

## *Gelişmekte olan ülkelerde döviz kuru politikaları ihracat ve ithalat üzerinde bir etkiye sahip midir?*

Gökhan Demirtaş <sup>(a)</sup> Banu Demirhan <sup>(b)</sup>

11 Nisan 2012 tarihinde alındı; 3 Ağustos 2012'de revize edildi;  
14 Kasım 2012 tarihinde kabul edildi.

### **Özet**

Bu çalışmanın amacı, seçilmiş gelişmekte olan ülkeler için 1980-2009 dönemine ait verileri kullanarak reel efektif döviz kuru (REER) ile ihracat ve ithalat arasındaki ilişkiyi incelemektir. Bu amaçla vektör hata düzeltme modeli (VECM), standart Granger nedensellik modeli ve geliştirilmiş etki tepki fonksiyonları (GIRF) kullanılmıştır. VECM ve standart Granger nedensellik modeli sonuçları, Cezayir, Nikaragua ve Tunus'ta REER'den ihracata doğru nedensellik olduğunu göstermektedir. Ayrıca bu sonuçlar, Kamerun, Nikaragua ve Güney Afrika'da REER'den ithalata doğru bir nedensellik olduğunu göstermektedir. Buna ek olarak GIRF sonuçları, döviz kuru politikalarının ihracat üzerinde pozitif ve ithalat üzerinde negatif etkisinin bulunmadığını ortaya koymaktadır. Genel olarak değerlendirildiğinde sonuçlar, gelişmekte olan ülkelerde döviz kuru politikaların beklentileri karşılamadığını işaret etmektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Reel Efektif Döviz Kuru, İhracat, İthalat, Granger Nedensellik, VECM.

**JEL Sınıflaması:** C32, F10, F31.

### **Abstract. Do the exchange rate policies have an effect on exports and imports in developing countries?**

The aim of this study is to investigate empirically the relationship between the real effective exchange rate (REER) and both exports and imports in selected developing countries for the period of 1980- 2009, using the vector error correction model (VECM), the standard Granger causality model, and generalized impulse response functions (GIRF). VECM and standard Granger causality model results show that there is a causality from REER to exports in Algeria, Nicaragua and Tunisia. These results also show that there is a causality from REER to imports in Cameroon, Nicaragua, and South Africa. In addition, GIRFs results reveal that exchange rate policies do not affect exports positively, and imports negatively. Overall findings indicate that exchange rate policies do not support the expected results in the developing countries.

**Keywords:** Real Effective Exchange Rate, Export, Import, Granger Causality, VECM.

**JEL Classification:** C32, F10, F31.

(a) Yrd. Doç. Dr., Afyon Kocatepe Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, 3200 Afyonkarahisar  
E-mail: demirtas@aku.edu.tr

(b) Öğr. Gör., Afyon Kocatepe Üniversitesi, Afyon Meslek Yüksekokulu, İşletme Bölümü, 3200  
Afyonkarahisar E-mail: bdemirhan@aku.edu.tr

## 1. Giriş

Döviz kuru açık ekonomilerde, iş dünyasını, yatırımları ve politika kararlarını etkilediği için en önemli makroekonomik göstergelerden biridir. Bu nedenle döviz kuru ile ilgili çalışmalar son yirmi yılda ekonomik araştırmaların önemli bir bölümünü oluşturmaktadır. Dalgalı döviz kuru rejimi, Bretten-Wood sistemi sonrasında uygulanmaya başlamıştır. Günümüzde ise birçok ülke ulusal para birimlerini, yabancı paralar karşısında dalgalanmaya bırakmıştır. Bu alanda yapılan teorik ve ampirik çalışmalar, özellikle döviz kurundan ekonomik büyüme veya dış ticaret dengesi üzerine olan etkiye odaklanmaktadır.

Esnek döviz kurunun ilk destekçilerinden Jhonson (1969) esnek döviz kurunun korumacılığı azaltarak dış ticareti artıracığını; politika yapıcılara, para ve sermaye hareketlerindeki dengeyi sağlamak adına makroekonomik bağımsızlık sağlayacağını belirtmektedir. Belke ve Gross (2001) ise döviz kurunda meydana gelen değişkenliklerin artmasının, Avrupa Birliği (AB) ülkelerinde, istihdam ve yatırımlar üzerine negatif etkisinin bulunduğunu belirtmektedir. Döviz kuru rejimlerinin ihracat üzerine etkisini inceleyen Fountas ve Aristotelous (2003) sabit döviz kuru ile yönetimli dalgalanan döviz kuru rejimlerinin ticareti etkilemede aynı iletkenliğe sahip olduğunu; bununla birlikte serbest dalgalanan döviz kurunun sabit döviz kuruna göre daha iletken olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Bilindiği gibi nominal döviz kuru (NER) parasal bir kavram olarak iki para biriminin görelî fiyatını göstermektedir. Buna karşılık RER ise yabancı ülkelerde üretilen malların yurtiçinde üretilen mallar cinsinden görelî fiyatını yansıtan ve uluslararası rekabeti ölçmek için kullanılan göstergelerden biridir. RER, ekonomik birimlerin üretim ve tüketim kararlarının yurtiçinde ve yurtdışında üretilen mallar arasındaki dağılımını etkiler. RER, ticarete konu olmayan ve olan malların görelî fiyatı olarak tanımlanmaktadır. Nominal efektif döviz kuru (NEER), iki taraflı döviz kurunun ağırlıklı ortalamasını gösteren bir endekstir. Reel efektif döviz kuru (Real Effective Exchange Rate - REER) ise, bir ülkenin başlıca ticaret ortakları ile arasında oluşan göreceli fiyatlar ile NEER'nin düzeltilmesi sonucu elde edilen endekstir. Dolayısıyla REER, NEER'deki değişimi ve ticaret ortaklarına göre enflasyon farklarını dikkate alan bir göstergedir.

Bir ülkenin ekonomik yönetimi için döviz kuru politikaları ile ihracat ve ithalat arasındaki ilişkinin varlığını ve yönünü tespit etmek son derece önemlidir. Çünkü dış ticaret açıklarının kapatılmasında döviz kurunun ihracat ve ithalat üzerindeki etkilerini ayrı ayrı tespit etmek politika önerisini ve politikanın başarısını kolaylaştırmaktadır. Örneğin döviz kurunun ithalat üzerinde tespit edilen herhangi bir etkisi yok ise ekonomi yönetimi, ithalata olan talebi kısmak için politika aracı olarak döviz kuru politikaları yerine faiz

oranları gibi diğer makroekonomik değişkenleri kullanmaya yönelebilir.

Bu çalışmanın amacı, REER ile ihracat ve ithalat arasındaki ilişkiyi, seçilmiş 14 gelişmekte olan ülkede 1980-2009 dönemi için ampirik olarak incelemektir. Bu ülkeler Bolivya, Cezayir, Çin, Ekvator, Fas, Gabon, Güney Afrika, Kamerun, Kolombiya, Kongo, Kosta Rika, Nikaragua, Tunus ve Uruguay'dan oluşmaktadır. Belirtilen değişkenler arasındaki ilişkiyi araştırmak için Vektör Hata Düzeltme Modelleri (VECM) ve standart Granger nedensellik (standard Granger causality) modelleri kullanılmıştır. Ek olarak, nedensel ilişkinin işaretini tespit etmek amacıyla genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonları (generalized impulse response functions) uygulanmıştır.

Literatürde RER ile dış ticaret arasındaki ilişkiyi inceleyen birçok çalışma bulunmaktadır. Ancak bu çalışmada yer alan analiz üç açıdan önceki çalışmalardan ayrılmaktadır. İlk olarak, önceki çalışmalarda uluslararası rekabet göstergesi için genellikle RER kullanılmasına rağmen bu çalışmada giriş bölümünden belirtilen sebeplerden dolayı REER kullanılmıştır. İkinci olarak, literatürdeki ampirik çalışmalarda döviz kurlarının dış ticaret dengesi üzerine etkisi ele alınırken bu çalışmada ihracat ve ithalat miktarları üzerine etkisi ayrı ayrı ele alınmıştır. Çünkü dış ticaret dengesinin analizlerde kullanılması, döviz kurunun ihracat ve ithalat üzerindeki etkisini ayırtırmayı güçleştirmektedir. Son olarak, çalışma ele alınan gelişmekte olan ülkeler ele alındığında geniş bir örnekleme sahiptir.

Makalenin ilerleyen bölümleri şu şekilde organize edilmiştir: Çalışmanın ikinci bölümünde REER ile ihracat ve ithalat arasındaki ilişki üzerine teorik arkaplana ve literatürdeki ampirik çalışmaların sonuçlarına yer verilmiştir. Üçüncü bölümde, kullanılan metodoloji ve veri hakkında bilgi verilmiştir. Dördüncü bölümde birim kök testleri, kointegrasyon (co-integration) testi ve VECM modeline göre yapılan nedensellik analizinin sonuçları ayrı ayrı gösterilmiştir. Ayrıca bu bölümde ampirik sonuçların ne anlama geldiğine değinilmiştir. Çalışma, elde edilen sonuçlar ve değerlendirmeler ile son bulmaktadır.

## 2. Teorik ve Ampirik Arkaplan

Döviz kuru ile ihracat ve ithalat arasındaki ilişkiyi açıklamaya yönelik farklı birkaç teori bulunmaktadır. Bu teorilerden en çok bilinenleri esneklik (elasticity), massetme (absorption) ve parasalcı yaklaşımıdır. Geleneksel yaklaşım (esneklik yaklaşımı), devalüasyonun bir ülkenin dış ticaret dengesi üzerine etkilerini Marshall (1923) - Lerner (1944) koşuluna göre araştırır. Bu yaklaşım, ithalat ve ihracat talep esnekliğinin toplamı, mutlak değer olarak birden büyük ise devalüasyonun uzun dönemde dış ticaret dengesini iyileştireceğini ortaya koymaktadır. Aynı zamanda BRM modeli (Bickerdike (1920), Robinson (1949), Metzler (1949)) de nominal devalüasyonun dış

ticaret dengesini kısa dönemde olumsuz etkilese bile uzun dönemde tersine bir şekilde iyileştireceğini (J eğrisi) vurgulamaktadır. Marshall-Lerner koşulu dikkate alındığında devalüasyon ya da depresyon, ihracatı göreceli daha ucuz hale getireceğinden ihracatı artırır ve benzer bir şekilde ithalatı göreceli pahalılaştırdığı için ithalatı azaltır. Böylece dış ticaret dengesi iyileşmiş olur.

