



Net Hata ve Noksan Kalemi ile Reel Efektif Döviz Kur Endeksi Arasındaki İlişki: Türkiye Üzerine Bir İnceleme

Abdulkadir Sezai EMEÇ¹, Dilan ÖZDEMİR² Fatih KAPLAN³

Özet

Ödemeler dengesi tablosunda yer alan net hata ve noksan (NHN) kalemi, bilançoda denkleştirme unsuru olarak kullanılmaktadır. Türkiye'nin NHN kaleminin son yıllarda sergilediği yüksek hacimli iniş ve çıkışlar kamuoyunda tartışılmaktadır. Türkiye için hesaplanan NHN kalemi 1984-2022 döneminde ortalama 1,3 milyar dolar fazla vermiştir. 1984-2000 yılları arasında 8 defa fazla, 9 defa açık veren NHN kalemi, 2001-2022 döneminde 13 defa fazla, 9 defa açık vermiştir. Ayrıca 2018 yılında NHN fazlalığı 21,08 milyar dolar ile Türkiye için tüm zamanların rekor seviyesine ulaşmıştır. Bu çalışmada, NHN kalemi ile reel efektif döviz kur endeksi (REK) arasındaki ilişki incelenmektedir. Bu amaç doğrultusunda, 2003:01-2022:10 dönemine ait aylık veriler kullanılarak üç dönem (2003-2010, 2010-2022 ve 2003-2022) için ekonometrik analiz yapılmıştır. Ekonometrik analizde, içsel kırılmaları dikkate alan Hatemi-J eş bütünleşme testi ve NHN kalemi ile REK endeksinin pozitif ve negatif şoklarını dikkate alan Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi kullanılmıştır. Yapılan analiz sonucunda, NHN kalemi ile REK endeksinin uzun dönemde birlikte hareket etmedikleri tespit edilmiştir. Nedensellik test sonuçlarının ise dönemler arasında farklılaştığı ve ulaşılan bazı sonuçların ekonometrik olarak anlamlı olsa da iktisadi açıdan yorumlanmasının doğru olmayacağına karar verilmiştir. Örneğin; 2010-2022 döneminde REK değişkenindeki pozitif şoklardan kümülatif olarak hesaplanan NHN değişkenindeki hem pozitif hem de negatif şoklara doğru bir nedensellik olması iktisadi bir anlam taşımamaktadır. Söz konusu bu durum, REK değişkeni ile NHN değişkeni arasında tutarlı bir ilişkinin olmadığı şeklinde yorumlanmıştır.

Anahtar kelimeler: Net hata noksan, reel efektif döviz kur endeksi, nedensellik testi

Jel Kodu: C58, F31, F32

The Relationship Between Net Errors and Omissions Item and Real Effective Exchange Rate Index: A Study on Turkey

Abstract

The Net errors and omissions (NEO) item in the balance of payments table is used as a balancing element in the balance sheet. The high-volume ups and downs of Turkey's NEO item in recent years are being discussed in public opinion. The NEO item calculated for Turkey had an average surplus of 1.3 billion dollars in the 1984-2022 period. The NEO item, which ran 8 times more and 9 times deficit between 1984-2000, ran 13 times more and 9 times deficit in the 2001-2022 period. In addition, in 2018, the NEO surplus reached an all-time record level for Turkey with 21.08 billion dollars. In this study, the relationship between the NEO item and the real effective exchange rate (REER) index is examined. For this purpose, econometric analysis was performed for three periods (2003-2010, 2010-2022 and 2003-2022) using monthly data from the period 2003:01-2022:10. In the econometric analysis, the Hatemi-J cointegration test, which takes into account the internal breaks, and the Hatemi-J Asymmetric Causality Test, which takes into account the positive and negative shocks of the NEO item and the REER index, were used. As a result of the analysis, it has been determined that the NEO item and the

ATIF ÖNERİSİ (APA): Emeç, A. S., Özdemir, D. ve Kaplan, F. (2023). Net Hata Ve Noksan Kalemi İle Reel Efektif Döviz Kur Endeksi Arasındaki İlişki: Türkiye Üzerine Bir İnceleme. *İzmir İktisat Dergisi*. 38(3). 670-685. Doi: 10.24988/ije.1167345

¹ Dr. Öğr. Üyesi, Tarsus Üniversitesi, Meslek Yüksekokulu, Finans, Bankacılık ve Sigortacılık Bölümü, Tarsus/Mersin, Türkiye **EMAIL:** asezaiemec@tarsus.edu.tr **ORCID:** 0000-0003-0312-8555

² Arş. Gör., Tarsus Üniversitesi, Uygulamalı Bilimler Fakültesi, Uluslararası Ticaret ve Lojistik Bölümü, Tarsus/Mersin, Türkiye **EMAIL:** dilanozdemir@tarsus.edu.tr **ORCID:** 0000-0002-1390-5162

³ Prof. Dr., Tarsus Üniversitesi, Uygulamalı Bilimler Fakültesi, Uluslararası Ticaret ve Lojistik Bölümü, Tarsus/Mersin, Türkiye **EMAIL:** fkapan@tarsus.edu.tr **ORCID:** 0000-0001-7417-1126

REER index do not move together in the long run. It was decided that the causality test results differed between the periods and that it would not be correct to interpret some of the results from an economic point of view, even if they were econometrically significant. For example, causality from positive shocks in the REER variable to both positive and negative shocks in the NEO variable calculated cumulatively in the 2010-2022 period does not make any economic sense. This situation was interpreted as the lack of a consistent relationship between the REER variable and the NEO variable.

Keywords: Net errors and omissions, real effective exchange rate index, causality test

Jel Codes: C58, F31, F32

1. GİRİŞ

Ödemeler dengesi, bir ülkedeki yerleşik kişilerin diğer ülkelerdeki yerleşik kişiler ile belirli bir dönem içerisinde yaptıkları ekonomik işlemlerin sistematik olarak kaydedildiği istatistiksel bir raporu ifade etmektedir (TCMB, 2021). Ülkelerin elde ettikleri dış gelirler ile yaptıkları dış harcamaların birbirlerine eşit olup olmadığı ödemeler bilançosu yoluyla takip edilmektedir. Ödemeler bilançosu; cari işlemler hesabı, sermaye hesabı, finans hesabı ve net hata ve noksan (istatistiksel farklar) hesabı olmak üzere dört ana hesaptan oluşmaktadır. Net hata ve noksan kalemi ise ana hesapları denkleştirmek için tutulmaktadır (Seyidoğlu, 2015: 354). Ödemeler bilançosu çift taraflı kayıt sistemine göre hazırlandığından, cari işlemler hesabı ve sermaye hesabı toplamının finans hesabı toplamına denk olması gerekmektedir (Kilibarda, 2013: 7). Ancak bilanço hazırlanırken verilerin farklı kaynaklardan sağlanması; değerlendirme, ölçme ve kayıt zamanının farklı olmasına yol açmakta ve oluşan bu farklar NHN hesabına “kalıntı” şeklinde yansıtılmaktadır (TCMB, 2021). Bu nedenle NHN kalemi, ödemeler dengesi istatistiklerinin muhasebeleştirilmesinde ortaya çıkan tutarsızlıkların giderilmesi için kullanılmaktadır (Kristinsson, 2016: 9). NHN kaleminde dengesizliklere yol açan unsurlar Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Ödemeler Dengesi ve Uluslararası Yatırım Pozisyonu Raporu’nda (2016: 15) şu şekilde ifade edilmektedir:

- Kullanılan veri kaynaklarının yurt dışı yerleşikler ile olan işlemlerin tümünü kapsamama ihtimali bulunmaktadır.
- Aynı işleme ait borç ve alacak kalemlerinin oluşturulmasında farklı veri kaynaklarının kullanılması nedeniyle farklı değerler ölçülebilmektedir.
- Aynı işleme ait borç ve alacak kalemleri farklı dönemlerde ölçülmüş olabilmektedir.

