



Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi, (İSMUS), VII/1 (2022), s. 35-53

DÖVİZ PİYASASI BASKISININ BELİRLEYİCİLERİ ÜZERİNE ASİMETRİK BİR İNCELEME: TÜRKİYE ÖRNEĞİ*

Ahmet Ekrem KAYA**

Mesut KARAKAŞ***

Özet

Bu çalışmada Türkiye’de Döviz Piyasası Baskısı’nın belirleyicilerini incelenmektedir. ARDL sınır testi sonuçları Döviz Piyasası Baskısı (DPB) ile Bankacılık Sektörü Kırılganlığı (BFR), M2/Uluslararası Rezervler (RES) ve Reel Döviz Kuru (RER) arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğunu ortaya koymaktadır. NARDL bulguları da bu sonucu desteklemektedir. NARDL sonuçları ayrıca en güçlü eşbütünleşme ilişkisinin DPB ile RES arasında olduğunu göstermektedir. Bununla birlikte yalnızca uzun vadede BFR’ye gelen şokların DPB üzerinde anlamlı etkilere yol açtığı tespit edilmektedir. Diğer taraftan kısa vadede RES’e gelen pozitif (negatif) şokların DPB’yi artırdığı (azalttığı), RER’deki düşüşün DPB’yi azalttığı görülmektedir. Son olarak tüm değişkenlerden Döviz Piyasası Baskısı’na dönük güçlü asimetrik nedensellikler tespit edilmektedir.

Anahtar Kelimeler: *Döviz Piyasası Baskısı, ARDL-NARDL, Asimetrik Nedensellik*

JEL Kodları: E50, E51, F31

* Ahmet Ekrem Kaya tarafından Mesut Karakaş danışmanlığında hazırlanan "Para Politikası ve Döviz Piyasası Baskısı: Karşılaştırmalı Bir Uygulama" isimli doktora tezinden türetilmiştir.

** Dr. Öğretim Üyesi, İstanbul Sabahattin Zaim Üniversitesi, İktisat Bölümü, ekrem.kaya@izu.edu.tr, ORCID: 0000-0002-0860-2001

*** Prof. Dr., Yıldız Teknik Üniversitesi, İktisat Bölümü, mesutkarakas@gmail.com, ORCID: 0000-0002-3695-2105

AN ASYMMETRIC ANALYSIS ON THE DETERMINANTS OF EXCHANGE MARKET PRESSURE: THE CASE OF TURKEY

Abstract

This study examines the determinants of Exchange Market Pressure in Turkey. ARDL bounds test results reveal that there is a cointegration relationship between Exchange Market Pressure (DPB) and Banking Sector Fragility (BFR), M2/International Reserves (RES), Real Exchange Rate (RER). NARDL consequences support this outcome, as well. NARDL results also show that the strongest cointegration relationship is between DPB and RES. In addition, only long-term shocks to BFR have significant effects on DPB. Beside, in the short term positive (negative) shocks to RES increase (decrease) DPB, and fall in RER decreases DPB. Finally, strong asymmetric causality from all variables towards Exchange Market Pressure is determined.

Keywords: *Exchange Market Pressure, ARDL-NARDL, Asymmetric Causality*

JEL Classification: *E50, E51, F31*

Giriş

Dünya genelinde 1980'lerde yaşanan ekonomik serbestleşme süreçlerinden Türkiye'nin de etkilendiği görülmektedir. 24 Ocak 1980 kararları Türkiye açısından bu sürecin miladını oluşturmaktadır. Ekonomideki serbestleşme uygulamalarının çerçevesini oluşturan bu kararların finans alanında da yansımaları olduğu bilinmektedir. Bu kapsamda en önemli adım sermaye hesabının serbest bırakılması, başka bir ifadeyle sermaye hareketlerine serbestlik kazandırılması olmuştur.