İkinci temel yaklaşım ise Harberger (1950) ve Alexander (1959) tarafından geliştirilen massetme yaklaşımıdır. Bu yaklaşım fiyat-miktar ilişkisine dayanan anlayışı eleştirmektedir. Bu yaklaşıma göre devalüasyon, dış ticaret hadlerini değiştireceğinden yurtiçi gelir artışına neden olmaktadır. Çünkü devalüasyon nedeniyle yurtiçi talep, ithal ikamesi ürünlere yöneleceğinden yurtiçi üretim artmaktadır. Diğer yandan yurtiçi üretime oranla yurtiçi massetmeyi azaltan bazı etkiler de mevcuttur. Örneğin Keynesyen düşünceye göre pozitif gelir elastikiyeti dikkate alındığında yurtiçi gelirin artması durumunda ithalat miktarının artması beklenmektedir.

Parasalıcı yaklaşım olarak adlandırılan Dornbusch (1973) ve Frenkel ve Rodriguez (1975)'e ait olan üçüncü yaklaşım ise devalüasyonun reel para arzını daraltacağını ve/veya ticarete konu olan mallarla olmayan mallar arasındaki göreceli fiyatları kötüleştireceğini belirtmektedir. Bu durum, dış ticaret dengesini ve ödemeler dengesini olumlu etkileyecektir. Bu yaklaşıma göre devalüasyon oranında fiyatlar genel düzeyi artıracığından reel para talebini (reel balance) ve yurtiçi talebi (massetme) azaltacaktır (Himarios, 1989). Ayrıca Cottani ve ark. (1990) fiyat düzeyindeki ve nominal kurdaki değişikliklerin reel kuru ve dolayısıyla bir ülkenin ekonomik performansını etkileyeceğini belirtmektedir.

Daha açık bir ifadeyle döviz kurundaki artışların birbirine zıt iki etkisi vardır. Ulusal paranın değerindeki düşüş, ihraç mallarını ucuz hale getirir ve ihracat miktarını artırır. Benzer şekilde ulusal paranın değerindeki düşüş, ithal mallarını pahalı hale getirir ve ithalat miktarı azalır. Bu durum rekabetin arttığı ve dış ticaret dengesinin iyileştiği anlamına gelir. Bununla birlikte döviz kurundaki artışlar ithal mallarının fiyatını yükseltir ve genellikle enflasyona neden olur. Enflasyona neden olan bu etki döviz kurundaki artıştan beklenen olumlu sonuçları götürebilir. Bu nedenle Bahmani-Oskooee (1995) döviz kurunun, ihracat ve ithalat üzerindeki etkisi incelenirken iç ve dış fiyatları ve başlıca ticaret ortaklarının ağırlıklı ortalamasını dikkate alan REER'nin kullanılması gerektiğini belirtmektedir.

Reel efektif döviz kurlarının uluslararası rekabeti, parasal/finansal durumu, dış şokların iletkenliğini göstermek, para politikası için orta vadeli bir hedefi belirlemek ve operasyonel hedefler koymak gibi birçok amaca hizmet eder. (Klau ve Fung, 2006). Benzer bir şekilde Spilimbergo ve Vamvakidis (2000), REER'nin rekabet göstergesi olarak yaygın bir şekilde kullanıldığını vurgulamaktadır. Bu nedenle efektif döviz kurlarının doğru ölçümü, politika

yapıcıları ve piyasa katılımcıları için son derece önemlidir.

Literatürdeki ampirik çalışmalar, yöntem açısından panel veri ve zaman serisi olarak iki kategoriye ayrılabilir. Takip eden iki çalışma panel data yöntemini kullanan çalışmalara örnek olarak verilebilir. Hall ve ark. (2010), genelleştirilmiş momentler yöntemi (GMM - generalized method of moments) ile tahmininde bulunduğu çalışmada 11 gelişmekte olan ülkenin (Bu çalışmanın uygulamasında yer alan Bolivya, Ekvator, Fas, Kolombiya, Kosta Rika'yı içerir.) 1980-2005 dönemindeki çeyreklik verilerini kullanmıştır. Bu çalışmanın sonuçlarına göre döviz kuru oynaklığı (exchange-rate volatility) ihracatı negatif etkilemektedir. Hatemi-J ve Irandoust (2005), uzun dönemli ve iki taraflı ticaret elastikiyetlerini ele aldığı çalışmada, panel kointegrasyon yöntemini kullanmıştır. İsveç ve en büyük 6 ticaret ortağı arasındaki ticareti 1960-1999 dönemi için ele alan bu çalışmanın sonuçları Marshal-Lerner koşulunun Almanya dışındaki ülkelerde geçerli olmadığını göstermektedir.

Literatürde, RER ile ihracat miktarı arasındaki uzun dönemli ilişkiyi incelemek için zaman serisi analizi ile yapılan birçok çalışma bulunmaktadır. Benzer yöntemi kullanan çalışmaların olması elde edilen sonuçların kısaca karşılaştırılması açısından iyi bir olanak sağlamaktadır. Mookerjee (1997), nedensellik analizi yaptığı çalışmada, Hindistan'ın REER ile ihracat miktarı arasında uzun dönemli nedensellik ilişkisi olmadığını; kısa dönemde ise REER'nin ihracat miktarı için önemli bir belirleyici olmadığını belirtmektedir. Arize ve ark. (2008), RER oynaklığının ihracat akımları üzerine etkisini, 8 Latin Amerika ülkesi (Bu çalışmanın uygulamasında yer alan Bolivya, Kolombiya, Kosta Rika'yı içerir.) için 1973-2004 yılları arasında çeyreklik dönemleri kapsayacak şekilde incelemiştir. Kointegrasyon yönteminin kullanıldığı çalışmanın sonuçları, ele alınan ülkelerin tamamında, kısa ve uzun dönemde oynaklığın ihracat üzerinde negatif bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Ayrıca, Arize (1995) benzer bir sonucu G-7 ülkelerinin her biri için elde etmiştir. Chou (2000)'nun çalışması, Çin'de, döviz kuru değişkenliğinin toplam ihracat üzerinde uzun dönemli negatif bir etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşmıştır. Bu sonuç Sukar (1998) tarafından ABD için yapılan çalışmanın sonuçlarıyla tutarlılık göstermektedir. Oynaklık ve belirsizlik gibi değişkenleri kullanarak döviz kuru ve dış ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi sınavan çalışmalara, Akthar ve Hilton (1984), Gotur (1985), Asseery ve Peel (1991), Viaene ve Vries (1992), Chowdury (1993), Arize (1996), Arize (1997), Tenreyro (2007) ve Gunguly ve Breuer (2010) tarafından yapılan çalışmalar örnek olarak gösterilebilir.

Bununla birlikte zaman serisi analizlerinde, döviz kuru oynaklığı yerine döviz kuru düzeyindeki değişimleri kullanan çalışmaların sayısı oldukça azdır. Örneğin Lal ve Lowinger (2002), 5 Güney Asya ülkesi için dış ticaret dengesinin (Diğer çalışmalardan farklı olarak ithalatın ihracata oranı dış

ticaret dengesi olarak kullanılmıştır.) kısa ve uzun dönemli belirleyicilerini araştırdığı çalışmada, 1995-1998 dönemine ilişkin verileri kullanmıştır. Kointegrasyon ve VECM yönteminin kullanıldığı çalışmanın sonuçları, NEER ile dış ticaret dengesi arasında hem kısa dönemli hem de uzun dönemli ilişkinin bulunduğunu göstermektedir. Bu bulgu, ulusal paranın değerindeki düşüşün uzun dönemde dış ticaret dengesini iyileştirmeye yardımcı olacağını göstermektedir.

Shirvani ve Wilbratte (1997) döviz kuru ve dış ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi, ABD'nin G-7 ülkeleri ile yaptığı iki taraflı ticarete ilişkin verilerini ele alarak incelemiştir. Çoklu kointegrasyon testinin yapıldığı ve 1973-1990 dönemine ait verilerin kullanıldığı bu çalışma, Marshall-Lerner koşulunu desteklemektedir. Ulusal paradaki değer kaybı dış ticaret dengesini uzun dönemde iyileştirmektedir.

Bahmani-Oskooee ve Alse (1994), 22 az gelişmiş ülke (Bu çalışmanın uygulamasında yer alan Ekvator, Güney Afrika, Kolombiya, Kosta Rika ve Tunus'u içerir.) ve 19 gelişmiş ülke (12 ülke AB-15 içinde yer almaktadır.) için 1971-1990 yıllarına ait yaptıkları çalışmada devalüasyonun uzun dönemli etkisini kointegrasyon ve hata düzeltme terimi kullanarak incelemiştir. Bahmani-Oskooee ve Alse tarafından kullanılan yöntem, çalışmamızın yöntemi ile benzerlik göstermektedir. Fakat çalışmamız nedensellik analizi içermesi bakımından farklılık göstermektedir. REER ve dış ticaret dengesini (İthalatın ihracata oranı olarak) değişken olarak alan çalışmada beklenti, iki değişken arasında pozitif bir ilişki bulunması yönündedir. Ancak yukarıda isimleri belirtilen ülkelere yalnızca Kosta Rika için beklentilere uygun sonuç ulaşılmıştır.

Rose (1991), 5 büyük OECD ülkesi (ABD, Almanya, Birleşik Krallık, Japonya, Kanada) için REER ve dış ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi 1973-1990 verilerini kullanarak incelemiştir. Kointegrasyon yöntemini kullanan Rose, döviz kurunun dış ticaret dengesini etkilediğine dair zayıf bir kanıt olduğunu belirtmektedir. Daha açık olarak, verinin "Genelleştirilmiş Marshall-Lerner koşulu geçersizdir. (Generalized Marshall-Lerner condition does not hold.)" şeklindeki reddetmek için yeterli görünmediğini belirtmektedir.

Kointegrasyon yöntemini uygulayan Bahmani-Oskooee (1991), 8 az gelişmiş ülkenin 1973-1988 dönemi verilerini ele aldığı çalışmada REER ile dış ticaret dengesi arasında uzun dönemli bir ilişki bulunduğu sonucuna ulaşmıştır. Bu sonuç, ele alınan az gelişmiş ülkelerin çoğunluğu için geçerli olduğundan devalüasyonun dış ticaret dengesi üzerinde iyileştirici bir etkisi olduğunu ima etmektedir.