Bu unsurlara ek olarak gümrük beyannamelerinde yapılan hatalar, turizm gelirleri ve bavul ticareti verilerinin anket yoluyla elde edilmesi gibi faktörler de bilanço ana hesaplarında denklik sağlanamamasına yol açmaktadır (Çıplak, 2005: 1). Diğer yandan yurt içi yerleşiklerin mevduat hesaplarına ait verilerin doğrudan temin edildiği bir kaynak bulunmadığından, bu veriler Uluslararası Ödemeler Bankası’ndan (BIS) sağlanmaktadır. Ancak raporlamayı yapan ülkelerin kısıtlı olması ve mevduat hesaplarının “Türkiye’de yerleşik gerçek ve tüzel kişi olarak mevduat hesabı açtıranlar” olarak sınırlandırılması gibi unsurlardan dolayı BIS verilerinin de kısıtlı olması NHN kaleminin oluşmasına neden olmaktadır. Uluslararası Para Fonu (IMF) raporunda NHN kaleminin belirleyicileri açısından genel kabul görmüş göstergeler bulunmakla birlikte (finans hesabı ve cari işlemler hesabı) temel belirleyicilerin tespitinin oldukça zor olduğu belirtilmiştir (Thimphu: 2019).

Yapılan literatür taramasında, NHN kaleminin çeşitli makro ekonomik değişkenler ile ilişkisinin ele alındığı çalışmaların olduğu gözlemlenmiştir. Bunlar arasından Duffy ve Renton (1971)’un çalışmaları, çok sayıda değişken kullanılması açısından öne çıkmaktadır. Çalışmada, NHN kaleminin belirleyicileri olarak mal ihracatı ve ithalatı, hizmetler sektörü denge değeri, yurt dışına ve ülkeye yapılan net özel yatırımlar, dış yükümlülüklerdeki net değişim, para akışı dengesi, spot döviz kuru, faiz oranı farkı, net hata ve noksanın gecikmeli değeri değişkenleri kullanılmıştır. Yapılan analiz

sonucuna göre, NHN kaleminde meydana gelen değişikliklerin, zamanlama hatalarıyla birlikte ihracat ve kısa vadeli parasal işlemlerin kaydedilmesinde yapılan hatalardan kaynaklandığı belirlenmiştir. NHN kaleminin belirleyicilerini araştıran diğer çalışmalardan Fausten ve Brooks (1996) döviz kuru oynaklığının, dış ticaret açıklığının ve toplam ticaretin gayrisafi yurt içi hasılaya (GSYH) oranının NHN kalemi dengesizliğine etkisinin bulunmadığını gözlemlemiştir. Freund ve Spatafora (2008) kayıt dışı işçi dövizleri ile NHN kalemi arasındaki ilişkiye değinirken Fausten ve Pickett (2004) ise finans sektörü işlemlerinin ödemeler bilançosunun yanlış raporlanmasına neden olduğunu ve NHN kalemindeki dengesizliklerin finans sektörü işlemlerinden kaynaklandığını savunmuştur.

Tang yaptığı bir dizi çalışmasında (Tang ve Lau (2008), Mishra, Smyth ve Tang (2008), Ding ve Tang (2017)) NHN kalemi dengesizliğinin sürdürülebilirliğini sorgulamıştır. Yapılan analizlerde, NHN kaleminin dengesiz bir yapıda olsa da bu yapının sürdürülebilir olduğu gözlemlenmiştir. Tang (2013) bir başka çalışmasında ise reel GSYH, yabancı gelirler, faiz oranı ve döviz kurunun NHN kaleminde dengesizliklere neden olduğunu ve NHN kaleminin iç faiz oranı ile ters yönde hareket ettiğini tespit etmiştir. Siranova ve Tiruneh (2018), NHN hesabının spekülative kısa vadeli finansmandan ziyade reel sektör ile ilişkili olduğunu belirterek spekülative mal ticaretinden kaynaklanan yanlışlıkların NHN kalemi üzerinde etkisinin olduğuna dair bir kanıt bulamamıştır. Adetiloye (2012) ve Siranova, Trineh ve Fisera (2021) çalışmalarında, NHN kalemi üzerinde kayıt dışı sıcak paranın etkisinin olduğunu, Şahin (2022) ise NHN kalemi üzerinde ticaret hacminin negatif, GSYH'nin ise pozitif etkisinin olduğunu gözlemlemiştir.

NHN kalemi için Türkiye üzerine yapılan çalışmalardan Çıplak (2005) genel bir değerlendirme yapmıştır. Çalışmasında, NHN kalemindeki dengesizliklerin hata olarak değerlendirilmesinden ziyade sektörlerin döviz varlıklarının değişimlerinden kaynaklandığını ileri sürmüştür. NHN kalemindeki pozitif eğilimin nedeninin özel sektörün yurtdışında tuttuğu yabancı varlıkların yurda getirilmesinden kaynaklandığını, NHN kalemindeki değişmelerin cari işlemler hesabından daha çok sermaye hesabı ile bağlantılı olduğunu vurgulamıştır. Kula ve Aslan (2010) ve Özekicioğlu ve Taştan (2013) çalışmalarında NHN kaleminin kısa vadeli dalgalanmalardan fazla etkilenmeyeceğini ve uzun dönemde sürdürülebilir olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Çoban ve Özel (2014), NHN hesabında meydana gelen artışların ihracattan kaynaklanmadığını tespit etmiştir. Alagöz (2014)'e göre ise ekonomik büyümeden NHN kalemine doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmamaktadır. Keşap ve Sandalcılar (2021), Türkiye'nin NHN kaleminin belirleyicileri üzerine kapsamlı bir çalışma yapmıştır. Çalışmada, NHN kaleminin belirleyicilerinin yurt içi yerleşiklerin yurt dışındaki mevduatları, turizm, eksik-hatalı beyan, geçici istatistikler ve gecikmeli ödemeler olduğu varsayılarak analiz yapılmıştır. Bu varsayımlar kapsamında analize NHN hesabının yanı sıra ihracat, turizm gelirleri, bavul ticareti ve yurt içi yerleşiklerin yurt dışındaki mevduatları dâhil edilmiştir. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre, NHN hesabında meydana gelen değişiklikler, 2008 yılından sonra ödemeler dengesi alt kalemlerinin kapsam sorunlarından kaynaklanmaktadır. Diğer yandan yurt içi yerleşiklerin yurt dışındaki mevduatları ile NHN hesabı arasında ters yönlü bir ilişki olduğu tespit edilmiştir.

Literatür taraması bir bütün olarak değerlendirildiğinde, NHN hesabını konu alan çalışmaların, konuyu ele alma biçimleri bakımından farklılık gösterdiği anlaşılmaktadır. Çalışmaların bazılarında NHN hesabının sürdürülebilirliği üzerinde durulurken bazılarında ise NHN hesabının belirleyicileri ve makroekonomik göstergeler ile olan ilişkisi incelenmektedir. Ancak NHN kalemi ile REK endeksi arasındaki ilişki üzerine yapılan bir çalışmaya rastlanılmamıştır. Bu çalışmanın temel motivasyonunu NHN kalemi ve REK arasındaki nedensellik ilişkisi oluşturmaktadır.