Sermaye serbestisi uluslararası ölçekte ödünç verilebilir fonlar piyasasının genişlemesini sağlamaktadır. Böylece likidite daha erişilebilir ve daha ucuz hale gelmektedir. Borçlanma maliyetlerinin düşmesine yol açan bu süreç tüketim ve yatırım harcamalarını tetikleyerek, pozitif büyüme oranlarının yakalanmasını sağlamaktadır. Diğer taraftan sermaye serbestisinin fiyat istikrarını ve finansal istikrarı bozucu yönü de ihmal edilmemelidir. Sermaye hareketlerinin yol açacağı kur oynaklığı finansal piyasalarda beklentileri bozucu, belirsizliği ve risk algısını artırıcı etkilere neden olabilmektedir. Makroekonomik göstergeler açısından ise kur oynaklığı, kurların fiyatlara geçişkenliği doğrultusunda enflasyonist bir etki doğurabilmekte, büyüme rakamları üzerinde olumsuz etkilere neden olabilmektedir.

Uluslararası piyasalarda bir para birimine dönük aşırı talep sonucunda ortaya çıkan ve döviz kuru oynaklığına yol açan para piyasalarındaki dengesizliğin büyüklüğü Döviz Piyasası Baskısı (DPB) endeksi ile ölçülmektedir (Girton&Roper, 1977; Weymark, 1995; Kyn ve Chin, 2017). İlk olarak Girton&Roper (1977) tarafından ortaya konan endeks Eichengreen vd.(1995) tarafından tüm döviz kuru rejimlerinde uygulanabilecek şekilde geliştirilmiştir. Endeksteki artışlar döviz krizlerinin bir göstergesi olarak kabul edilmekte; buna yol açan unsurlar, başka bir ifadeyle Döviz Piyasası Baskısı'nın belirleyicileri ampirik olarak bir çok ülke için incelenen gelmektedir.

Döviz krizlerinin çoğunlukla gelişmekte olan ekonomilerde görülmesi bu ülkelerin kronikleşen temel makroekonomik sorunları üzerine yoğun sermaye hareketlerine maruz kalmalarıyla açıklanabilmektedir. Tam olarak bu çerçeveye uyan ve bu nedenler doğrultusunda 1994 ve 2000-2001 krizlerini yaşayan Türkiye, Döviz Piyasası Baskısı'nın belirleyicilerinin incelenmesi için elverişli bir örneklik teşkil etmektedir.

Mevcut çalışmayı öncüllerinden ayıran yeni metodolojik bulguların literatüre kazandırılmasıdır. Çalışmada ilk olarak kısa ve uzun dönemli etkilerin ayrıştırılmasına imkân veren Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL (Autoregressive Distributed Lag) yaklaşımı kullanılmaktadır. Ayrıca Shin vd. (2014) tarafından geliştirilen NARDL (Nonlinear Autoregressive Distributed Lag) yöntemi de -bildiğimiz kadarıyla- ilgili literatürde ilk defa uygulanmaktadır. NARDL yaklaşımı eş bütünleşme ilişkisinin yanında, kısa ve uzun vadede negatif ve pozitif şokların etkilerinin ayrıştırılarak incelenmesi fırsatını da sunmaktadır. Bu yöntemle değişkenler arasında doğrusal olmayan bir etkinin olup olmadığı kısa ve uzun dönemler için incelenebilmektedir. Çalışmanın bir diğer katkısı Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testiyle değişkenler arasındaki asimetrik nedensellik ilişkisinin tespit edilebilmesidir.

1. Literatür İncelemesi

Türkiye’de Döviz Piyasası Baskısı’nın belirleyicilerini inceleyen, buradan hareketle Türkiye’de yaşanan para/döviz krizlerine neden olan unsurları tespit etmeyi amaçlayan geniş bir ampirik literatür bulunmaktadır. Çalışmalar metodolojik açıdan farklılaşsa da bulguları benzeşmekte ve birbirini destekler nitelik arz etmektedirler. Literatürde yaygın bir şekilde kullanılan yöntemlerden biri Kaminsky vd. (1998)’nin sinyal yaklaşımıdır (*signal approach*). Öncü/uyarıcı göstergeler (*leading indicators approach*) yaklaşımı da ampirik çalışmaların sıklıkla başvurduğu bir diğer metodolojidir. Bu kapsamda Kibritçioğlu vd. (1998) Türkiye Ekonomisi’nin 1994 krizini öncü göstergeler yaklaşımını kullanarak inceleyen çalışmalar arasında yer almaktadır. Elde edilen sonuçlar doğrultusunda 1994 krizinin öncü/uyarıcı göstergelerinin ticaret haddi, piyasa döviz kurunun resmi döviz kuruna oranı, geçmiş ve gelecek üç ay içerisinde ihracat piyasasından alınan yeni siparişlerin tutarı olduğu tespit edilmiştir. Aynı yaklaşımla Üçer vd. (1998) 1994 krizinin öncü göstergeleri olarak kısa dönem dış borç/GSMH, Merkez Bankası avansları/GSMH, ihracatın ithalatı karşılama oranı, finansal sistemdeki yükümlülükler/uluslararası rezervler, reel para dengesinde fazla-lik değişkenlerine işaret etmektedir.