Narayan (2006), çalışmada Çin'in ABD ile olan dış ticaret dengesi ile Çin'in RER'si arasındaki ilişkiyi incelemektedir. Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif (ARDL) Modelin oluşturulduğu çalışma 1979-2002 dönemini



kapsamaktadır. Çalışmanın sonuçlarına göre Çin'in ulusal para birimindeki reel devalüasyon hem kısa hem de uzun dönemde ABD ile arasında gerçekleştirdiği dış ticaret dengesini iyileştirmektedir. Bu sonuç J eğrisi gibi bir ayarlanmanın olmadığını göstermektedir. Fakat kointegrasyon yöntemini kullandığı bir diğer çalışmada Narayan (2004), Yeni Zelanda dolarındaki düşüşün J eğrisine benzer bir etkiye sahip olduğunu belirtmektedir.

Yavuz ve ark. (2010) reel döviz kurunun dış ticaret dengesi üzerindeki etkisini Türkiye için 1988-2007 dönemine ait üç aylık verileri kullanarak incelemiştir. Çalışmada kullanılan ARDL modeli tahmin sonuçlarına göre incelenen dönemde Marshall-Lerner koşulunun geçerli olmadığı fakat kısa dönemli model sonuçlarının J eğrisi etkisini doğruladığı sonucuna ulaşılmıştır. Yılmaz ve Kaya (2007) reel döviz kuru, ihracat ve ithalat arasındaki ilişkileri Türkiye için 1990-2004 dönemine ait aylık veriler kullanarak incelemiştir. VAR modeline dayalı olarak yapılan Granger nedensellik, varyans ayrıştırma ve etki-tepki fonksiyonları analizleri sonucunda RER'in dış ticaret dengesini sağlamada etkin bir şekilde kullanılamayacağı sonucuna ulaşılmıştır.

### 3. Metodoloji ve Veri

Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini incelemeye önce serilerin durağanlık özelliklerinin belirlenmesi gerekmektedir. Granger ve Newbold (1974) durağan olmayan zaman serileri ile yapılan analizlerin sahte regresyon problemine yol açacağını ileri sürmektedir. Diğer yandan durağanlık test sonuçları çalışmada kullanılacak olan metodu belirleme açısından da önemlidir. Serilerin durağanlık özelliklerini tespit etmek için Dickey ve Fuller (1981) ve Philips ve Perron (1998) tarafından geliştirilen durağanlık testleri yapılacaktır. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi sabit terimli model için 1 numaralı denklemin tahmin edilmesini gerektirmektedir:

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_2 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$\Delta$ , birinci fark operatörünü;  $y_t$ , çalışmada kullanılan serileri (*exp*, *imp*, *reer*);  $t=1,2,\dots, T$  zaman endeksini;  $p$ , gecikme sayısını;  $\varepsilon_t$ , serisel ilişkiye sahip olmayan hata terimini göstermektedir. Optimal gecikme uzunluğu Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwartz Bayesian Kriterine (SBC) göre belirlenecektir. Trend ve sabit model tahmin edilirken trend terimi ADF denkleminde eklenmektedir. Philips-Perron (PP) testi uygulanırken,  $\Delta y_{t-i}, i=1,2, \dots$  ADF denkleminde ilave edilmemektedir. ADF ve PP testleri uygulanırken, serilerin durağan olmadığına dair boş hipotez ( $\alpha_2 = 0$ ) serilerin durağan olduğunu ifade eden alternatif hipoteze ( $\alpha_2 < 0$ ) karşılık test edilecektir. Test istatistik değerleri kritik değerlerden küçükse boş hipotez reddedilecek ve serilerin birim köke sahip olmadıkları yani durağan oldukları,

$I(0)$ , sonucuna varılacaktır. Diğer yandan  $\alpha_2$  katsayısına ait t-istatistik değeri kritik değerlerden büyük ise boş hipotez kabul edilecek ve serilerin birim kök taşıdığı,  $I(1)$ , sonucuna varılacaktır.

Engle ve Granger (1987), değişkenler arasında koenteegrasyon ilişkisinin bulunması durumunda standart Granger nedensellik modelinin sadece kısa-dönem etkileri yansıtması nedeniyle uygun olmayacağını ileri sürmektedir. Ayrıca Engle ve Granger (1987) ve Granger (1988) koenteegrasyon ilişkisi geçerli ise değişkenler arasında en az tek yönlü bir Granger nedenselliği bulunacağını ileri sürmektedir. Bu yüzden çalışmada kullanılan seriler, seviye değerlerinde durağan olmayıp, birinci farklarında durağan olursa, değişkenler arasında uzun-dönem lineer kombinasyonu belirlemek için koenteegrasyon testini uygulamak gerekmektedir. Bu çalışmada Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından önerilen Johansen koenteegrasyon metodu kullanılmıştır. Cheung ve Ng (1998), Johansen metodunun Engle-Granger (1987) iki aşamalı yöntemden daha etkili olduğunu ileri sürmektedir. Johansen metodu uygulanırken hesaplanan iz testi (trace test) ve maksimum öz değer testi (maximum eigenvalue test) değerleri dikkate alınacaktır. Maksimum öz değer ve iz testlerinde, koenteegrasyon vektörü sayısı  $r$  ile gösterilmek üzere;  $r = 0$  boş hipotezi ve  $r \leq 1$  boş hipotezleri test edilecektir.

Çalışmada kullanılan metot koenteegrasyon test sonuçlarına bağlı olacaktır: Değişkenlerin koentegre olması durumunda diğer bir ifadeyle değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunması durumunda Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) kullanılacaktır. Buna yönelik olarak Engle ve Granger (1987) tarafından önerilen ve koenteegrasyon denkleminde durağan olmayan bütün değişkenlerin yer aldığı 2-5 numaralı denklemler tahmin edilecektir. Diğer yandan koenteegrasyon test sonuçları uzun-dönemli ilişkiyi göstermiyorsa 2-5 numaralı denklemler hata düzeltme terimi olmaksızın test edilecek ve böylece değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini belirlemek için değişkenlerin farklarında standart Granger nedensellik modeli uygulanacaktır. Özet olarak ifade edilirse; değişkenlerin birinci farklarında durağan olması,  $I(1)$ , ve aralarında uzun dönemli ilişki bulunmaması durumunda standart Granger nedensellik testi değişkenlerin birinci farklarında gerçekleştirilmektedir. Değişkenlerin seviyelerinde durağan olması  $I(0)$  durumunda ise değişkenlerin seviye değerlerinde standart Granger nedensellik modeli nedenselliğin belirlenmesi için uygun olmaktadır. Değişkenlerin birinci farklarında durağan olması,  $I(1)$ , ve aralarında uzun dönemli ilişki bulunması durumunda VECM'e dayalı nedensellik testi uygulanmaktadır. VECM'e dayalı olarak yapılan nedensellik analizleri 2-5 numaralı modellerin tahmin edilmesini gerektirmektedir.

$$\Delta reer_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_1(i) \Delta reer_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_1(i) \Delta exp_{t-i} + \lambda_1 z_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (2)$$



$$\Delta exp_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^p \beta_2(i) \Delta reer_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_2(i) \Delta exp_{t-i} + \lambda_2 z_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (3)$$

$$\Delta reer_t = \phi_1 + \sum_{i=1}^p \psi_1(i) \Delta reer_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_1(i) \Delta imp_{t-i} + \sigma_1 z_{t-1} + \varepsilon_{3t} \quad (4)$$

$$\Delta imp_t = \phi_2 + \sum_{i=1}^p \psi_2(i) \Delta reer_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_2(i) \Delta imp_{t-i} + \sigma_2 z_{t-1} + \varepsilon_{4t} \quad (5)$$

Denklemlerde  $\Delta$ , birinci fark operatörünü;  $\varepsilon_t$ , serisel ilişkiye sahip olmayan hata terimini;  $p$ , gecikme sayısını;  $z_{t-1}$ , koentegrasyon denkleminde elde edilen hata teriminin bir dönem gecikmeli değerlerini;  $reer$ , REER endeksini;  $exp$  ve  $imp$  sırasıyla ihracat ve ithalat değerlerini göstermektedir. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmak için  $Wald X^2$  testi uygulanmaktadır:  $\varphi_{1i} = 0$  boş hipotezi grup olarak reddedilirse  $exp$ 'ten  $reer$ 'e doğru nedensellik olduğu sonucu çıkar;  $\beta_{2i} = 0$  boş hipotezi grup olarak reddedilirse  $reer$ 'den  $exp$ 'e doğru nedensellik söz konusudur;  $\delta_{1i} = 0$  boş hipotezi grup olarak reddedildiğinde  $imp$ 'ten  $reer$ 'e doğru nedensellik söz konusudur; son olarak  $\psi_{2i} = 0$  boş hipotezi grup olarak reddedildiğinde  $reer$ 'den  $imp$ 'e doğru nedensellik olduğu sonucu ortaya çıkar. Koentegrasyon denklemlerinden elde edilen hata terimlerinin bir dönem gecikmeli değerini gösteren hata düzeltme terimlerinin ( $z_{t-1}$ ) nedenselliğe alternatif kaynak teşkil ettiğini belirtmekte fayda vardır. Hata düzeltme teriminin istatistiki olarak anlamlı olması uzun dönemli nedensellik ilişkisinin mevcut olduğunu göstermektedir. Örneğin  $\lambda_1$  ve  $\sigma_1$  katsayılarının istatistiki olarak anlamlı olması  $exp$ 'ten  $reer$ 'e ve  $imp$ 'ten  $reer$ 'e doğru uzun dönem nedenselliğinin bulunduğunu göstermektedir. Benzer biçimde  $\lambda_2$  ve  $\sigma_2$  katsayılarının istatistiki olarak anlamlı olması  $reer$ 'den  $exp$ 'e ve  $reer$ 'den  $imp$ 'e doğru uzun dönem nedenselliğinin bulunduğunu göstermektedir.

Granger nedensellik testi nedenselliğin yönünü göstermesine rağmen nedenselliğin işareti ile ilgili bir fikir vermemektedir. Buna yönelik olarak literatürde her bir değişkenin birbirine olan dinamik etkisini belirlemek için Koop et al. (1996) ve Peseran ve Shin (1998) tarafından önerilen genelleştirilmiş etki-tepki fonksiyonları (GIRF) analizi kullanılmaktadır. Çalışmada kullanılacak metot ile ilgili açıklamaları yaptıktan sonra 2-5 numaralı denklemlerde kullanılan değişkenlere ait tanımlamalar Tablo 1'de açıklanmıştır. Çalışmada kullanılan ülkelere ait 1980-2009 dönemine ilişkin veriler kullanılmıştır. Yararlanılan ülkeler, değişkenlere ait yeterli zaman serisi verilerinin elde edilebilirliğine göre seçilmiştir.