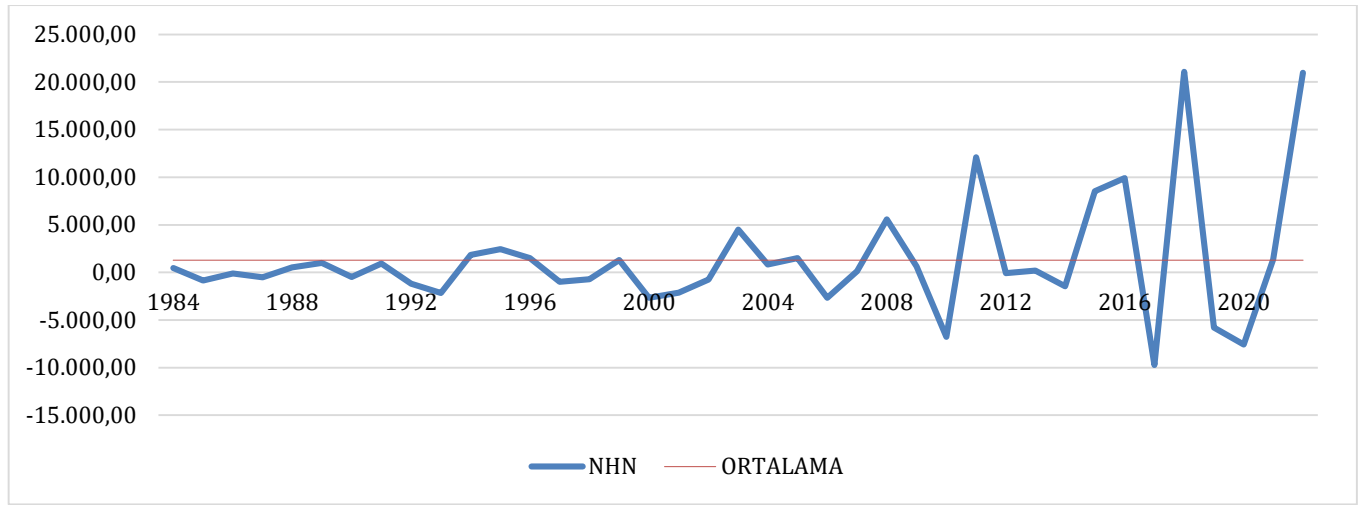
Dört bölümden oluşan çalışmanın giriş bölümünde genel bir değerlendirme yapılırken daha önce yapılan çalışmalara yer verilmiştir. İkinci bölümde NHN kalemi ile REK değişkenlerine ait serilerin zamana göre değişimlerine yer verilerek çalışmanın genel çerçevesi belirlenmiştir. Üçüncü bölümde

veri seti, model ve analiz yöntemleri tanıtılmış, yapılan analiz sonuçları tablolar hâlinde sunulmuştur. Sonuç bölümünde ise genel bir değerlendirme yapılarak politika önerilerinde bulunulmuştur.

2. TÜRKİYE'DE NET HATA VE NOKSAN KALEMİ İLE REEL EFEKTİF DÖVİZ KUR ENDEKSİ

Türkiye'de ödemeler dengesi istatistikleri, IMF'nin tüm üye ülkeler için önerdiği standartlarda elde edilmektedir. Ödemeler dengesine ait istatistikler, 1975 yılına kadar Maliye Bakanlığı tarafından hesaplanırken 1975 yılından sonra bu işlemler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası TCMB tarafından gerçekleştirilmektedir. Ödemeler dengesine ait istatistikler 1992 yılına kadar yıllık, 1992 yılından sonra ise aylık olarak derlenmeye başlanmıştır. Türkiye için 1984-2022 dönemine ait NHN kalemi dengesine Şekil 1' de yer verilmektedir.

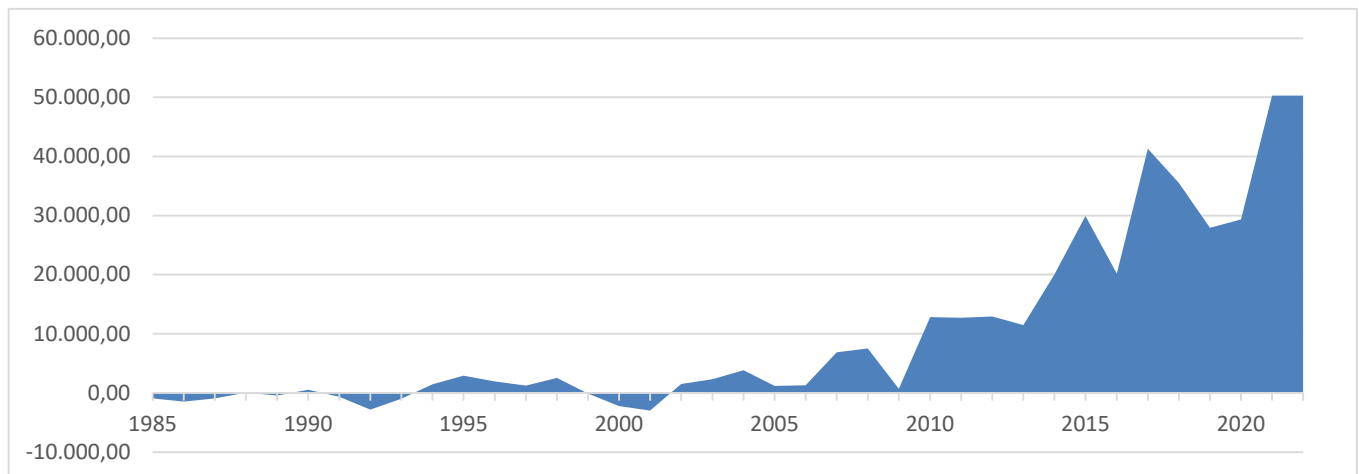
Şekil 1. NHN Kalemi Dengesi (1984-2022)



Kaynak: TCMB

Şekil 1 incelendiğinde, NHN kaleminin 1994 yılına kadar genellikle negatif ya da sıfıra yakın değer aldığı ve son 40 yılının ortalamasının altında bir seyir izlediği, 1994-2007 yılları arasında ise ortalamadan çok fazla sapmadan dalgalandığı görülmektedir. Ancak 2007 yılından sonra bu dalgalanmaların boyutunun arttığı ve 2018 yılında bir önceki yıla göre yaklaşık %317 artarak 21,08 milyar dolar ile tüm zamanların en yüksek düzeyine ulaştığı anlaşılmaktadır. Şekil 2'de ise 1985-2022 dönemine ait NHN verilerinin kümülatif olarak yıl bazında toplanarak derlendiği grafik yer almaktadır.

Şekil 2. Kümülatif Olarak NHN Kalemi (1985-2022)

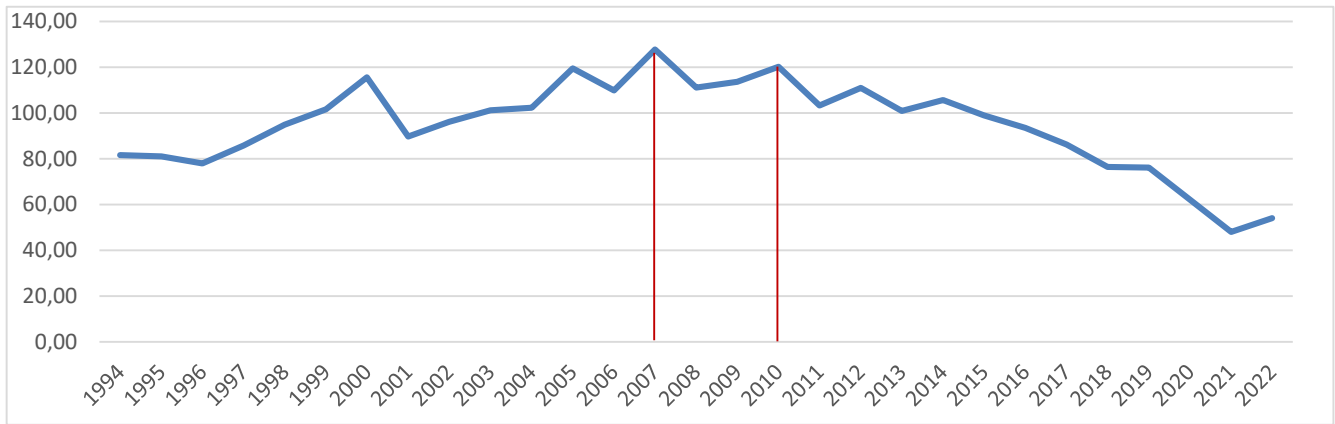


Kaynak: TCMB

Şekil 2 incelendiğinde, kümülatif toplamlara göre NHN kaleminin 2007 yılına kadar çok aşırı dalgalanmadığı, 2003 yılından sonra sürekli pozitif değer aldığı ve 2010 yılından sonra genellikle bir önceki yıla göre yükselen bir trende sahip olduğu görülmektedir. NHN serisinin 2010 yılından sonra artış trendine sahip olması oldukça dikkat çekicidir.