1990:1-2002:12 dönemini sinyal yaklaşımı ile inceleyen Kaya ve Yılmaz (2006) kamu kesimi borçlanma gereğinin gayri safi milli hasılaya oranı değişkenini para krizinin yaklaşmakta olduğunu gösteren başarılı bir öncü gösterge olarak değerlendirmektedir. Özkan (2005) tarafından öncü göstergeler yaklaşımı kullanılarak Türkiye Ekonomisi’nde TL’nin çökmesi ve finansal krizin yaşanmasına zemin hazırlayan üç temel zayıflık tespit edilmektedir. Bunlar borç geri ödemelerinden kaynaklanan zayıf dış pozisyon, faiz ödemelerinin yol açtığı güçsüz mali görünüm ve son olarak 2000 Kasım’ındaki likidite krizine ve 2001’de yaşanan devalüasyon sonrası kötü duruma zemin hazırlayan bankacılık ve finans sektöründeki kırılan durumdur.

Logit modeller de Döviz Piyasası Baskısı’nın belirleyicileri literatüründe sıklıkla kullanılmaktadır. Bu doğrultuda Çepni ve Köse (2006) logit modellerin Türkiye’deki para krizlerinin olasılıklarını tahmin etmede probit modellerden daha başarılı olduğu sonucuna ulaşmaktadır. 1985-2004 aralığını çeyreklik veriler üzerinden analiz eden çalışmada cari hesap/GSYH, M2/uluslararası rezervler, cari hesap/doğrudan yabancı yatırımlar ve son olarak reel kredi büyümesinin Spekülatif Baskı Endeksi üzerinde Granger nedenselliğine yol açtığı tespit edilmektedir. Logit, probit ve sınırlı bağımlı modeller uygulayan Feridun (2008) küresel likidite koşullarının, mali dengesizliklerin, sermaye çıkışlarının ve bankacılık sektöründeki zayıflıkların Türkiye’deki 1994 ve 2000-2001 krizlerine yol açtığı bulgusuna ulaşmaktadır. Ayrıca, ABD ve Türkiye’de uygulanan mevduat faiz oranları arasındaki farkın artmasının da Türkiye’deki kriz olasılığını artırdığı tespit edilmektedir.

Türkiye’deki para krizlerinin belirleyicilerini tahmin etmek amacıyla probit modeli kullanılan Karabulut vd. (2010) kısa vadeli borçların GSYH’ye oranının, reel döviz kurunun, mevduat faiz oranlarının, yabancı rezervlerin ithalata oranının ve son olarak da kredi mevduat oranının Türkiye’deki para krizlerini açıklamada anlamlı değişkenler olduğu sonucuna ulaşmaktadır. Arı (2012) çok değişkenli logit modeli kullanarak aşırı mali açıkları, yüksek para arzı büyümesini, kısa vadeli dış borçlarda keskin yükselişleri, bankacılık sektöründeki artan riski ve dış olumsuz şokları krizlerin kaynağı olarak tanımlamaktadır. Arı ve Cergiboza (2016) ise bankacılık krizleri ve para krizleri arasındaki ilişkiyi incelemekte-

dir. Sonuçlar her iki kriz türünün birbirini türettiğini göstermektedir. Aşırı mali açıkların, kısa vadeli dış borçtaki yükselmelerin, Türk Lirası'nın aşırı değerlenmesinin ve dış olumsuz şokların para krizlerinin arkasındaki nedenler olduğu da ileri sürülmektedir.