**Tablo 1: Veri Açıklamaları**

Değişken	Tanım	Açıklama	Kaynak
<i>reer</i>	REER Endeksi	2005 yılı baz alınarak reel hale getirilen REER'in logaritması	
<i>exp</i>	Reel İhracat Miktarı	2000 yılı fiyatlarıyla (USD) ihracat toplamının logaritması	Uluslararası Para Fonu
<i>imp</i>	Reel İthalat Miktarı	2000 yılı fiyatlarıyla (USD) ithalat toplamının logaritması	

#### 4. Ampirik Sonuçlar

ADF ve PP test sonuçları Tablo 2'de gösterilmektedir. Testlerde kullanılan optimal gecikme uzunlukları AIC ve SBC'e göre belirlenmiştir. Optimal gecikme uzunluklarının tespitinde hata terimlerinin otokorelasyona sahip olup olmadıkları da dikkate alınmıştır. ADF ve PP test sonuçları bütün serilerin Kosta Rika hariç birinci farklarında durağan olduğunu,  $I(1)$ , göstermektedir. Söz konusu ülke için *reer* değişkeni her iki test sonucunda seviye değerinde durağandır. Durağanlık testlerini uyguladıktan sonra, birinci farklarında durağan olan değişkenler arasında uzun dönemli ilişki Johansen metodu kullanılarak test edilmiştir.

Tablo 2: Birim Kök Test Sonuçları

	Birim Kök Testi	reer	exp	imp	$\Delta reer$	$\Delta exp$	$\Delta imp$
CEZAYİR	ADF	-0,70(0)	-1,51(0)	-0,64(0)	-4,03(0)***	-4,67(0)***	-0,81(5)
	PP	-1,51(0)	-0,77(2)	-0,84(1)	-4,05(1)***	-4,69(1)***	-3,98(3)***
BOLİVYA	ADF	-11,84(5)***	0,12(0)	-0,47(0)	-4,37(4)***	-4,42(0)***	-4,68(0)***
	PP	-1,92(1)	-1,92(1)	-0,02(16)	-6,81(4)***	-4,52(3)***	-5,31(16)***
KAMERUN	ADF	-1,75(0) <i>t</i>	-2,80(0) <i>t</i>	-1,01(3)	-5,12(0)***	-4,95(0)***	-4,68(7)***
	PP	-2,59(8) <i>t</i>	-2,59(8) <i>t</i>	-1,50(3)	-5,12(0)***	-7,32(27)***	-5,49(0)***
ÇİN	ADF	-1,36(0) <i>t</i>	-1,78(0) <i>t</i>	-2,10(5)	-4,21(0)***	-2,80(0)*	-2,47(4)
	PP	-1,76(3) <i>t</i>	-1,20(3) <i>t</i>	-1,23(13)	-4,18(7)***	-3,07(4)**	-4,09(16)***
KOLOMBİYA	ADF	-5,09(3)***	-0,35(0)	-0,71(1)	-2,92(0)**	-4,19(0)***	-3,17(0)**
	PP	-1,89(3)	-1,89(3)	-0,31(2)	-2,99(3)**	-4,23(5)***	-3,21(1)**
KONGO	ADF	-1,90(0)	-1,22(0)	-1,25(1)	-5,32(0)***	-3,89(0)***	-3,31(0)**
	PP	-1,44(1)	-1,79(9)	-0,86(3)	-5,76(8)***	-3,92(1)***	-3,34(1)**
KOSTA RİKA	ADF	-8,83(0)***	-0,46(2)	-0,28(0)	-6,71(1)***	-4,48(1)***	-4,47(0)***
	PP	-7,67(2)***	-0,23(3)	-0,28(0)	-11,72(3)***	-3,66(4)**	-4,47(0)***
EKVATOR	ADF	-2,39(1) <i>t</i>	-2,07(0) <i>t</i>	0,08(0)	-3,59(1)***	-5,98(0)***	-4,40(1)***
	PP	-1,64(4) <i>t</i>	-2,10(2) <i>t</i>	0,15(1)	-4,09(5)***	-6,01(2)***	-5,43(2)***
GABON	ADF	-1,40(0)	-1,96(1)	-2,49(0)	-5,96(0)***	-3,79(0)***	-6,27(0)***
	PP	-1,47(3)	-1,39(3)	-2,49(0)	-5,97(2)***	-3,74(7)***	-8,27(17)***
FAS	ADF	-3,69(0)** <i>t</i>	-3,12(0) <i>t</i>	0,61(0)	-3,44(0)**	-5,42(0)***	-5,47(0)***
	PP	-3,18(3) <i>t</i>	-3,18(3) <i>t</i>	0,88(2)	-3,40(1)**	-5,37(10)***	-5,47(3)***
NİKARAGUA	ADF	-1,71(2)	0,65(0)	0,004(0)	-2,70(4)*	-2,76(1)*	-5,34(0)***
	PP	0,45(2)	-1,82(3)	0,03(3)	-6,96(10)***	-4,43(3)***	-5,34(3)***
GÜNEY AFRİKA	ADF	-1,68(0)	-0,53(0)	-0,19(1)	-4,66(0)***	-2,69(0)*	-4,20(0)***
	PP	-0,56(1)	-1,50(7)	-0,07(0)	-4,98(9)***	-2,36(3)	-4,20(0)***
TUNUS	ADF	-1,35(0)	-2,16(5)	0,13(0)	-3,21(0)**	-4,34(0)***	-5,29(0)***
	PP	-0,31(3)	-1,37(1)	0,27(4)	-3,21(0)**	-4,25(4)***	-5,09(3)***
URUGUAY	ADF	-2,17(1)	-0,04(0)	-0,18(0)	-4,39(0)***	-2,64(4)*	-3,27(0)**
	PP	-0,02(2)	-1,77(2)	-0,18(0)	-4,39(1)***	-4,96(2)***	-3,11(4)**

NOTLAR: \*, \*\*, ve \*\*\* sırasıyla %10, %5, ve %1 anlamlılık seviyelerini göstermektedir.

$\Delta$  değişkenlerin birinci farkını göstermektedir.

*t*, ADF ve PP denklemlerinde sabit terimin ve trend teriminin kullanıldığını göstermektedir. Diğer tahminlerde sadece sabit terim kullanılmıştır.

Optimal gecikme uzunluğunun seçiminde ADF testi için AIC ve SBC; PP testi için Bartlett kernel spectral estimation yöntemi ve Newey–West Bandwidth kriterlerinden yararlanılmıştır.

Optimal gecikme uzunlukları parantez içinde gösterilmiştir.

MacKinnon (1991) kritik değerleri her iki test için de %10, %5 ve %1 anlamlılık seviyesinde sırasıyla -2.62, -2.96, ve -3.67'dir.

Johansen koentegrasyon metoduna göre iz test sonuçları Tablo 3'te gösterilmiştir. Maksimum öz değer test sonuçları da iz testi sonuçlarını desteklemektedir. Bu yüzden tabloda yer verilmemiştir. Sonuçlara göre *reer* ve *exp* arasında koentegrasyon ilişkisi sadece Fas ve Nikaragua için tespit edilmiştir. Bu yüzden söz konusu ülkeler için *reer* ve *exp* arasındaki nedensellik ilişkisini tespit etmek için 2 ve 3 numaralı denklemler ile gösterilen iki değişkenli VECM uygulanacaktır. Diğer ülkeler için *reer* ve *exp* arasındaki nedensellik ilişkisinin incelenmesi için standart Granger nedensellik modeli çerçevesinde 2 ve 3 numaralı denklemler  $z_{t-1}$  hariç tahmin edilecektir. Koentegrasyon test sonuçları *reer* ve *imp* arasında uzun-

dönem ilişkinin sadece Kamerun için geçerli olduğunu göstermektedir. Bu yüzden söz konusu ülke için *reer* ve *imp* arasındaki nedensellik ilişkisini tespit etmek için 4 ve 5 numaralı denklemler ile gösterilen iki değişkenli VECM uygulanacaktır. Diğer ülkeler için *reer* ve *imp* arasındaki nedensellik ilişkisinin incelenmesi için standart Granger nedensellik modeli çerçevesinde 4 ve 5 numaralı denklemler  $z_{t-1}$  hariç tahmin edilecektir.

**Tablo 3: Johansen Koentegrasyon Test Sonuçları**

CEZAYİR		BOLİVYA		KAMERUN	
<i>reer-exp(2)</i>		<i>reer-exp(1)</i>		<i>reer-exp(1)</i>	
$H_0:r = 0$	14,39	$H_0:r = 0$	14,39	$H_0:r = 0$	11,40
$H_0:r \leq 1$	0,26	$H_0:r \leq 1$	0,26	$H_0:r \leq 1$	2,00
<i>reer-imp(1)</i>		<i>reer-imp(1)</i>		<i>reer-imp(1)</i>	
$H_0:r = 0$	7,81	$H_0:r = 0$	7,81	$H_0:r = 0$	16,98**
$H_0:r \leq 1$	0,39	$H_0:r \leq 1$	0,39	$H_0:r \leq 1$	1,91
ÇİN		KOLOMBİYA		KONGO	
<i>reer-exp(1)</i>		<i>reer-exp(1)</i>		<i>reer-exp(1)</i>	
$H_0:r = 0$	9,94	$H_0:r = 0$	11,39	$H_0:r = 0$	10,01
$H_0:r \leq 1$	0,00	$H_0:r \leq 1$	2,83	$H_0:r \leq 1$	3,19
<i>reer-imp(1)</i>		<i>reer-imp(1)</i>		<i>reer-imp(2)</i>	
$H_0:r = 0$	8,10	$H_0:r = 0$	11,63	$H_0:r = 0$	8,44
$H_0:r \leq 1$	0,26	$H_0:r \leq 1$	1,43	$H_0:r \leq 1$	1,60
EKVATOR		GABON		FAS	
<i>reer-exp(1)</i>		<i>reer-exp(1)</i>		<i>reer-exp(2)</i>	
$H_0:r = 0$	9,84	$H_0:r = 0$	13,45	$H_0:r = 0$	24,31***
$H_0:r \leq 1$	1,53	$H_0:r \leq 1$	3,55	$H_0:r \leq 1$	1,25
<i>reer-imp(1)</i>		<i>reer-imp(1)</i>		<i>reer-imp(1)</i>	
$H_0:r = 0$	8,06	$H_0:r = 0$	10,51	$H_0:r = 0$	13,01
$H_0:r \leq 1$	0,00	$H_0:r \leq 1$	1,99	$H_0:r \leq 1$	0,02
NIKARAGUA		GÜNEY AFRİKA		TUNUS	
<i>reer-exp(1)</i>		<i>reer-exp(1)</i>		<i>reer-exp(1)</i>	
$H_0:r = 0$	18,57**	$H_0:r = 0$	13,17	$H_0:r = 0$	9,00
$H_0:r \leq 1$	0,07	$H_0:r \leq 1$	1,55	$H_0:r \leq 1$	0,21
<i>reer-imp(1)</i>		<i>reer-imp(1)</i>		<i>reer-imp(1)</i>	
$H_0:r = 0$	11,13	$H_0:r = 0$	14,35	$H_0:r = 0$	11,38
$H_0:r \leq 1$	0,45	$H_0:r \leq 1$	0,30	$H_0:r \leq 1$	0,04
URUGUAY					
<i>reer-exp(1)</i>					
$H_0:r = 0$	12,38				
$H_0:r \leq 1$	0,49				
<i>reer-imp(1)</i>					
$H_0:r = 0$	12,78				
$H_0:r \leq 1$	1,74				

NOTLAR: \*\* ve \*\*\* sırasıyla %5 ve %1 anlamlılık seviyelerini göstermektedir.

r koentegrasyon vektörlerinin sayısını göstermektedir.