Bir ülkenin ulusal para biriminin yabancı bir ülke para birimi karşısındaki değerine nominal döviz kuru, nominal döviz kurunun çeşitli fiyat endeksleriyle enflasyondan arındırılması yoluyla elde edilen endekse ise reel döviz kuru adı verilmektedir. Benzer şekilde nominal efektif döviz kuru, bir ülkenin dış ticaret hacminde önemli bir yer edinen ülkelerin para birimlerinden oluşan sepete göre o ülkenin ulusal para biriminin ağırlıklı ortalamasını ifade ederken reel efektif döviz kuru ise nominal efektif döviz kurunun nispi fiyat etkilerinden arındırılmasıyla hesaplanmaktadır (Seyidoğlu, 2015: 390-396). TCMB tarafından hesaplanan TÜFE bazlı REK endeksine ait serinin 1994-2022 yılları arasındaki zamana göre değişimi Şekil 3'te yer almaktadır.

Şekil 3. 1994-2022 dönemi TÜFE bazlı reel efektif döviz kur endeksi (2003=100)



Kaynak: TCMB

1994-2022 yılları arasındaki REK endeksi, 2007 yılında 127,71 değer ile zirve yapmış, 2010 yılında ise 120,17 ile ikinci zirvesini yapmıştır. Endeksin 2010 yılından sonra ise istikrarlı bir trend ile azaldığı görülmektedir. NHN ve REK serilerinin zamana göre değişimleri incelendiğinde 2007 ve 2010 yılları öne çıkmaktadır. NHN kaleminde kümülatif olarak artışın başladığı kabul edilen 2010 yılı analizin dönemlere ayrılmasında temel yıl olarak kabul edilmiştir.

3. VERİ SETİ, YÖNTEM VE ANALİZ SONUÇLARI

Çalışmada, 2003:01-2022:10 dönemine ait aylık veriler kullanılarak üç dönem (2003-2010, 2010-2022 ve 2003-2022) için ekonometrik analiz yapılmıştır. Çalışmanın analizinin başlangıç noktası olarak 2003 yılının tercih edilmesinin nedeni seçim sonrası (2002/Kasım) dönemin olmasıdır. Analizde kullanılan NHN ve REK değişkenlerine ait seriler TCMB veri tabanından elde edilmiştir. REK değişkeni stok, NHN değişkeni ise yapısı gereği akım değişkendir. Akım ve stok değişkenlerdeki değişimlerin tahmin edilmesi yanıltıcı sonuçlara neden olabilir. Bu nedenle akım değişken olan NHN serisi için 2003:01'den itibaren birikimsel toplama işlemi yapılarak stok değişken olan kümülatif net hata ve noksan (KNHN) değişkeni elde edilmiştir. Ayrıca ele alınan değişkenler aylık seriler olduğu için Tramo-Seat yöntemi kullanılarak mevsimsel etkilerden arındırılmıştır. Çalışmada; birim kök testi, eş bütünleşme testi ve nedensellik testi olmak üzere üç aşamalı yöntem kullanılmıştır.

Analizin birinci aşamasında birim kök testleri yapılmıştır. Zaman serileri ile yapılan analizlerde değişkenlere birim kök testi yapılması önsel bir koşuldur (Yapraklı ve Kaplan, 2012: 195). Çünkü model tahmininde kullanılan yöntemler, serilerde birim kökün varlığına (bazen de birim kökün bütünleşme derecesine) göre değişmektedir. Aksi durumda yapılan analizlerde sahte regresyon sorunuyla karşı karşıya kalınabilmektedir. Nelson ve Plosser'in (1982) çalışmaları ile birlikte

ekonometri literatüründe birim kök analizleri yer edinmeye başlamış, Dickey ve Fuller'ın (1979, 1981) çalışmaları ise birim kök analizlerinin esin kaynağı olmuştur. Dickey ve Fuller'ın (1981) çalışmalarında ADF birim kök testine ilişkin test istatistiği Model (1), (2) ve (3)'te ifade edilmektedir:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (3)$$

Model (1), (2) ve (3)'te Y_t değişkeninin gecikmeli değerleri eklenerek sabit terimsiz, sabit terimli ve sabit terimli ve trendli modeller altında birim kök araştırılmaktadır.

Bir başka çalışmada ise Elliott, Rothenberg ve Stock (1996), birim kök testini (DF-GLS) farklı bir strateji ile Dickey ve Fuller'ın (1979) test etkinliğini artırarak yeni birim kök testini önermiştir. Elliott vd.'ne (1996: 813) göre; DF-GLS birim kök testi, serilerin trendden arındırılmasını amaçlayan ve küçük örneklerde dahi tutarlı sonuçlar veren bir birim kök testidir. DF-GLS testine ait test istatistiği model 4'teki gibi ifade edilmektedir (Arltová ve Fedorová, 2016: 50):

$$y_t = d_t + u_t \quad u_t = \alpha u_{t-1} + v_t \quad t = 1, \dots, T \quad (4)$$

Model 4'teki d_t deterministik değişkeni, v_t ortalaması sıfır olan hata terimini ifade etmektedir. DF-GLS testi ile y_t 'nin birinci dereceden $\alpha = 1$ olduğunu varsayan sıfır hipotezine karşı $|\alpha| < 1$ hipotezi test edilmektedir (Elliot vd., 1996: 813). ADF ve DF-GLS birim kök test sonuçları Tablo 1'de yer almaktadır.

Tablo 1: ADF ve DF-GLS birim kök testi

Değişken Adı	ADF Testi		DF-GLS Testi		
	Sabitli	Sabitli/Trendli	Sabitli	Sabitli/Trendli	
2003-2010	NHN	-4.055*	-4.375*	-2.025***	-2.807***
	KNHN	-2.964**	-2.689	0.083	-1.308
	REK	-2.408	-3.761**	-0.274	-1.887
2010-2022	NHN	-3.641*	-3.651**	-2.123**	-3.150**
	KNHN	-2.302	-4.455*	-0.908	-4.492*
	REK	0.156	-2.003	1.526	-1.663
2003-2022	NHN	-5.207*	-5.256*	-1.604	-4.066*
	KNHN	-2.007	-4.536*	1.074	-2.454
	REK	0.709	-1.776	0.223	-0.424
Birinci Farkında					
2003-2010	NHN	-8.383*	-8.326*	-7.657*	-3.485*
	KNHN	-5.470*	-5.404*	-5.601*	-5.081*
	REK	-5.863*	-5.896*	-5.712*	-5.681*
2010-2022	NHN	-9.404*	-9.377*	-9.400*	-9.389*
	KNHN	-4.676*	-4.726*	-4.479*	-4.526*
	REK	-8.118*	-8.138*	-7.728*	-8.012*
2003-2022	NHN	-8.464*	-8.470*	-8.477*	-8.417*
	KNHN	-9.110*	-9.086*	9.133*	-9.092*
	REK	-9.580*	-9.979*	-9.481*	-9.686*

*, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Optimal gecikme uzunluğu, Akaike yöntemiyle maksimum 2 gecikme olarak belirlenmiştir.