1990:1-2014:6 döneminde para krizlerine neden olan faktörleri tespit etmeyi amaçlayan Cergibozan (2015), Logit ve Markov geçiş yöntemlerini birlikte kullanmaktadır. Logit modellerde bankaların döviz mevduatları/toplam mevduatlar, kısa vadeli dış borçlar/rezervler, portföy yatırımları, yurtiçi krediler/GSYH, M2/uluslararası rezervler, enflasyon, Merkez Bankası'nın bankalara sağladığı krediler/toplam yükümlülükler gibi oranlarda ve reel döviz kurunun trendinden sapmasında yaşanan artışların kriz ihtimalini artırıcı etkenler olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Diğer taraftan BIST ve bankalardaki döviz varlıklarının döviz yükümlülüklerine oranındaki artışların da döviz/para krizi ihtimalini azaltma etkisine sahip olduğu ileri sürülmektedir. Markov geçiş modelinde ise döviz mevduatları/toplam mevduatlar, M2 para arazi/uluslararası rezervler, enflasyon, kısa vadeli dış borçlar/uluslararası rezervler, portföy yatırımları ve Merkez Bankası'nın bankalara sağladığı krediler/toplam yükümlülükler oranlarındaki artışlar kriz ihtimalini artırırken, bütçe dengesi/GSYH, sanayi üretim endeksi ve BIST'teki artışların kriz ihtimalini azalttığı sonuçlarına ulaşılmaktadır.

Türkiye'de Döviz Piyasası Baskısı konusu ARDL yöntemiyle de incelenmiştir. Bu kapsamda Feridun (2009)'un sonuçları Döviz Piyasası Baskısı'nın bankacılık sektörü kırılabilirliği, uluslararası rezervlerin seviyesi ve reel döviz kurunun aşırı değerlenmesi ile uzun dönemli denge ilişkisine sahip olduğunu ileri süren teori ile tutarlılık arz etmektedir. Ayrıca bu üç değişkenden Döviz Piyasası Baskısı'na doğru Granger nedenselliğinin olduğu da tespit edilmektedir. Kriz modelleri açısından da ikinci nesil kriz modellerinin Türkiye'deki spekülatif atakları açıkladığı çalışmanın tespitleri arasında yer almaktadır. Feridun (2010) sermaye çıkışları ile Döviz Piyasası Baskısı arasında uzun dönemde bir denge ilişkisi olduğunu ortaya koymaktadır. Diğer taraftan hem kısa dönemde hem de uzun dönemde sermaye çıkışlarından Döviz Piyasası Baskısı'na dönük Granger nedenselliğinin bulunduğu tespit edilmektedir; ancak bu nedensellik yalnızca tek yönlü olarak belirlenmektedir.

ARDL sınır testi ve VECM (*Vector Error Correction Model*) kullanarak 1989:8-2006:6 dönemi için Döviz Piyasası Baskısı ve bazı makroekonomik temeller arasında ilişkiyi inceleyen Katırcıoğlu ve Feridun (2011) reel M1 dengesinde fazlalık, bütçe dengesinin GSYH'ye oranı, cari işlemler dengesinin GSYH'ye oranı, yurt içi kredilerin GSYH'ye oranı ile Döviz Piyasası Baskısı arasında seviye ilişkisi olduğu sonucuna ulaşmaktadır. Ayrıca Granger nedenselliğinin yalnızca makroekonomik temellerden Döviz Piyasası Baskısı'na dönük olduğu tespit edilmektedir. Ersoy (2013) 1992:2-2007:9 döneminde Döviz Piyasası Baskısı ve farklı türdeki sermaye girişlerinin TL'nin reel efektif döviz kurunun değerlendirilmesi üzerindeki etkilerini incelemekte, reel efektif döviz kuru ile Döviz Piyasası Baskısı ve sermaye giriş türleri (doğrudan yabancı yatırımlar, portföy yatırım yükümlülükleri, banka yükümlülükleri ve içi dövizleri) arasında uzun dönemli seviye ilişkisi olduğu sonucuna ulaşmaktadır.