Optimal gecikme uzunluğu AIC ve SBC'e göre belirlenmiş olup parantez içinde gösterilmiştir.

Kritik değerler r=0 boş hipotezi için %5 anlamlılık seviyesinde 15,49; r≤1 boş hipotezi için %5 anlamlılık seviyesinde ise 3,84'dür.

İki değişkenli VECM'e ve değişkenlerin birinci farklarına dayalı standart Granger nedensellik testi sonuçları Tablo 4'te gösterilmiştir. Nedensellik testi sonuçları modellerde kullanılan gecikmelere duyarlıdır. Bu yüzden optimal gecikme uzunluğu AIC ve SBC'e göre belirlenmiştir. Tablo 4'te *Wald* testinden

elde edilen  $X^2$  değeri istatistiki olarak anlamlı ise değişkenler arasında kısa-dönem;  $z_{t-1}$  katsayısının istatistiki olarak anlamlı olması durumunda ise uzun-dönem nedensellik olduğu sonucuna varılacaktır. Tek yönlü nedensellik  $\Rightarrow$  veya  $\Leftarrow$ ; iki yönlü nedensellik ise  $\Leftrightarrow$  ile gösterilmektedir.

**Tablo 4: Granger Nedensellik Test Sonuçları**

Ülkeler	Denklem 2	Denklem 3	Denklem 4	Denklem 5	Nedenselliğin Yönü
CEZAYİR	1,38(2)	5,45(2)*	0,78(1)	0,04(1)	reer $\Rightarrow$ exp
BOLİVYA	1,40(1)	0,07(1)	0,23(1)	0,55(1)	
	0,92(1)	0,04(1)	0,44(1)	4,51(1)**	reer $\Rightarrow$ imp
KAMERUN			$z_{t-1}(t)$ -0,56	$z_{t-1}(t)$ -4,11***	
ÇİN	6,62(1)**	0,13(1)	0,42(1)	0,44(1)	exp $\Rightarrow$ reer
KOLOMBİYA	0,44(1)	0,42(1)	13,67(1)***	0,03(1)	imp $\Rightarrow$ reer
KONGO	0,94(1)	0,00(1)	0,40(2)	0,58(2)	
EKVATOR	1,25(1)	0,01(1)	0,52(1)	0,001(1)	
GABON	0,13(1)	2,29(1)	1,02(1)	0,51(1)	
	16,27(2)***	0,30(2)	2,38(1)	0,37(1)	exp $\Rightarrow$ reer
FAS	$z_{t-1}(t)$ -5,14***	$z_{t-1}(t)$ 0,28			
	0,93(1)	1,91(1)	0,60(1)	6,52(1)**	exp $\Leftrightarrow$ reer reer $\Rightarrow$ imp
NİKARAGUA	$z_{t-1}(t)$ -2,08**	$z_{t-1}(t)$ -3,18***			
GÜNEY AFRİKA	3,20(1)*	1,83(1)	1,03(1)	3,57(1)*	exp $\Rightarrow$ reer reer $\Rightarrow$ imp
TUNUS	1,13(1)	10,48(1)***	5,40(1)**	0,10(1)	reer $\Rightarrow$ exp imp $\Rightarrow$ reer
URUGUAY	18,99(1)***	0,12(1)	14,51(1)***	0,48(1)	exp $\Rightarrow$ reer imp $\Rightarrow$ reer

NOTLAR: \*, \*\*, ve \*\*\* sırasıyla %10, %5, ve %1 anlamlılık seviyelerini göstermektedir.

Optimal gecikme uzunluğu AIC ve SBC'e göre belirlenmiş olup parantez içinde gösterilmiştir.

$z_{t-1}(t)$  hata düzeltme terimi katsayısına ait t istatistik değerini göstermektedir.

Granger nedensellik test sonuçları Çin, Fas, Güney Afrika ve Uruguay için *exp*'ten *reer*'e; Cezayir ve Tunus için *reer*'den *exp*'e; Kolombiya, Tunus ve Uruguay için *imp*'ten *reer*'e; Kamerun, Nikaragua ve Güney Afrika için *reer*'den *imp*'e kısa-dönem nedensellik ilişkisinin bulunduğunu göstermektedir. *Reer*'den *exp*'e uzun-dönem nedenselliğin olduğu tek ülke Nikaragua; *exp*'ten *reer*'e uzun-dönem nedenselliğin olduğu ülkeler ise Fas ve Nikaragua'dır. Bu bağlamda *reer* ve *exp* arasında iki yönlü uzun-dönem nedensellik ilişkisinin bulunduğu tek ülke Nikaragua'dır. *reer*'den *imp*'e uzun-dönem nedenselliğin bulunduğu tek ülke ise Kamerun'dur. Değişkenler arasındaki dinamik ilişkileri belirlemek için GIRF analizi yapılmıştır. Bu analizden elde edilen sonuçlar değişkenlerin sıralamasına duyarlı değildir. 10 aylık period için *exp* ve *imp*'in *reer*'deki bir standart sapmalık şoka verdiği tepkiler ve *reer*'in *exp* ve *imp*'teki bir standart sapmalık şoka tepkileri incelenmiştir. Toplamda 52 adet GIRF sonucu elde edilmiş ve bu sonuçlar özet olarak Tablo 5'te gösterilmiştir.

Tablo 5: Genelleştirilmiş Etki Tepki Fonksiyonları Sonuçları

Ülkeler	<i>exp</i> 'nin <i>reer</i> 'e tepkisi			<i>Reer</i> 'in <i>exp</i> 'e tepkisi			<i>imp</i> 'nin <i>reer</i> 'e tepkisi			<i>Reer</i> 'in <i>imp</i> 'e tepkisi		
	Pozitif Tepki	Negatif Tepki	Tepkinin Ortadan Kalktığı Dönem	Pozitif Tepki	Negatif Tepki	Tepkinin Ortadan Kalktığı Dönem	Pozitif Tepki	Negatif Tepki	Tepkinin Ortadan Kalktığı Dönem	Pozitif Tepki	Negatif Tepki	Tepkinin Ortadan Kalktığı Dönem
CEZAYİR	1, 3-4	2	5	1 2	3,4	5	1-3	-	4	1-4	-	5
BOLİVYA	-	1**2	3	2	1**	3	1	2	3	1	2	3
KAMERUN	1-2	-	3	1-2	-	3	1	2-	Nİ	1-5	6-	PN
ÇİN	-	1	2	2**3-6	1	7	1	2-3	4	1	2-3	4
KOLOMBİYA	-	1*, 2-5	6	-	1*, 2	3	1-3	-	4	1,2**3** 4-7	-	8
KONGO	1-2	-	3	1	2-3	4	3-4	1-2	5	2	1,3,4	5
EKVATOR	-	1	2	2	1	3	1**	-	2	1**,2	-	3
GABON	-	1-3	4	-	1-2	3	1	2	3	1-2	-	3
FAS	-	1-8	PN	2, 9-	1, 3-8	PP	1-3	-	4	1-5	-	6
NIKARAGUA	-	1-9	PN	-	1-9	PN	2**	1	3	-	1-2	3
GÜNEY AFRİKA	2-3	1	4	-	1-3	4	1-3	-	4	-	1-2	3
TUNUS	-	1,2**3-4	5	2-4	1	5	1	2-3	4	1,2** 3-5	-	6
URUGUAY	-	1-2	3	1,2**, 3	-	3	1**, 2	-	3	1**,2** 3-4	-	5

NOTLAR: - incelenen değişkenin diğer değişkene tepkisi olmadığını göstermektedir.

PN: sürekli olan negatif etki; PP: sürekli pozitif etki; Nİ: artan negatif etki

\*\* %5 anlamlılık seviyesinde istatistiki olarak sıfırdan farklı etki tepkiyi göstermektedir.

Tablo 5'te yer alan sütunlarda tepkilerin dönemleri ve bu tepkilerin hangi dönemde ortadan kalktığı belirtilmiştir. GIRF sonuçları *exp*'in *reer*'e tepkisinin Kamerun ve Kongo için sadece pozitif; Cezayir ve Güney Afrika için negatif ve pozitif; diğer ülkeler için sadece negatif olduğunu göstermektedir. *exp*'in *reer*'e tepkisi genel olarak 2 ve 6 ay arasında ortadan kalkmaktadır. Tepkilerin istatistiki anlamlılıkları dikkate alındığında GIRF sonuçları, Bolivya, Kolombiya ve Tunus için *exp*'in *reer*'e tepkisinin negatif ve istatistiki olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. Bu sonuç söz konusu ülkelerde yerel paranın reel değer kaybının ihracatı azaltacağını ifade etmektedir. Diğer yandan *exp*'in *reer*'e pozitif ve istatistiki olarak anlamlı tepkisi hiçbir ülke için tespit edilmemiştir. GIRF sonuçlarına göre *reer*'in *exp*'e tepkisi, Kamerun ve Uruguay için sadece pozitif; Kolombiya, Gabon, Nikaragua ve Güney Afrika için sadece negatif; diğer ülkeler için ise negatif ve pozitifdir. *reer*'in *exp*'e tepkisi genel olarak 3 ve 7 ay arasında ortadan kalkmaktadır. *reer*'in *exp*'e tepkisi Bolivya ve Kolombiya'da negatif ve istatistiki olarak anlamlıdır. Bu sonuç ihracattaki artışın bu ülkelerde yerel paranın reel olarak değerlendirilmesine neden olduğunu göstermektedir. Diğer yandan Çin ve Uruguay'da *reer*'in *exp*'e tepkisi pozitif ve istatistiki olarak anlamlıdır. Bu sonuç ihracattaki artışın bu ülkelerde yerel paranın reel olarak değer kaybetmesine neden olduğunu göstermektedir.