ADF ve DF-GLS birim kök test sonuçları birlikte değerlendirildiğinde, serilerin birinci farklarında durağan hale geldikleri anlaşılmaktadır. Bu sonuçlar, serilerde yapısal kırılmanın varlığında sapmalıdır. Çünkü ADF ve DF-GLS birim kök testleri yapısal kırılmaları dikkate almamaktadır. Perron (1989), çalışmasında seride tek kırılmaya izin veren ve bu kırılmanın dışsal olarak kabul edildiği bir test önermiştir. Zivot ve Andrews (1992), Perron'un (1989) çalışmasındaki dışsallık varsayımını eleştirerek ek kırılmalı ve kırılma noktasının bilinmediği ADF tipi birim kök testini geliştirmiştir. Zivot ve Andrews (ZA) testinde kırılmaların tespit edilebilmesi için sabitli, trendli ve hem sabitli hem trendli olmak üzere üç model kullanılmaktadır (Zivot ve Andrews, 1992: 254):

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (5)$$

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^A t + \hat{\gamma} DT_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (6)$$

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (7)$$

Model (5) sabitli kırılmayı, Model (6) trendli kırılmayı ve Model (7) hem sabitli hem de trendli kırılmayı, \hat{e}_t hata terimini, t zamanı ve Δ fark operatörünü ifade etmektedir. Oluşturulan modeller ile her bir kırılma noktasının parametresi tahmin edilmekte ve t istatistikleri hesaplanmaktadır (Esenyel, 2017: 46; Çobanoğlu, 2021: 22). Narayan ve Popp (2010) ise ADF (1981) birim kök testinde uygulanan veri üretme sürecini kullanarak iki kırılmaya izin veren ve kırılma noktalarının bilinmediği yeni bir test stratejisi geliştirmiştir. Narayan ve Popp (NP) testi, sabitte iki kırılmaya ve hem sabitte hem de trendde iki kırılmaya izin vermektedir. NP testinin test istatistikleri ise model 8 ve 9'daki gibi ifade edilmektedir (Narayan ve Popp, 2010: 1426):

$$d_t^{M1} = \alpha + \beta t + \psi^*(L)(\theta_1 DU'_{1,t} + \theta_2 DU'_{2,t}) \quad (8)$$

$$d_t^{M2} = \alpha + \beta t + \psi^*(L)(\theta_1 DU'_{1,t} + \theta_2 DU'_{2,t} + \gamma_1 DT'_{1,t} + \gamma_2 DT'_{2,t}) \quad (9)$$

$$DU'_{i,t} = 1(t > T'_{B,i}), \quad DT'_{i,t} = 1(t > T'_{B,i})(t - T'_{B,i}) \quad i = 1, 2$$

$T'_{B,i}$ gerçek kırılma tarihlerini, θ_i sabit kırılma ve γ_i trend kırılma büyüklüğünü ifade etmektedir. Zivot ve Andrews (1992) ile Narayan ve Popp (2010) birim kök test sonuçları Tablo 2'de yer almaktadır.

Tablo 2: Zivot ve Andrews (1992) ve Narayan ve Popp (2010) birim kök testi

		ADF (ZA, 1992)		ADF (NP, 2010)	
		Model A (Sabitte Kırılma)	Model C: (Sabitte ve Trendde Kırılma)	Model A (Sabitte Kırılma)	Model C: (Sabitte ve Trendde Kırılma)
2003-2010	NHN	-9.561* (2008:07)	-9.715* (2008:06)	-10.377* (2008:07) (2009:02)	-10.209* (2008:07) (2009:09)
	KNHN	-3.553 (2008:09)	-3.539 (2009:09)	-5.583* (2004:09) (2008:08)	-6.333* (2005:03) (2008:08)
	REK	-5.160** (2008:08)	-4.978*** (2008:07)	-6.086* (2006:03) (2008:07)	-6.171* (2006:03) (2008:08)
2010-2022	NHN	-5.825* (2021:04)	-11.822* (2012:02)	-6.232* (2019:04) (2021:04)	-12.367* (2012:02) (2018:11)
	KNHN	-4.725*** (2016:06)	-4.733 (2020:01)	-5.973* (2014:02) (2020:01)	-5.104** (2018:01) (2020:01)
	REK	-3.777 (2014:02)	-5.714* (2015:08)	-4.972* (2018:02) (2021:01)	-6.810* (2016:12) (2019:06)
2003-2022	NHN	-14.650* (2020:09)	-14.931* (2019:04)	-15.042* (2010:11) (2020:09)	-15.202* (2010:09) (2019:04)
	KNHN	-4.475*** (2011:03)	-4.600 (2008:08)	-5.618* (2008:03) (2008:08)	-6.487* (2008:06) (2011:03)

	REK	-2.918 (2017:08)	-3.856 (2014:08)	-4.023*** (2016:08) (2020:01)	-6.614* (2007:07) (2015:08)
--	------------	---------------------	---------------------	----------------------------------	--------------------------------

Parantez içindeki değerler kırılma tarihlerini göstermektedir. *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Optimal gecikme uzunluğu, Akaike yöntemiyle maksimum 2 gecikme olarak belirlenmiştir.

Yapılan NP yapısal kırılmalı birim kök test sonuçlarına göre her iki modelde de serilerin durağan oldukları; ZA birim kök testinde ise serilerin durağanlık düzeylerinin farklı olduğu gözlemlenmiştir. Bu nedenle seriler arasındaki uzun dönemli ilişkinin belirlenebilmesi için eş bütünleşme testinin de yapılmasına karar verilmiştir.

ADF tipi veri üretme sürecini kullanan Hatemi-J (2008) eş bütünleşme testi, içsel kırılmalara izin vermekte ve bu kırılmaların hem sabit hem de eğim üzerindeki etkilerini hesaplamaktadır. Hatemi-J (2008) eş bütünleşme testine ait test istatistiği model 10'daki gibi ifade edilmektedir (Hatemi, 2008: 499):

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \beta'_0 x_t + \beta'_1 D_{1t} x_t + \beta'_2 D_{2t} x_t + u_t \quad (10)$$

Model 10'da α_0 sabit terimi, α_1 birinci derece yapısal kırılmadan, α_2 ise ikinci derece yapısal kırılmadan dolayı sabit terimde meydana gelen değişimi ifade etmektedir. Diğer yandan β'_0 kırılmadan önceki eğim katsayısını, β'_1 birinci dereceden yapısal kırılmanın yarattığı eğim katsayısını, β'_2 ikinci dereceden yapısal kırılmanın yarattığı eğim katsayısını ifade etmektedir (Hatemi, 2008: 499).

Hatemi-J (2008) testinde yapısal kırılmalar kukla değişken olarak modele dâhil edilmekte ve D_{1t} , D_{2t} ile ifade edilmektedir. Bilinmeyen parametreler $\tau_1 \in (0,1)$ ve $\tau_2 \in (0,1)$ ise rejim değişim noktasının zamanlanması göstermektedir.

$$D_{1t} = \begin{cases} 0, & t \leq [n\tau_1] \\ 1, & t > [n\tau_1] \end{cases}$$

$$D_{2t} = \begin{cases} 0, & t \leq [n\tau_2] \\ 1, & t > [n\tau_2] \end{cases}$$

Hatemi-J (2010) eş bütünleşme test sonuçlarına Tablo 3 ve 4'te yer verilmiştir.

Tablo 3: Hatemi -J eş bütünleşme testi (NHN)

	Test İstatistiği	Kırılma Tarihleri	Bootstrap Kritik Değerler		
			% 1	% 5	% 10
2003-2010	-4.410	(2006:03) (2007:10)			
2010-2022	-5.785	(2012:04) (2013:03)	-6.928	-6.458	-6.224
2003-2022	-5.675	(2008:12) (2010:08)			

Tablo 4: Hatemi -J eş bütünleşme testi (KNHN)

	Test İstatistiği	Kırılma Tarihleri	Bootstrap Kritik Değerler		
			% 1	% 5	% 10
2003-2010	-4.586	(2005:01) (2007:12)			
2010-2022	-5.937	(2012:03) (2013:03)	-6.928	-6.458	-6.224
2003-2022	-5.621	(2009:01) (2010:03)			

Yapılan Hatemi-J eş bütünleşme testi sonuçlarına göre; hem NHN-REK hem de KNHN-REK serilerinin ele alınan üç dönem için de uzun dönemde birlikte hareket etmedikleri tespit edilmiştir.