Döviz Piyasası Baskısı literatüründe sıklıkla başvurulan yöntemlerden biri de Markov rejim geçiş modelidir. Bu kapsamda Mariano vd. (2004) Markov rejim geçiş modelini kullanarak Türkiye'deki finansal kırılabilirliği tahmin etmeye çalışmaktadır. Sonuç olarak Türkiye'deki finansal kırılabilirliğe reel döviz kurunun, uluslararası rezervlerin ve kredi mevduat oranının kaynaklık ettiği ileri sürülmektedir. Yılmazkuday ve Akay (2008) Türkiye'de para krizleri-

nin öncü göstergelerini tahmin etmek için rejim geçişli zamanla değişen dinamik faktör modeli kullanılmaktadır. Modelin 1986:2–2001:10 örneklem periyodundaki para krizlerini tespit etmede başarılı olduğu görülmektedir. Net uluslararası rezervlerin ve yurt içi kredilerin kötüleşmesi de öncü göstergeler olarak değerlendirilmektedir. Markov geçiş çerçevesini kullanan bir diğer çalışma olan Tamgaç (2011) makroekonomik temellerin rolünü ve 1994 ve 2000-2001 krizlerinde kendi kendini gerçekleştirme beklentisini ortaya çıkarmayı amaçlamaktadır. Çalışma ekonomik birimlerin yüksek devalüasyon beklentisinin, mevcut makroekonomik temellere ilave olarak, krize yol açmış olduğunu ileri sürmektedir.

Ertem (2011) panel veri yöntemiyle 28 gelişen piyasa ekonomisini Döviz Piyasası Baskısı açısından incelemektedir. Sonuçlar Döviz Piyasası Baskısı ile brüt kısa vadeli dış borç, portföy borç girişleri ve ABD hazine getiri eğrisi endeksi arasında ters orantılı bir ilişki olduğunu göstermektedir. Türkiye dâhil incelenen ülkelerde ABD hazine getiri endeksi ile Döviz Piyasası Baskısı endeksi arasında ters orantılı bir ilişki olması, ABD merkez bankasının kısa vadeli faiz oranlarında artışa gitmesinin bu ülkelerde Döviz Piyasası Baskısı'nı artırıcı bir etkiye sahip olduğu şeklinde değerlendirilmektedir. Diğer ülkelerin aksine Türkiye'deki Döviz Piyasası Baskısı üzerinde ticaret dengesinin ve net kaynak girişlerinin de etkili olduğu bulunmaktadır.

2. Ekonometrik Model ve Yöntem

Döviz Piyasası Baskısı (DPB) endeksi, nominal döviz kurundaki (e) yüzdelik değişime ulusal (i_t) ve uluslararası faiz oranları (i_t^*) arasındaki farkın yüzdelik değişimi eklenip, altın hariç uluslararası rezervlerin M1 para arzına oranındaki (r_t) yüzdelik değişim çıkarılarak hesaplanmaktadır:

$$DPB_t = \alpha \Delta e_t + \beta \Delta(i_t - i_t^*) - \gamma \Delta r_t$$

Δ , değişkenlerdeki yüzdelik değişimi göstermektedir. α , β , γ endeksi oluşturan bileşenlerdeki yüksek oynaklığın endeksi domine etmemesi için sırasıyla o bileşenin standart sapmasının tersini temsilen endekse dâhil edilmektedir. Nominal döviz kuru eşit ağırlıklı bir şekilde Dolar ve Euro sepetinden oluşmaktadır (Eichengreen et al., 1995, Feridun 2009). Böylece döviz kurlarındaki artışın, faiz oranları arasındaki marjın genişlemesinin ve uluslararası rezervlerin azalmasının veya buna oranla M1 para arzının artmasının endekste artışa yol açacağı görülmektedir.