GIRF sonuçlarına göre *imp*'in *reer*'e tepkisi Cezayir, Kolombiya, Ekvator, Fas, Güney Afrika ve Uruguay için sadece pozitif; diğer ülkeler için negatif ve pozitifdir. Hiçbir ülkede negatif tepki tespit edilmemiştir. *imp*'in *reer*'e tepkisi genel olarak 2 ve 5 ay arasında ortadan kalkmaktadır. *imp*'in *reer*'e tepkisi Ekvator, Nikaragua ve Uruguay'da pozitif ve istatistiki olarak anlamlıdır. Bu sonuç söz konusu ülkelerde yerel paranın reel olarak değer kaybının ithalatı artırdığını göstermektedir. Diğer yandan *imp*'in *reer*'e tepkisinin negatif ve istatistiki olarak anlamlı olduğu hiçbir ülke bulunmamaktadır. Son olarak *reer*'in *imp*'e tepkisi Nikaragua ve Güney Afrika için sadece negatif; Bolivya, Kamerun, Çin ve Kongo için negatif ve pozitif; diğer ülkeler için ise sadece pozitifdir. *reer*'in *imp*'e tepkisi genel olarak 3 ve 8 ay arasında ortadan kalkmaktadır. *reer*'in *imp*'e tepkisi Kolombiya, Ekvator, Tunus ve Uruguay için pozitif ve istatistiki olarak anlamlıdır. Bu sonuç söz konusu ülkelerde ithalattaki artışın yerel paranın reel olarak değer kaybetmesine neden olduğunu göstermektedir. Diğer yandan *reer*'in *imp*'e tepkisinin negatif ve istatistiki olarak anlamlı olduğu hiçbir ülke bulunmamaktadır.

## 5. Sonuçlar

Bu çalışmada REER'nin ihracat ve ithalat ile ilişkisi 14 gelişmekte olan ülke için 1980-2009 dönemini kapsayan yıllık veriler kullanılarak ampirik olarak incelemiştir. İlk olarak serilerin durağanlık özelliklerini tespit etmek için durağanlık testleri gerçekleştirilmiştir. İkinci olarak, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi belirlemek için Johansen koentegrasyon testleri yapılmıştır. Koentegrasyon testi sonuçlarına göre Fas ve Nikaragua'da reel efektif kur ve ihracat arasında uzun dönemli ilişki bulunmaktadır. Reel efektif kur ve ithalat arasında ise uzun dönemli ilişki sadece Kamerun'da tespit edilmiştir. Üçüncü olarak değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerini incelemek için VECM ve standart Granger nedensellik analizleri yapılmıştır. Ampirik bulgular Cezayir, Tunus ve Nikaragua'da reel efektif döviz kurundan ihracata doğru bir nedensellik olduğunu göstermektedir. Diğer ülkeler için bu sonuç elde edilmemiştir. Diğer yandan reel efektif döviz kurundan ithalata doğru nedenselliğin bulunduğu ülkeler Kamerun, Nikaragua ve Güney Afrika'dır. Ampirik bulgular ayrıca Çin, Fas, Nikaragua, Güney Afrika ve Uruguay'da ihracattan reel efektif döviz kuruna doğru; Kolombiya, Tunus ve Uruguay'da ise ithalattan reel efektif döviz kuruna doğru bir nedensellik olduğunu göstermektedir.

Nedensellik test sonuçlarına ilave olarak nedensellik etkisinin işaretini belirlemek için GIRF analizi kullanılmıştır. Tepkilerin istatistiki olarak anlamlılıkları dikkate alındığında, döviz kuru politikalarının incelenen ülkeler bağlamında ihracat ve ithalatı etkilemek için nasıl uygulanması gerektiği belirlenebilir. Örneğin Bolivya, Kolombiya ve Tunus gibi ülkelerde

yerel paranın reel olarak değer kaybı ihracatı azaltmaktadır. Ayrıca yerel paranın reel olarak değer kaybının ihracatı artırdığı yönünde bir bulgu elde edilmemiştir. GIRF sonuçları aynı zamanda yerel paranın reel olarak değer kaybının Ekvator, Nikaragua ve Uruguay'da ithalatı artırdığını göstermektedir. Yerel paranın reel olarak değer kaybının ithalatı azaltması ise söz konusu olmamaktadır. Bu sonuçlar döviz kuru politikalarının gelişmekte olan ülkelerde ihracatı artırmada ve ithalatı azaltmada beklenen sonuçları vermediğini ifade etmektedir.

GIRF sonuçlarına göre tepkilerin istatistiki olarak anlamlılıkları dikkate alındığında ihracattaki artışın yerel paranın reel değeri üzerindeki etkisi hakkında farklı sonuçlar ortaya çıkmaktadır. Örneğin ihracattaki bir artış Çin ve Uruguay'da yerel paranın reel olarak değer kaybetmesine neden olurken, Bolivya ve Kolombiya'da ise reel olarak değer kazanmasına neden olmaktadır. İthalattaki bir artış Kolombiya, Ekvator, Tunus ve Uruguay'da yerel paranın reel olarak değer kaybetmesine neden olmaktadır. Diğer yandan hiç bir ülkede ithalattaki bir artış yerel paranın reel olarak değer kazanmasına neden olmamaktadır. Özet olarak ifade edilecek olunursa, gelişmekte olan ülkelerde ihracat ve ithalatı artıran ekonomi politikaları yerel paranın reel değeri üzerine etkide bulunabilecektir. Reel efektif kurun ihracat ve ithalat üzerindeki etkisinin zayıf olması, gelişmekte olan ülkelerde ihracatı artırmaya ve ithalatı azaltmaya yönelik uygulanacak döviz kuru politikalarına ihtiyatla yaklaşılması gerektiğini göstermektedir.

References

- Akthar, A. M., & Hilton R. S. (1984). Effects of exchange rate uncertainty on German and US trade. *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, 9(1), 7-16.
- Alexander, S. (1959). Effects of Devaluation: A Simplified Synthesis of Elasticities and Absorption Approaches. *American Economic Review*, 49(1), 21-42.
- Arize, A.C., Osang, T., Slottje, D.J. (2008). Exchange rate volatility in Latin America and its impact on foreign trade. *International Review of Economics and Finance*, 17(1), 33-44. <http://dx.doi.org/10.1016/j.iref.2006.01.004>
- Arize, A. C. (1997). Foreign trade and exchange-rate risk in the G-7 countries: cointegration and error-correction models. *Review of Financial Economics*, 6(1), 95-112. [http://dx.doi.org/10.1016/S1058-3300\(97\)90016-1](http://dx.doi.org/10.1016/S1058-3300(97)90016-1)
- Arize, A. C. (1996). Real exchange-rate volatility and trade flows: The experience of eight European economies. *International Review of Economics and Finance*, 5(2), 187-205. [http://dx.doi.org/10.1016/S1059-0560\(96\)90043-X](http://dx.doi.org/10.1016/S1059-0560(96)90043-X)
- Arize, A. C. (1995). The effects of exchange-rate volatility on U.S. exports: an empirical investigation. *Southern Economic Journal*, 62(1), 34-43. <http://dx.doi.org/10.2307/1061373>
- Asseery, A., & Peel D. A. (1991). The effects of exchange rate volatility on exports: some new estimates. *Economics Letters*, 37(2), 173-177. [http://dx.doi.org/10.1016/0165-1765\(91\)90127-7](http://dx.doi.org/10.1016/0165-1765(91)90127-7)
- Bahmani-Oskooee, M. (1995). Real and nominal effective exchange rate for 22 LDCs: 1971:1-1990:4. *Applied Economics*, 27(7), 591-604. <http://dx.doi.org/10.1080/00036849500000048>
- Bahmani-Oskooee, M., & Alse, J. (1994). Short-run versus long-run effects of devaluation: error-correction modelling and cointegration. *Eastern Economic Journal*, 20(4), 453-464.
- Bahmani-Oskooee, M. (1991). Is there a long-run relation between the trade balance and the real effective exchange rate of LDCs?. *Economics Letters*, 36(4), 403-407. [http://dx.doi.org/10.1016/0165-1765\(91\)90206-Z](http://dx.doi.org/10.1016/0165-1765(91)90206-Z)
- Belke, A., Gros, D. (2001). Real impacts of intra-European exchange rate variability: a case for EMU?. *Open Economies Review*, 12(3), 231-264. <http://dx.doi.org/10.1023/A:1011112105352>
- Bickerdike, C. (1920). The Instability of Foreign Exchange. *The Economic Journal*, 30(117), 118-122. <http://dx.doi.org/10.2307/2223208>
- Cheung, Y. W., & Ng, L. K. (1998). International evidence on the stock market and aggregate economic activity. *Journal of Empirical Finance*, 5(3), 281-296. [http://dx.doi.org/10.1016/S0927-5398\(97\)00025-X](http://dx.doi.org/10.1016/S0927-5398(97)00025-X)
- Chou, W. L. (2000). Exchange rate variability and China's exports. *Journal of Comparative Economics*, 28(1), 61-79. <http://dx.doi.org/10.1006/jcec.1999.1625>
- Chowdhury, A. R. (1993). Does exchange rate volatility depress trade flows? Evidence from error-correction models. *The Review of Economics and Statistics*, 75(4), 700-706. <http://dx.doi.org/10.2307/2110025>
- Cottani, J. A., Cavallo, D. F., Khan, M. S. (1990). Real exchange rate behavior and economic performance in LDCs. *Economic Development and Cultural Change*, 39(1), 61-76. <http://dx.doi.org/10.1086/451853>
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072. <http://dx.doi.org/10.2307/1912517>
- Dornbusch, R. (1973). Devaluation, Money and Non-traded goods. *American Economic Review*, 63(5), 871-880.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Cointegration and error correction: Representation,

- estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276. <http://dx.doi.org/10.2307/1913236>
- Fountas, S., & Aristotelous, K. (2003). Does the exchange rate regime affect export volume? Evidence from bilateral exports in US-UK trade: 1900-98. *The Manchester School*, 71(1), 51-64. <http://dx.doi.org/10.1111/1467-9957.00334>
- Frenkel, J., & Rodriguez, C. (1975). Portfolio Equilibrium and the Balance of Payments: a Monetary Approach. *American Economic Review*, 65(4), 674-688.
- Ganguly, S., & Breuer, J. B. (2010). Nominal Exchange rate volatility, relative price volatility, and the real exchange rate. *Journal of International Money and Finance*, 29(5), 840-856. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2009.11.002>
- Granger, C. W., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(74\)90034-7](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(74)90034-7)
- Granger, C. W. (1988). Some recent developments in the concept of causality. *Journal of Econometrics*, 39(1-2), 199-211. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(88\)90045-0](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(88)90045-0)
- Hall, S., Hondroyannis, G., Swamy, P.A.V.B., Tavlas, G., Ulan, M. (2010). Exchange-rate volatility and export performance: Do emerging market economies resemble industrial countries or other developing countries?. *Economic Modelling*, 27(6), 1514-1521. <http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2010.01.014>
- Harberger, A. (1950). Currency Depreciation, Income, and the Balance of Trade. *Journal of Political Economy*, 58(1), 47- 60. <http://dx.doi.org/10.1086/256897>
- Hatemi-J, A., & Irandoust, M. (2005). Bilateral trade elasticities: Sweden versus her trade partners. *American Review of Political Economy*, 3(2), 38-51.
- Himarios, D. (1989). Do devaluations improve the trade balance? The evidence revisited. *Economic Inquiry*, 27(1), 143-168. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1465-7295.1989.tb01169.x>
- Gotur, P. (1985). Effects of exchange rate volatility on trade: Some further evidence. *International Monetary Fund Staff Papers*, 32(3), 475-512. <http://dx.doi.org/10.2307/3866807>
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254. [http://dx.doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](http://dx.doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x>
- Johnson, H. G. (1969). The case for flexible exchange rates, 1969. *Federal Reserve Bank of St Louis Monthly Review*, 51(6), 12-24.
- Klau, M., & Fung S. S. (2006). The new BIS effective exchange rate indices. *BIS Quarterly Review*, 2006(March), 51-65.
- Koop, G., Pesaran, M.H., Potter, S.M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 74(1), 119-147. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(95\)01753-4](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(95)01753-4)
- Lal, A. K., & Lowinger, T. C. (2002). Nominal effective exchange rate and trade balance adjustment in South Asia Countries. *Journal of Asian Economics*, 13(3), 371-383. [http://dx.doi.org/10.1016/S1049-0078\(02\)00120-3](http://dx.doi.org/10.1016/S1049-0078(02)00120-3)
- Lerner, A. P. (1944). *The Economics of Control: Principles of Welfare Economics*. New York: Macmillan.
- Mackinnon, J. J. (1991). Critical Values for Cointegration Tests. in Engle R. F. and Granger C. W. (eds.) *Long-run Economic Relationship: Readings in Cointegration*, 267-276, Oxford: Oxford University Press.
- Marshall, A. (1923). *Money, Credit and Commerce*. London: The Macmillan Company.
- Metzler, L. A. (1949). *The Theory of International Trade*. in Ellis H. S. (eds.) *A survey of Contemporary Economics*, Philadelphia: Blackiston.
- Mookerjee, R. (1997). *Export volume, exchange rates and global economic*

growth: the Indian experience. *Applied Economics Letters*, 4(7), 425-429. <http://dx.doi.org/10.1080/135048597355195>

Narayan, P. K. (2006). Examining the relationship between trade balance and exchange rate: the case of China's trade with the USA. *Applied Economics Letters*, 13(8), 507-510. <http://dx.doi.org/10.1080/13504850500400488>

Narayan, P. K. (2004). New Zealand's trade balance: evidence of the J-curve and granger causality. *Applied Economics Letters*, 11(6), 351-354. <http://dx.doi.org/10.1080/1350485042000228187>

Pesaran, H.H., & Shin Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, 58(1), 17-29. [http://dx.doi.org/10.1016/S0165-1765\(97\)00214-0](http://dx.doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00214-0)

Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. <http://dx.doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>

Robinson, J. (1949). The Foreign Exchanges. in Ellis H. S. and Metzler L. A. (eds.) *Readings in the Theory of International Trade*, 83-103, Philadelphia: Blackiston.

Rose, A. K. (1991). The role of exchange rates in a popular model of international trade: Does the 'Marshall-Lerner' condition hold?. *Journal of International Economics*, 30(3-4), 301-316. [http://dx.doi.org/10.1016/0022-1996\(91\)90024-Z](http://dx.doi.org/10.1016/0022-1996(91)90024-Z)

Shirvani, H., & Wilbratte, B. (1997). The relationship between the real exchange rate. *International Economic Journal*, 11(1), 39-50.

Spilimbergo, A., & Vamvakidis, A. (2000). Real effective exchange rate and the constant elasticity of substitution assumption. *IMF Working Paper*, No. WP/00/128.

Sukar, A. (1998). Real effective exchange rates and export adjustment in the U.S.. *Quarterly Journal of Business and Economics*, 37(1), 3-12.

Tenreiro, S. (2007). On the trade impact of nominal exchange rate volatility. *Journal of Development Economics*, 82(2), 485-508. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jdeveco.2006.03.007>

Viaene, J. M., & De Vries, C. G. (1992). International trade and exchange rate volatility. *European Economic Review*, 36(6), 1311-1321. [http://dx.doi.org/10.1016/0014-2921\(92\)90035-U](http://dx.doi.org/10.1016/0014-2921(92)90035-U)

Yavuz, N.C., Güriş, B., Kıran, B. (2010). Reel döviz kurunun dış ticaret dengesine etkisi: Türkiye için Marshall-Lerner koşulunun testi. *İktisat İşletme ve Finans*, 24(287), 69-90.

Yılmaz, Ö., & Kaya, V. (2007). İhracat, ithalat ve reel döviz kuru ilişkisi: Türkiye için bir VAR Analizi. *İktisat İşletme ve Finans*, 22(250), 69-84. <http://dx.doi.org/10.3848/iif.2007.250.0396>

## *Extensive Summary*

### **Do the exchange rate policies have an effect on exports and imports in developing countries?**

**Gökhan Demirtaş<sup>1(\*)</sup>**  
(Afyon Kocatepe University)

**Banu Demirhan**  
(Afyon Kocatepe University)

Received 11 April 2012; received in revised form 3 August 2012;  
Accepted 14 November 2012.

#### **1. Introduction**

Exchange rate is one of the most important macroeconomic indicators in open economies since it affects the business world, investments, and policy decisions. Hence, the studies regarding exchange rate have been an important part of economic researches during the last twenty years. Floating exchange rate regime has been put into application subsequent to the Bretton-Woods system. Presently, numerous countries left their national unit of currencies to float against the foreign currencies. The theoretical and empirical studies conducted in this field specifically focus on the effect from exchange rate on economic growth or foreign trade balance.

The objective of this study is to investigate empirically the relationship between *real effective exchange rate* (REER) and both *exports* and *imports* for selected 14 developing countries for the period of 1980 and 2009. These countries consist of Bolivia, Algeria, China, Ecuador, Morocco, Gabon, South Africa, Cameroon, Colombia, Congo, Costa Rica, Nicaragua, Tunisia, and Uruguay. In order to research the relationship between the specified variables, Vector Error Correction Models (VECM) and standard Granger causality models have been used. Additionally, in order to determine the sign of the causal relationship, generalized impulse response functions have been applied.

In the literature, there have been many studies investigating the relation between real exchange rate (RER) and trade. However, the analysis in this study is separated from the previous studies in three respects. First of all, despite that fact that RER was generally used in the previous studies regarding the international competition indicators, real effective exchange rate (REER) was used in this study. Because, REER is an indicator that pays attention to the change in nominal effective exchange rate and the inflation differences according to the commerce partners. Secondly, while the effect of the foreign currencies on the trade balance is handled by the empirical studies within the literature, effect on the export and import volumes was taken into account separately within this study because the use of foreign trade balance in the analyses makes it more difficult to research the effect of exchange rate on export and import volumes. Finally, the study has a wide range of sample sizes when the respective developing countries are taken into consideration.

The subsequent sections of the article are organized as follows: in the second section of the study, the theoretical background on the relationship between REER and export and import and results of the empirical studies within the literature were included. In the third section,

1 (\*) Address for Correspondence: Afyon Kocatepe Üniversitesi, İktisat Bölümü, A.N. Sezer Kampüsü, 03200 Afyonkarahisar, Turkey E-mail: demirtas@aku.edu.tr



information regarding the methodology and data used was provided. In the fourth section, results of the unit root tests, co-integration test and causality analysis made as per VECM model have been shown separately. In addition, in this section, meaning of the empirical results was also mentioned. Study concludes with the results obtained and evaluations.

**2. Methodology and Data**

Prior to studying the causality relationships between the variables, it is necessary to determine the stationary properties of the series. Granger and Newbold (1974) assert that the analyses carried out with the non-stationary time series will cause spurious regression problem. On the other hand, unit root test results are important for determining the method to be used in the study as well. In order to determine the stationary properties of the series, unit root tests developed by Dickey and Fuller (1981) and Philips and Perron (1998) will be conducted. Engle and Granger (1987) assert that in the event that there is a co-integration relationship between the variables, standard Granger causality model will not be appropriate since it reflects only the short-term effects. In addition, Engle and Granger (1987) and Granger (1988) assert that if the co-integration relationship is valid, between the variables, at least one-directional Granger causality will be present. Hence, if the series used in the study are not stationary within the level values and if they are stationary in the first differences, in order to determine the long-term linear combination between the variables co-integration test must be conducted. In this study, Johansen co-integration method proposed by Johansen (1988) and Johansen and Juselius (1990) was used. Cheung and Ng (1998) note that Johansen method is more effective than the two-step method of Engle-Granger (1987). While conducting the Johansen method, the calculated trace test and maximum eigenvalue test values will be taken into consideration. In the maximum eigenvalue and trace tests, by showing the co-integration vector number as  $r$ ,  $r = 0$  null hypothesis and  $r \leq 1$  null hypotheses will be tested.