Çalışmanın üçüncü aşamasında ise NHN ve KNHN kalemi değişkenleri ile REK değişkeni arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Çünkü ele alınan serilerin şoklarının simetrik ve asimetrik durumlarla karşı karşıya kaldıklarında nedensellik ilişkisine bakılması gerekmektedir. Örneğin; NHN kalemi değişkeni ile REK değişkeni serilerindeki dalgalanmalar aynı büyüklükte olmayacağı için farklı şoklar ortaya çıkabilecektir. Bu nedenle farklı şokların etkilerini de dikkate alan Hatemi-J

Asimetrik Nedensellik testi kullanılmıştır. Hatemi-J Asimetrik Nedensellik testinde nedensellik ilişkisinin şokların negatif ve pozitif olması durumuna göre değişiklik gösterebildiği kabul edilmektedir (Hatemi, 2012: 447-456).

Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi, serilerdeki pozitif ve negatif şokların kümülatif toplamlarını kullanarak nedensellik testinde asimetriye izin vermektedir (Hatemi-J, 2012: 447). Hatemi-J (2012) testinin test istatistiği model 11 ve 12'deki gibi ifade edilmektedir:

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i} \quad (11)$$

$$y_{2t} = y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i} \quad (12)$$

Model 11 ve 12'de y_{1t} ve y_{2t} rassal yürüyüşlü bütünleşik serileri, $y_{1,0}$ ve $y_{2,0}$ sabit terimlerin başlangıç değerlerini, ε_{1i} ve ε_{2i} hata terimlerini göstermektedir. Pozitif şoklar $\varepsilon_{1i}^+ = \max(\varepsilon_{1i}, 0)$ ve $\varepsilon_{2i}^+ = \max(\varepsilon_{2i}, 0)$ olarak negatif şoklar ise $\varepsilon_{1i}^- = \min(\varepsilon_{1i}, 0)$ ve $\varepsilon_{2i}^- = \min(\varepsilon_{2i}, 0)$ olarak tanımlanmaktadır. Bu nedenle $\varepsilon_{1i} = \varepsilon_{1i}^+ + \varepsilon_{1i}^-$ ve $\varepsilon_{2i} = \varepsilon_{2i}^+ + \varepsilon_{2i}^-$ şeklinde tanımlanmaktadır. Buna göre modeller model (13) ve (14)'deki gibi yeniden oluşturulabilmektedir:

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^- \quad (13)$$

$$y_{2t} = y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^- \quad (14)$$

Son olarak her bir değişkenin pozitif ve negatif şokları kümülatif bir biçimde $y_{1t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+$; $y_{1t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^-$, $y_{2t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+$ ve $y_{2t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^-$ olarak tanımlanmaktadır. Yapısal olarak her pozitif ya da negatif şokun seriler üzerinde kalıcı bir etkisinin olup olmadığına dikkat edilmesi gerekmektedir. Bu nedenle seriler arasındaki nedensel ilişkinin test edilmesi gerekmektedir. Söz konusu nedensellik ilişkisi ise y_t değişkeninin y_{1t}^+ ve y_{2t}^+ değişkenlerine eşit olduğu varsayılarak ρ gecikmeli Vektör Otoregresif Model (VAR) kullanılarak uygulanmakta ve Model 15'te ifade edilmektedir:

$$y_t^+ = v + A_1 y_{t-1}^+ + \dots + A_p y_{t-p}^+ + u_t^+ \quad (15)$$

Model 15'te, y_t^+ serilerin 2x1 vektörünü, v 2x1 kesişme vektörünü ve u_t^+ 2x1 hata terimleri vektörünü temsil etmektedir. Tablo 5, 6, 7 ve 8'de Hatemi-J Asimetrik nedensellik test sonuçlarına yer verilmiştir.

Tablo 5: Hatemi-J asimetrik nedensellik testi (NHN değişkeninden REK değişkenine doğru)

	Nedenselliğin Yönü	Test İstatistiği		Bootstrap Kritik Değerler		
		MWALD	Anlamlılık Değeri	% 1	% 5	% 10
2003-2010	NHN + → REK +	0.000	0.990	6.790	3.916	2.877
	NHN + → REK -	0.982	0.322	7.442	4.134	2.910
	NHN - → REK -	0.841	0.359	7.452	4.015	2.784
	NHN - → REK +	0.153	0.696	7.509	4.221	2.898
2010-2022	NHN + → REK +	6.872**	0.032	11.374	6.315	4.917
	NHN + → REK -	0.028	0.868	6.833	3.879	2.695
	NHN - → REK -	3.206	0.201	11.220	6.649	5.075
	NHN - → REK +	0.040	0.842	7.050	3.961	3.026
2003-2022	NHN + → REK +	0.443	0.801	9.882	6.141	4.892
	NHN + → REK -	0.161	0.688	6.703	3.855	2.769

NHN - → REK -	4.967	0.174	13.418	8.821	6.310
NHN - → REK +	0.786	0.375	6.701	4.116	2.924

** , %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Optimal gecikme uzunluğu, Akaike yöntemiyle maksimum 2 gecikme olarak belirlenmiştir.

Tablo 5 incelendiğinde, sadece 2010-2022 döneminde NHN değişkenindeki pozitif şoklardan REK değişkenindeki pozitif şoklara doğru bir nedensellik olduğu görülmektedir.

Tablo 6: Hatemi-J asimetrik nedensellik testi (REK değişkeninden NHN değişkenine doğru)

	Nedenselliğin Yönü	Test İstatistiği		Bootstrap Kritik Değerler		
		MWALD	Anlamlılık Değeri	% 1	% 5	% 10
2003-2010	REK + → NHN +	0.294	0.587	8.121	4.015	2.923
	REK + → NHN -	6.444***	0.040	12.309	7.123	5.016
	REK - → NHN -	4.784	0.091	10.061	6.478	5.106
	REK - → NHN +	0.794	0.672	10.767	6.569	4.932
2010-2022	REK + → NHN +	8.005**	0.018	11.287	7.134	5.257
	REK + → NHN -	9.254**	0.010	11.142	6.793	5.437
	REK - → NHN -	1.575	0.455	10.850	6.540	4.712
	REK - → NHN +	2.479	0.290	9.694	6.735	4.814
2003-2022	REK + → NHN +	5.575***	0.062	8.623	5.604	4.408
	REK + → NHN -	5.117	0.163	13.439	8.525	6.784
	REK - → NHN -	2.323	0.508	12.014	8.291	6.466
	REK - → NHN +	5.218	0.156	12.365	8.399	6.717

** ve *** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Optimal gecikme uzunluğu, Akaike yöntemiyle maksimum 2 gecikme olarak belirlenmiştir.

Tablo 6 incelendiğinde, 2003-2010 döneminde REK değişkenine ait serideki pozitif şoklardan NHN değişkenine ait serideki negatif şoklara doğru; 2010-2022 döneminde REK değişkenine ait serideki pozitif şoklar ile NHN değişkenine ait serideki pozitif ve negatif şoklara doğru nedensellik olduğu belirlenmiştir. Bu sonuç, her ne kadar ekonometrik olarak tespit edilmiş olsa da iktisadi yorumunun yapılmasının doğru olmayacağı düşünülmektedir. 2003-2022 döneminde ise REK değişkenine ait serideki pozitif şoklardan NHN değişkenine ait serideki pozitif şoklara doğru bir nedensellik bulunmaktadır.