Döviz Piyasası Baskısını açıklamak üzere Feridun (2009) izlenerek bankacılık sektörü kırılganlığı, uluslararası rezervler ve reel döviz kuru değişkenleri kullanılmaktadır. İlk açıklayıcı değişken Kıbrıçoğlu (2003) tarafından geliştirilen Bankacılık Sektörü Kırılganlığıdır (*Banking Sector Fragility-BFR*). BFR değişkeni, bankaların özel sektöre verdiği krediler (*Credit to Private Sector, CPS*), bankaların yabancı yükümlülükleri (*Foreign Liabilities of Bank, FL*) ve banka mevduatları (*Bank Deposit, DEP*) serileri kullanılarak oluşturulmaktadır. Her bir seri kendi ortalamasından (μ) çıkarılıp standart sapmasıyla (σ) ağırlıklandırılarak elde edilmektedir. Δ , 12 aylık periyotta yüzdelik değişimi göstermektedir. Söz konusu ortalama, standart sapmalar ve yüzdelik değişim Tüketici Fiyat Endeksi (*Consumer Price Index*) ile realize edilmiş seriler üzerinden hesaplanmaktadır:

$$BFR = \left[\frac{\Delta CPS - \mu_{CPS}}{\sigma_{CPS}} + \frac{\Delta FL - \mu_{FL}}{\sigma_{FL}} + \frac{\Delta DEP - \mu_{DEP}}{\sigma_{DEP}} \right] / 3$$

İkinci açıklayıcı değişken olarak M2 para arzının Merkez Bankasının altın hariç yabancı rezervlerine oranı (International Reserves-RES) kullanılmaktadır:

$$RES = M2 / \text{Uluslararası Rezervler}$$

Son açıklayıcı değişken olan Reel Döviz Kuru (Reel Exchange Rate-RER), Reel Efektif Döviz Kuru (REER) üzerinden hesaplanmaktadır:

$$RER = (REER_t - REER_{t-12}) / REER_{t-12}$$

Döviz Piyasası Baskısı (DPB) endeksinin hesaplanmasında kullanılan Dolar ve Euro/Mark sepetinden oluşan nominal döviz kuru, altın hariç uluslararası rezervler ve M1 para arzı değişkenleri Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)'den temin edilmiştir. Türkiye'nin ulusal faiz oranlarını temsilen kullanılan mevduat faiz oranları Uluslararası Para Fonu'nun Uluslararası Finansal İstatistikler (*IMF-IFS*) veri tabanından elde edilirken, uluslararası faiz oranını temsilen kullanılan 3 ay vadeli ABD hazine bonusu faiz oranları verisi için FRED'e müracaat edilmiştir (<https://fred.stlouisfed.org/>).

Reel Döviz Kuru'nun hesaplanmasında kullanılan Reel Efektif Döviz Kuru Darvas (2012a)'dan¹ elde edilmiştir. Bankacılık Sektörü Kırılganlığı (BFR) endeksinin hesaplanmasında kullanılan bankaların yurt içindeki özel sektöre verdiği krediler, bankaların mevduatları ve bankaların yabancı yükümlülükleri verilerinin tamamı TCMB EVDS veri tabanından elde edilmiştir. BFR endeksinin oluşturulan serilerin realize edilmesinde kullanılan Tüketici Fiyat Endeksi (*Consumer Price Index*) IMF'in IFS veri tabanından alınmıştır. M2/ Uluslararası rezervler değişkenini oluşturan M2 para arzı ve altın hariç uluslararası yabancı rezervler TCMB EVDS veri tabanından temin edilmiştir. Analizlerde tüm değişkenler logaritmik formda kullanılmaktadır. Veri seti 1989:8-2017:4 dönemini kapsamaktadır.

Analizlerde ilk olarak değişkenler arasındaki ilişkilerin kısa ve uzun dönemli olarak ayrıştırılarak incelenmesine imkan veren ARDL yaklaşımı (Pesaran vd., 2001) kullanılmaktadır. Değişkenlerin I(0) veya I(1) gibi farklı derecelerde durağan olmaları durumunda bile eş bütünleşme analizine imkân veren ARDL sınır testi yaklaşımı, eş bütünleşme ilişkisinin tespit