The method used in the study will depend on the co-integration test results: in the event that the variables are co-integrated; in other words, if there is a long-term relationship between the variables; Vector Error Correction Model (VECM) will be used. For this reason, equation 1-4 suggested by Engle and Granger (1987) will be estimated. On the other hand, if the co-integration test results do not show the long-term relationship, equation 1-4 will be tested without the error correction term. Hence, in order to determine the causality relationship between the variables standard Granger causality model will be applied in the first differences of the variables. In summary, if stationary condition of the variables in the first differences is in question, I(1), and there is presence of no long-term relationship between them, standard Granger causality test must be conducted in the first differences of the variables. If the variables are stationary in their levels, I(0), standard Granger causality model in the variables' level values is suitable for determining the causality. If the variables are stationary in the first differences, I(1), and there is long-term relationship between them, VECM based causality test is conducted. The causality analyses based on VECM require the estimation of the equation 1-4.

$$\Delta reer_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_1(i) \Delta reer_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_1(i) \Delta exp_{t-i} + \lambda_1 z_{t-1} + \varepsilon_{1t} \tag{1}$$

$$\Delta exp_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^p \beta_2(i) \Delta reer_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_2(i) \Delta exp_{t-i} + \lambda_2 z_{t-1} + \varepsilon_{2t} \tag{2}$$

$$\Delta reer_t = \phi_1 + \sum_{i=1}^p \psi_1(i) \Delta reer_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_1(i) \Delta imp_{t-i} + \sigma_1 z_{t-1} + \varepsilon_{3t} \tag{3}$$

$$\Delta imp_t = \phi_2 + \sum_{i=1}^p \psi_2(i) \Delta reer_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_2(i) \Delta imp_{t-i} + \sigma_2 z_{t-1} + \varepsilon_{4t} \tag{4}$$

Where  $\Delta$  is the difference operator,  $\varepsilon_t$  is serially uncorrelated random error terms,  $p$  represents the number of lags;  $z_{t-1}$  is the error correction term, which is lagged values of the error term derived from the co-integration equation; *reer* represents real effective exchange rate index; *exp* and *imp* indicate export and import volumes, respectively. In order to search the causality relationships between the variables, Wald  $X^2$  test is conducted: if the null hypothesis of  $\varphi_{li} = 0$  as a group is rejected, the causality from *exp* to *reer* is detected; if the null hypothesis of  $\beta_{2i} = 0$  as a group is rejected, the causality from *reer* to *exp* is detected; if the null hypothesis of  $\delta_{li} = 0$  as a group is rejected, the causality from *imp* to *reer* is detected; and finally, if the null hypothesis of  $\psi_{2i} = 0$  as a group is rejected, the causality from *reer* to *imp* is detected. Note that, the error-correction terms ( $z_{t-1}$ ), one-lagged residuals obtained from co-integration equations, indicates an alternative channel for causality analysis. Statistical significance of  $z_{t-1}$  shows long-run causality relationship. For example, the statistical significance of  $\lambda_1$  and  $\sigma_1$  coefficients demonstrates causality from *exp* to *reer* and from *imp* to *reer*, respectively. Similarly, statistical significance of  $\lambda_2$  and  $\sigma_2$  demonstrates causality from *reer* to *exp* and from *reer* to *imp*, respectively.

Despite the Granger causality test shows the direction of causality, it does not provide an idea regarding the sign of the causality. In respect for this, generalized impulse response functions analysis (GIRFs), as proposed by Koop et al. (1996) and Peseran and Shin (1998), to determine the dynamic effect of variables on each other. The sample countries are chosen due to the availability of data, consisting of the period of 1980 to 2009. Table 1 shows the variables and their explanations used in the equation 1-4.

**Table 1: Descriptions of Data**

Variable	Definition	Description	Source
<i>reer</i>	REER Index	Natural logarithm of the REER index in constant 2005 prices	
<i>exp</i>	Real Export Volume	Natural logarithm of the export volume in constant 2000 U.S. dollars	International Monetary Fund
<i>imp</i>	Real Import Volume	Natural logarithm of the import volume in constant 2000 U.S. dollars	

### 3. Empirical Results

ADF and PP test results show that all the series, except for Costa Rica, are stationary in their first, I(1). For the country in question, *reer* variable is stationary in the level value in both test results. Subsequent to the conduct of the stationary tests, the long-term relationship between the variables that are stationary in the first differences was tested by means of using the Johansen method. According to the results, the co-integration relationship between *reer* and *exp* was determined only for Morocco and Nicaragua. Hence, for the countries in question, in order to determine the causality relationship between *reer* and *exp*, bi-variate VECM with two variables shown with the equation 2 and equation 3 will be applied. For the other countries, for examining the causality relationship between *reer* and *exp*, within the framework of the standard Granger causality model, equation 2 and equation 3 will be estimated except for  $z_{t-1}$ . Co-integration test results show that long-term relationship between *reer* and *imp* is valid only for Cameroon. Hence, for the country in question, for determining the causality relationship between *reer* and *imp*, bi-variate VECM shown with equation 4 and equation 5 will be applied. For the other countries, for examining the causality relationship between *reer* and *imp* within the framework of the standard Granger causality model, equation 4 and equation 5 will be estimated except for  $z_{t-1}$ .

The standard Granger causality test results based on the bi-variate VECM and on the first differences of the variables are sensitive for the lags used in the models. Hence, optimal lag length was determined according to AIC and SBC. If the  $X^2$  value obtained from the *Wald* test is statistically significant, the result that there is causality between the variables for short-term and if the  $z_{t-1}$  coefficient is statistically significant, the result that there is a long-term causality between the variables will be obtained.

Granger causality test results show that there is a short-term relationship for China, Morocco, South Africa, and Uruguay, from *exp* to *reer*; for Algeria and Tunisia, from *reer* to *exp*; for Colombia, Tunisia, and Uruguay, from *imp* to *reer*; for Cameroon, Nicaragua, and South Africa, from *reer* to *imp*. The only country where long-term causality from *reer* to *exp* is available is Nicaragua and the countries where long-term causality from *exp* to *reer* are Morocco and Nicaragua. In this context, bidirectional long-term causality relationship between *reer* and *exp* is only available in Nicaragua. The long-term causality from *reer* to *imp* is only available in Cameroon. GIRF analysis was conducted in order to determine the dynamic relationships between the variables. The results obtained from this analysis are not sensitive to the ordering of the variables. Over a ten-month period, the responses of both *exp* and *imp* to one standard deviation shock in *reer* and the responses of *reer* to one standard deviation shock in both *exp* and *imp* are investigated.

GIRF results show that the response of *exp* to *reer* is positive only for Cameroon and Congo; negative and positive for Algeria and South Africa, and only negative for the other countries. The response of *exp* to *reer* is eliminated between 2 and 6 months in general. When the statistical significances of the responses are taken into consideration, GIRF results show that for Bolivia, Colombia, and Tunisia, the response of *exp* to *reer* is negative and statistically significant. This result express that in the countries in question, real depreciation of local currency will decrease exports. On the other hand, the positive and statistically significant response of *exp* to *reer* was not determined for any of the countries. According to the GIRF results, the response of *reer* to *exp* is positive only for Cameroon and Uruguay; negative only for Colombia, Gabon, Nicaragua, and South Africa and negative and positive for the other countries. The response of *reer* to *exp* is eliminated in between 3 to 7 months in general. The response of *reer* to *exp* is negative and statistically significant in Bolivia and Colombia. This result shows that the increase in exports causes real appreciation of the local currency in these countries. On the other hand, in China and Uruguay, the response of *reer* to *exp* is positive and statistically significant. This result shows that the increase in exports causes real depreciation of the local currency in these countries.

According to the GIRF results, the response of *imp* to *reer* is positive only for Algeria, Colombia, Ecuador, Morocco, South Africa, and Uruguay and negative and positive for the other countries. Negative response is determined in none of the countries. The response of *imp* to *reer* is eliminated in between 2 to 5 months in general. The response of *imp* to *reer* is positive and statistically significant in Ecuador, Nicaragua, and Uruguay. This result shows that in the countries in question, real depreciation of local currency increases the imports. On the other hand, there is no country where response of *imp* to *reer* is negative and statistically significant. Finally, response of *reer* to *imp* is negative only for Nicaragua and South Africa, negative and positive for Bolivia, Cameroon, China, and Congo and positive only for the other countries. Response of *reer* to *imp* is eliminated in between 3 and 8 months in general. Response of *reer* to *imp* is positive and statistically significant for Colombia, Ecuador, Tunisia, and Uruguay. This result shows that in the countries in question, the increase in imports causes the real depreciation of local currency. On the other hand, there is no country where response of *reer* to *imp* is negative and statistically significant.

#### 4. Conclusion

In this study, real effective exchange rate's relationship with export and import volumes was studied empirically for 14 developing countries using the annual data that covers the 1980-2009 period. First of all, in order to determine the stationary properties of the series, unit root tests have been realized. Second, in order to determine the long-term relationship between the variables, Johansen co-integration tests have been conducted. According to the co-integration test results, a long-term relationship is available between real effective exchange rate and exports in Morocco and Nicaragua. Long-term relationship between real effective exchange rate and imports was determined to be available only in Cameroon. Third, in order to investigate the causality relationships between the variables VECM and standard Granger causality analyses have been conducted. Empirical findings show that there is causality from real effective exchange rate to exports in Algeria, Tunisia, and Nicaragua. For the other countries, such effect has not been obtained. On the other hand, the countries found causality relationship from real effective exchange rate to imports are Cameroon, Nicaragua, and South Africa. Empirical findings show, in addition, there is causality from exports to real effective exchange rate in China, Morocco, Nicaragua, South Africa, and Uruguay. The countries found causality relationship from imports to real effective exchange rate are Colombia, Tunisia and Uruguay.

In addition to the causality test results, GIRF analysis was used to determine the sign of the causality effect. When the statistical significance of the responses is taken into consideration, it can be determined how exchange rate policies should be applied in order to affect exports and imports within the context of investigated countries. For example, in the countries such as Bolivia, Colombia, and Tunisia, real depreciation of local currency decreases the exports. In addition, no finding was obtained regarding the fact that real appreciation of local currency increases exports. GIRF results shows at the same time that real depreciation of local currency increases the imports in Ecuador, Nicaragua, and Uruguay. In addition, no empirical finding is obtained concerning the diminishing effect of real depreciation of local currency on imports. These results express that the exchange rate policies do not provide the expected results in increasing exports and decreasing imports in developing countries.

According to the GIRF results, when the statistical significances of the responses are taken into consideration, different results occur with regard to the effect of increase in exports on the real value of local currency. For example, while an increase in exports causes real depreciation of local currency in China and Uruguay, it causes real depreciation of local currency in Bolivia and Colombia. An increase in imports causes real depreciation of local currency in Colombia, Ecuador, Tunisia and Uruguay. On the other hand, the empirical finding that increase in imports causes real appreciation of local currency is not obtained in any country. In summary, in the developing countries, the economy policies that increase exports and imports might have affect on real value of local currency. Weak effect of the real effective exchange rate on exports and imports shows that in the developing countries, the exchange rate policies to be applied in order to increase exports and decrease imports must be approached cautiously.