru ve bütçe açığı uzun dönemde eş bütünleşik hareket etmektedir, yani enflasyon uzun dönemde döviz kurunun ve bütçe açığının doğrusal bir bileşeni şeklinde yazılabilmektedir. Panel nedensellik analizi sonuçlarına göre de kısa dönemde bütçe açığı ve döviz kurları enflasyonu anlamlı şekilde etkilemese de uzun dönemde bütçe açığı ve döviz kuru enflasyona neden olmaktadır. Elde edilen bu ilişki tek yönlüdür.

Kaynaklar

- Ağayev, S. (2011), "Exchange Rate, Wages, and Money; What Explains Inflation in CIS Countries: Panel Causality and Panel Fixed Effects Analysis", Middle Eastern Finance and Economics: Euro Journals Publishing,6-13.
- Alacahan, N. D. (2011), "Enflasyon, Döviz Kuru İlişkisi ve Yansıma: Türkiye", İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi,(1), 49-56.
- Altıntaş, H., Çetintaş, H., & Taban, S. (2008), "Türkiye'de Bütçe Açığı, Parasal Büyüme ve Enflasyon Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi: 1992-2006", Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 8(2), 185-208.
- Beck, S. E. (1994). "The effect of budget deficits on exchange rates: Evidence from five industrialized countries", Journal of Economics and Business, 46(5), 397-408.
- Breuer, B., McNown, R. and Wallace, M. (2002) Series-specific unit root test with panel data, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 64, 527-46.
- Berument, H. (2002), "Döviz Kuru Hareketleri ve Enflasyon Dinamiği: Türkiye Örneği", Bilkent Üniversitesi Yayınları.
- Dornbusch, R. (1976). Expectations and exchange rate dynamics. The Journal of Political Economy, 1161-1176.
- Ejder, H.L., (2002) "Kamu Açıkları İle Enflasyon Arasındaki İlişkinin Analizi ve Değerlendirilmesi", Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi, (3), 189-208.
- Fleming, J. M. (1962), "Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates", Staff Papers-International Monetary Fund, 369-380.
- Gül, E., & Ekinci, A. (2006), "Türkiye'de Enflasyon ve Döviz Kuru Arasındaki Neden-sellik İlişkisi:1984-2003", Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 6(1), 91-105.
- Günaydın, İ. (2000), "Türkiye'de Bütçe Açıkları, Enflasyon ve Döviz Kurları Arasındaki İlişkinin Analizi", İktisat İşletme ve Finans Dergisi, 15(172), 69-80.
- Günaydın, İ. (2004), "Bütçe Açıkları Enflasyonist midir? Türkiye Üzerine Bir İnceleme", Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 6(1), 128-181.
- Gümüş, S. (2008), "Türkiye'de Bütçe Açıkları ve Finansman Yöntemlerinin Makro Ekonomik Etkileri", Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı Yüksek Lisans Tezi, İzmir.
- Habibullah, M.S., Cheah, C.K. ve Baharom, A.H. (2011), "Budget Deficits and Inflation in Thirteen Asian Developing Countries", International Journal of Business and Social Science, 2(9), 192-205.

- Işık, N., Acar, M., & Işık, B. (2004), "Enflasyon ve Döviz Kuru İlişkisi: Bir Eşbütünleşme Analizi", Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakülte Dergisi, 9(2), 325-240.
- Lissovolik, B. (2003), "Determinants of Inflation in a Transition Economy: The Case of Ukraine", IMF Working Paper WP/03/126, 1-35.
- Loungani, P., Swagel, P. (2001), "Sources of Inflation in Developing Countries", IMF Working Paper WP/01/198,1-29.
- Monfort, B., Pena, S. (2008), "Inflation Determinants in Paraguay: Cost Push versus Demand Pull Factors", IMF Working Paper WP/08/270, 1-41.
- Mundell, R. A. (1963). "Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates", The Canadian Journal of Economics and Political Science, 29(4), 475-485.
- Oktayer, A. (2010), "Türkiye’de Bütçe Açığı, Para Arzı ve Enflasyon İlişkisi", Maliye Dergisi(158), 431-447.
- Özçiftçi, Ö. (2007), "Türkiye’de Enflasyon Dinamikleri: Var Analizi", Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Ekonometri Anabilim Dalı Yüksek Lisans Tezi, Ankara.
- Pedroni,, P. (1999), "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 61, 653–670.
- Pedroni, P., (2000),"Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels, Advances in Econometrics", 15, 93–130.
- Perasan, H. (2006) A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence, Cambridge University,Working Paper, No 0346
- Pedroni, P., (2001), "Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels, Review of Economics and Statistics", 83, 727-731.
- Rahman, M., Mustafa, M., ve Bailey, E. R. (1996), "US Budget Deficits, Inflation and Exchange Rate:a Cointegration Approach", Applied Economics Letters, 3, 365-368.
- Sahan, F., Bektaşoğlu Y. (2010), "A Panel Cointegration Analysis of Budget Deficit andInflation for EU Countries and Turkey", 6th International Student Conference Izmir University of Economics, İzmir.
- Sachs, J. D., and Williamson, J. (1985). "External debt and macroeconomic performance in Latin America and East Asia", Brookings Papers on Economic Activity, 1985(2), 523-573.

Tatođlu, F.Y. (2012). İleri Panel Veri Analizi Stat Uygulamalı, Beta Yayınları, İstanbul.

Vuyyuri, S., and Sessaiah, S. V. (2004). Budget Deficits and Other Macroeconomic Variables in India. *Applied Econometrics and International Development*, 4(1).

Yayla, A. (2007), İktisat ve Hayat, Liberte Yayınları, Ankara.