Tablo 7: Hatemi-J asimetrik nedensellik testi (KNHN değişkeninden REK değişkenine doğru)

	Nedenselliğin Yönü	Test İstatistiği		Bootstrap Kritik Değerler		
		MWALD	Anlamlılık Değeri	% 1	% 5	% 10
2003-2010	KNHN + → REK +	0.065	0.798	6.827	4.196	2.891
	KNHN + → REK -	0.480	0.488	7.191	4.158	2.813
	KNHN - → REK -	0.193	0.908	10.096	6.150	4.975
	KNHN - → REK +	0.045	0.833	8.207	4.142	2.749
2010-2022	KNHN + → REK +	1.124	0.289	7.486	3.901	2.923
	KNHN + → REK -	0.553	0.457	8.210	4.164	2.773
	KNHN - → REK -	7.491**	0.024	10.010	6.147	4.517
	KNHN - → REK +	0.549	0.459	6.900	3.985	2.542
2003-2022	KNHN + → REK +	0.086	0.769	6.966	3.969	2.435
	KNHN + → REK -	0.085	0.771	7.897	4.125	2.803
	KNHN - → REK -	2.639	0.267	10.021	6.426	5.061
	KNHN - → REK +	0.265	0.607	8.131	3.837	2.829

** , %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Optimal gecikme uzunluğu, Akaike yöntemiyle maksimum 2 gecikme olarak belirlenmiştir.

Tablo 7 incelendiğinde, sadece 2010-2022 döneminde KNHN değişkenindeki negatif şoklardan REK değişkenindeki negatif şoklara doğru bir nedensellik olduğu anlaşılmaktadır.

Tablo 8: Hatemi-J asimetrik nedensellik testi (REK değişkeninden KNHN değişkenine doğru)

	Nedenselliğin Yönü	Test İstatistiği		Bootstrap Kritik Değerler		
		MWALD	Anlamlılık Değeri	% 1	% 5	% 10
2003-2010	REK + → KNHN +	1.262	0.261	7.692	4.316	3.030
	REK + → KNHN -	0.030	0.863	11.798	6.973	2.428
	REK - → KNHN -	8.226**	0.016	11.542	7.187	5.405
	REK - → KNHN +	0.033	0.855	13.372	4.711	2.607
2010-2022	REK + → KNHN +	3.440***	0.064	9.041	3.817	2.678
	REK + → KNHN -	14.284*	0.001	11.943	6.534	5.212
	REK - → KNHN -	2.645	0.266	9.858	6.395	5.077
	REK - → KNHN +	1.853	0.396	9.736	5.967	4.657
2003-2022	REK + → KNHN +	1.664	0.197	10.193	4.410	2.754
	REK + → KNHN -	0.942	0.624	18.158	7.795	5.055
	REK - → KNHN -	5.406***	0.067	10.559	6.416	4.704
	REK - → KNHN +	35.118*	0.000	17.074	7.312	4.621

*, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Optimal gecikme uzunluğu, Akaike yöntemiyle maksimum 2 gecikme olarak belirlenmiştir.

Tablo 8 incelendiğinde, 2003-2022 döneminde REK değişkenine ait serideki negatif şoklardan KNHN değişkenine ait serideki pozitif ve negatif şoklara doğru; 2010-2022 döneminde REK değişkenindeki pozitif şoklardan KNHN değişkenindeki pozitif ve negatif şoklara doğru bir nedensellik olduğu belirlenmiştir. Bu sonuçlar ekonometrik olarak tespit edilmiş olsa da iktisadi yorumunun yapılmasının doğru olmayacağı düşünülmektedir. 2003-2010 döneminde ise REK değişkenine ait serideki negatif şoklardan KNHN değişkenine ait serideki negatif şoklara doğru bir nedensellik olduğu belirlenmiştir.

4. SONUÇ

NHN hesabını konu alan çalışmalar değerlendirildiğinde, NHN hesabının belirleyicilerinin ve makroekonomik göstergelerle olan ilişkilerinin; birim kök testleri, nedensellik testleri ve eş bütünleşme testleri ile araştırıldığı görülmektedir. Türkiye'nin NHN ve REK serilerinin zamana göre değişimleri incelendiğinde, 2007 ve 2010 yılları öne çıkmaktadır. NHN hesabında kümülatif olarak artışın başladığı 2010 yılı analizin temel noktası olarak kabul edilerek 2003-2010, 2010-2022 ve 2003-2022 dönemi olmak üzere üç dönem incelenmiştir. Çalışmada birim kök testleri, eş bütünleşme testi ve nedensellik testi olmak üzere üç aşamalı yöntem uygulanmıştır. NHN kalemi ile reel efektif döviz kur endeksinin pozitif ve negatif şoklarını dikkate alan Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi kullanılmıştır. Yapılan analizler sonucunda, değişkenlere ait serilerin uzun dönemde birlikte hareket etmedikleri belirlenmiştir. Nedensellik test sonuçlarının ise dönemler arasında farklılaştığı ve ulaşılan sonuçların ekonometrik olarak anlamlı olsa da iktisadi açıdan yorumlanmasının doğru olmayacağına karar verilmiştir. Örneğin; 2010-2022 döneminde REK değişkenindeki pozitif şoklardan KNHN değişkenindeki hem pozitif hem de negatif şoklara doğru bir nedensellik olması iktisadi bir anlam taşımamaktadır. Söz konusu bu durum, REK değişkeni ile NHN değişkeni arasında tutarlı bir ilişkinin olmadığı şeklinde yorumlanmıştır.

KAYNAKÇA

- Adetiloye, K. A. (2012). Errors and omissions and unrecorded capital flows and flight in Nigeria. *International Journal of Business and Social Science*, 3(3), 307-314.
- Alagöz, M. (2014). Ekonomik büyüme ve net hata-noksan ilişkisi. Türkiye üzerine ekonometrik bir uygulama. *Gaziantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 13(4), 881-888.
- Altuntaş, M., Kılıç, E., Pazarıcı, Ş. ve Umut, A. (2022). Borsa İstanbul alt endekslerinde etkin piyasa hipotezinin test edilmesi: Fourier kırılmalı ve doğrusal olmayan birim kök testlerinden kanıtlar. *Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi*, 7(1), 169-185.
- Arltová, M. ve Fedorová, D. (2016). Selection of unit root test on the basis of length of the time series and value of AR(1) parameter. *Statistika*, 96(3), 47-64.
- Çağlar, A. E. (2015). Yapısal kırılmalı birim kök testlerinin küçük örneklem özelliklerinin karşılaştırılması. (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Pamukkale Üniversitesi, Denizli.
- Çıplak, U. (2005). Ödemeler dengesinde "net hata ve noksan" kalemi üzerine bir değerlendirme. *TCMB Yayınları- Araştırma ve Para Politikası Genel Müdürlüğü*, 1-10.
- Çoban, O. ve Özel, B. (2014). Net hata ve noksan hesabı ve ihracaat ilişkisi: 1984-2012 Türkiye analizi. *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi Dr. Mehmet YILDIZ Özel Sayısı*, 135-143.
- Çobanoğlu, V. (2021). Yapısal kırılmalı birim kök testlerinin gelişimi: Makroekonomik verilerle bir uygulama. (Yayınlanmamış Doktora Tezi). Bursa Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Ekonometri Anabilim Dalı, Bursa.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Ding, L. S. ve Tang, T. C. (2017). Net errors and omissions' of balance of payments and its sustainability: a survey of literature. *Economics Bulletin*, 37(4), 2753-2766.
- Duffy, M. ve Renton, A. (1971). An analysis of the U.K. balancing item. *International Economic Review*, 12(3), 448-464.
- Elliott, G., Rothenberg, T. J. ve Stock, J. H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64(4), 813-836.
- Esenyel, N. M. (2017). Türkiye'de enerji yakınsama hipotezinin sınanması: Yapısal kırılmalı birim kök analizi. *Social Sciences Research Journal*, 6(3), 42-52.
- Fausten, D. K. ve Brooks, R. D. (1996). The balancing item in Australia's balance of payments accounts: An impressionistic view. *Applied Economics*, 28(10), 1303-1311.
- Fausten, D. K. ve Pickett, B. (2004). Errors & omissions' in the reporting of Australia's cross-border transactions. *Australian Economic Papers*, 43(1), 101-115.
- Freund, C. ve Spatafora, N. (2008). Remittances, transaction costs and informality. *Journal of Development Economics*, 86(2), 356-366.
- Hatemi-J, A. (2008). Tests for cointegration with two unknown regime shifts with an application to financial market integration. *Empirical Economics*, 35, 497-505.
- Keşap, D. ve Sandalcılar, A. R. (2021). Net hata ve noksan hesabı belirleyicilerinin analizi: Türkiye örneği. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 32, 149-168.