¹ Erişim için bkz: <https://www.bruegel.org/publications/datasets/real-effective-exchange-rates-for-178-countries-a-new-database/>

edilebilmesi için serilerin aynı derecede bütünlük olması şartını arayan Engle ve Granger (1987), Johansen (1988), Johansen ve Juselius (1990) gibi eş bütünlük testlerinden bu açıdan daha avantajlıdır. Bağımlı ve bağımsız değişkenin gecikmelerinin de açıklayıcı değişkenler olarak kullanıldığı ARDL modeli şu şekilde kurulmaktadır:

$$\Delta DPB_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_1 \Delta DPB_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_2 \Delta BFR_{t-i} + \alpha_3 DPB_{t-1} + \alpha_4 BFR_{t-1} + \varepsilon_i \quad (1)$$

α_0 sabit terimi diğer α 'lar sırasıyla ilgili değişkeninin katsayısını temsil etmektedir. m (q) optimal gecikme sayısına, Δ fark operatörüne, ε ise hata terimine işaret etmektedir. $t-1$ indisi bağımlı ve bağımsız değişkenlerin birinci gecikmelerinin de modele dahil edildiğini göstermektedir. Sonuçları Tablo 3'te gösterilen DPB (BFR, RES, RER)'nin bağımlı değişken olduğu, BFR, RES, RER (DPB)'in sırasıyla ve tek tek açıklayıcı değişken olduğu 6 ARDL modeli kurulmaktadır. Denklemin yoğunluğunu azaltmak amacıyla sadece DPB ve BFR arasındaki ARDL modeli örnek olarak gösterilmektedir.

Yukarıdaki model önce En Küçük Kareler yöntemi ile tahmin edilmektedir. Daha sonra Wald testi veya F istatistiği yardımıyla eş bütünlük testi uygulanmaktadır. Sıfır hipotezi ve alternatif hipotezin değerlendirilmesi için hesaplanan F istatistiği değerine bakılmaktadır. Bu değer ilgili anlamlılık düzeyinde (%1, %5, %10) Pesaran vd. (2001)'de verilen $I(1)$ düzeyindeki kritik değerden büyükse sıfır hipotezi reddedilmektedir. Başka bir ifadeyle değişkenler arasında bir eş bütünlük ilişkisinin olduğu tespit edilmektedir. Hesaplanan F değerinin $I(0)$ düzeyindeki kritik değerden küçük olması durumunda ise sıfır hipotezi reddedilememektedir. Yani değişkenler arasında bir eş bütünlük ilişkisi bulunamamıştır.

Shin vd. (2014) tarafından geliştirilen NARDL (*Nonlinear Autoregressive Distributed Lag*) yöntemi Pesaran vd. (2001)'in doğrusal formdaki ARDL modelinin asimetrik olarak genişletilmesinden oluşmaktadır (Athanasenas et al., 2014). Yöntem eş bütünlük ilişkisinin yanında, kısa ve uzun vadede negatif ve pozitif şokların etkilerinin ayrıştırılarak incelenmesi fırsatını da sunmaktadır. Bu yöntemle değişkenler arasında doğrusal olmayan bir etkisinin olup olmadığı da kısa ve uzun dönem için incelenebilmektedir. NARDL yaklaşımı, Athanasenas vd. (2014) ile Turan ve Karakaş (2017) izlenerek açıklanmakta ve uygulanmaktadır. NARDL yaklaşımının ilk aşaması olarak bağımlı ve bağımsız değişkenler negatif ve pozitif kısmi toplamlarına ayrıştırılmaktadır.

Bağımlı (açıklanan) değişken:

$$DPB_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta DPB_t^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta DPB_t, 0); DPB_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta DPB_t^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta DPB_t, 0) \quad (2)$$

Bağımsız (açıklayıcı) değişkenler, sırasıyla:

$$BFR_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta BFR_t^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta BFR_t, 0); BFR_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta BFR_t^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta BFR_t, 0) \quad (3)$$

$$RES_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta RES_t^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta RES_t, 0); RES_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta RES_t^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta RES_t, 0) \quad (4)$$

$$RER_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta RER_t^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta RER_t, 0); RER_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta RER_t^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta RER_t, 0) \quad (5)$$