- Kilibarda, B. (2013). Net errors and omissions. Central Bank of Montenegro Working Paper No:23, s. 7-45.
- Kristinsson, T. Ö. (2016). Net errors and omissions in balance of payments statistics: Impacts, causes and effects. Universidade Nova de Lisboa. Nova Information Management School.
- Kula, F. ve Aslan, A. (2010). Net hata ve noksan kaleminin sürdürülebilirliği: 1950-2007 dönemi Türkiye ekonomisi üzerine bir analiz. Niğde Üniversitesi İİBF Dergisi, 3(1), 158-162.
- Mishra, V., Smyth, R. ve Tang, T. C. (2008). Is the balancing item for Australia sustainable? Evidence from a threshold autoregressive model with an autoregressive unit root. Australian Economic Papers, 47(2), 190-198.
- Narayan, P. K. ve Popp, S. (2010). A new unit root test with two structural breaks in level and slope at unknown time. Journal of Applied Statistics, 37(9), 1425-1438.
- Nelson, C. R. ve Plosser, C. I. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: Some Evidence and implications. Journal of Monetary Economics, 10, 139-162.
- Özekicioğlu, H. ve Taştan, S. (2013). Türkiye'de net hata noksan kaleminin finansmanı ve sürdürülebilirliği. Journal of Entrepreneurship & Development, 8(2), 132-140.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1361-1401.
- Seyidoğlu, H. (2015). Uluslararası iktisat: Teori, politika ve uygulama. İstanbul: Güzem Can Yayınları.
- Siranova, M. ve Tiruneh, M. W. (2018). Exploding net errors and omissions as a capital flight phenomenon: The Case of Slovakia. Applied Economics, 1866-1884.
- Siranova, M., Tiruneh, M. W. ve Fisera, B. (2021). Creating the illicit capital flows network in Europe – Do the net errors and omissions follow an economic pattern? International Review of Economics and Finance , 71, 955-973.
- Şahin, S. (2022). Net hata ve noksan hesabına bakış: Seçilmiş ülkelere yönelik analiz (1980-2018). İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi, 9(1), 103-120.
- Tang, T. C. (2013). New perspectives on the 'net errors & omissions' in balance of payment accounts: an empirical study - Australia. Monash University Discussuions Paper 54/13, 1-22.
- Tang, T. C. ve Lau, E. H. (2008). An empirical investigation on sustainability of balancing item in Asian countries. Applied Economics Letters, 15, 117-123.
- Thimphu, B. (2019). Analysis of net errors and omissions. Thirty-second meeting of the IMF committee on balance of payments statistics . Malaysia: International Monetary Fund.
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası. (2016). Ödemeler dengesi ve uluslararası yatırım pozisyonu raporu 2016-IV. Erişim adresi https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/3941a65e-d6f1-473a-b5a9-78a520a79580/ODRapor_20164.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE-3941a65e-d6f1-473a-b5a9-78a520a79580-m5lXFs4
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası. (2021). Ödemeler dengesi istatistikleri. Erişim adresi <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/0ab87526-c290-4bdd-94d4-b8e99e70eba9/BOPMetaveri.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE-0ab87526-c290-4bdd-94d4-b8e99e70eba9-nLtZad3>

Yapraklı, S ve Kaplan, F. (2012). Türkiye'de Uygulanan Açık Enflasyon Hedeflemesi Stratejisinin Başarısı Üzerine Ekonometrik Bir Değerlendirme. Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 30(2), 185-208.

Zivot, E. ve Andrews, D. W. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. Journal of Business&Economics Statistics, 10(3), 251-270.



© Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY NC) license.
(<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>).

EXTENDED ABSTRACT

The Relationship between Net Errors and Omissions Item and Real Effective Exchange Rate Index: A Study on Turkey

1. Introduction

Balance of payments refers to a statistical report in which the economic transactions between residents of one country and residents of other countries are systematically recorded during a certain period (CBRT, 2021). Whether the foreign incomes of the countries and the foreign expenditures they make are equal to each other is followed through the balance of payments. The Balance of payments consists of four main accounts: the current account, the capital account, the financial account and the net error and omission (statistical differences) account. Net errors and omissions item is kept to balance the main accounts (Seyidoğlu, 2015: 354).

International studies on the NEO account in the literature differ in the way they deal with the issue. While some of the studies (Tang and Lau, 2008; Mishra, Smyth, and Tang, 2008; Ding and Tang, 2017) focus on the sustainability of the NEO account, others (Adetiloye, 2012; Siranova and Tiruneh, 2018; Siranova, Trineh, and Fisera, 2021) examine the determinants of the NEO account and its relationship with macroeconomic indicators. In studies on Turkey, Kula, and Aslan (2010) and Özekicioğlu and Taştan (2013) concluded that the NEO item would not be affected much by short-term fluctuations and was sustainable in the long term. Çoban and Özel (2014) found in their studies that the increases in the NEO account were not caused by exports. In national and international studies, no study has been found on the relationship between the NEO item and the real effective exchange rate index (RER). The main motivation of this study is the causal relationship between NEO and RER.

2. Data Set and Method

In the study, econometric analysis was performed for three periods (2003-2010, 2010-2022 and 2003-2022) using monthly data for the 2003-2022 period. The reason why 2003 was chosen as the starting point for the analysis of the study is that that period was the post-election period (2002/November). The series of NEO and REER variables used in the analysis were obtained from the TCMB database. REER is a stock variable and NEO is a flow variable by its nature. Estimating the changes in the flow variable and stock variables can lead to misleading results. For this reason, cumulative addition has been made for NEO item series since 2003:01 and the flow variable has been converted into a stock variable. In addition, since the variables discussed are monthly series, they are adjusted for seasonal effects by using the Tramo-Seat method.

3. Empirical Findings

In the study, a three-stage method, namely the unit root test, cointegration test, and causality test, was used. In the first stage, unit root tests were carried out. According to Zivot and Andrews (1992) and Narayan and Popp (2010) structural break unit root test results, it is observed that the series are stationary, at least in Model C. According to the results of the Hatemi-J cointegration test performed in the second stage, it has been determined that the series move together in the long run for all three periods. At the last stage, the Hatemi-J causality test was performed. As a result of the analysis, it was observed that the positive and negative shocks of the real effective exchange rate index had no effect on the NEO item in the other periods considered in the analysis, except for the 2003-2010 period.

4. Discussion and Conclusion

When the studies on NEO calculation are evaluated, it is seen that the determinants of the NEO calculation and their relations with macroeconomic indicators are investigated with unit root tests, causality tests, and cointegration tests. When the changes in Turkey's NEO and REER series over time are analyzed, the years 2007 and 2010 come to the fore. The year 2010, when the cumulative increase

in the NEO item started, was accepted as the main point of the analysis, and three periods, namely 2003-2010, 2010-2022 and 2003-2022, were examined. As a result of the analysis, it was determined that the series of the variables do not move together in the long run. It was decided that the causality test results differed between the periods and that it would not be correct to interpret the results from an economic point of view, even if they were econometrically significant. For example; the existence of causality from positive shocks in the REER variable to both positive and negative shocks in the NEO variable in the 2010-2022 period does not make any economic sense. This situation was interpreted as the lack of a consistent relationship between the REER variable and the NEO variable.