Değişkenler arasındaki doğrusal olmama durumu pozitif ve negatif şokları içeren yukarıdaki denklemlerle NARDL modeline dâhil edilmektedir. NARDL yaklaşımının formülasyonu analiz edilen üç model için şu şekilde gösterilmektedir:

$$\Delta DPB_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_1 \Delta DPB_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_2^+ \Delta BFR_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^r \beta_3^- \Delta BFR_{t-j}^- + \lambda_1 DPB_{t-1} + \lambda_2^+ BFR_{t-1}^+ + \lambda_2^- BFR_{t-1}^- + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\Delta DPB_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_1 \Delta DPB_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_2^+ \Delta RES_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^r \beta_3^- \Delta RES_{t-j}^- + \lambda_1 DPB_{t-1} + \lambda_2^+ RES_{t-1}^+ + \lambda_2^- RES_{t-1}^- + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta DPB_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_1 \Delta DPB_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_2^+ \Delta RER_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^r \beta_3^- \Delta RER_{t-j}^- + \lambda_1 DPB_{t-1} + \lambda_2^+ RER_{t-1}^+ + \lambda_2^- RER_{t-1}^- + \varepsilon_t \quad (8)$$

NARDL yönteminin ilk adımında modellerin teker teker En Küçük Kareler yöntemiyle tahmin edilmesi gerekmektedir. Daha sonraki aşamada Wald testi veya F istatistiği yardımıyla eş bütünleşme testi yapılmaktadır. Hesaplanan F istatistik değerleri Pesaran vd. (2001)'deki kritik değerler ile mukayese edilmektedir. I(1) değerinden büyük değerler sıfır hipotezinin reddedilmesi anlamına gelmektedir. Sıfır hipotezinin reddedilebilmesi durumunda söz konusu iki değişken arasında eş bütünleşme ilişkisinin olduğu sonucu çıkarılabilmektedir. Hesaplanan F istatistik değerinin I(0) değerinden küçük olması durumunda ise sıfır hipotezi reddedilememekte, değişkenler arasında bir eş bütünleşme ilişkisinden söz edilememektedir.

NARDL yönteminin izleyen aşaması kısa ve uzun dönemde pozitif ve negatif şokların istatistiksel olarak anlamlılığını ele almaktır. Bağımlı ve bağımsız değişkenlerin pozitif ve negatif kümülatif toplamalarının birinci farkları kısa dönem için asimetric dinamikleri temsil etmektedir. Bu açıdan anlamlı bir etkiye sahip olup olmadıklarını sınamak için sırasıyla, kısa dönemde pozitif/negatif şokların etkisi yoktur/vardır sıfır ve alternatif hipotezleri test edilmektedir. Sonuç tablolarında kısa dönemli pozitif şokların etkisini S⁺, kısa dönemli negatif

şokların etkisini ise S temsil etmektedir. Kısa dönemde değişkenler arasında asimetrik bir ilişkinin olup olmadığının sınanması için pozitif etkilerin negatif etkilere eşit olup olmadığı da test edilmektedir. Sıfır hipotezinin reddedilmesi ilgili modelde bağımlı ve bağımsız değişken arasında kısa dönemde asimetrik bir ilişkinin olduğu anlamına gelmektedir. Analiz tablolarında bu sonuçlar W_{SR} ile gösterilmektedir. (Tüm hipotezler için bkz: Tablo 1)

Tablo 1: NARDL Modeli Tanlayıcı İstatistiklerine İlişkin Hipotezler

	Hipotez	Pozitif	Negatif	Asimetri
Kısa Dönem	H_0 :	$H_0: \sum_{j=0}^q \beta_2^+ = 0$	$H_0: \sum_{j=0}^r \beta_3^- = 0$	$\sum_{j=0}^q \beta_2^+ = \sum_{j=0}^r \beta_3^-$
	H_1 :	$H_1: \sum_{j=0}^q \beta_2^+ \neq 0$	$H_1: \sum_{j=0}^r \beta_3^- \neq 0$	$\sum_{j=0}^q \beta_2^+ \neq \sum_{j=0}^r \beta_3^-$
Uzun Dönem	H_0 :	$H_0: -\frac{\lambda_2^+}{\lambda_1} = 0$	$H_0: -\frac{\lambda_2^-}{\lambda_1} = 0$	$H_0: -\frac{\lambda_2^+}{\lambda_1} = -\frac{\lambda_2^-}{\lambda_1}$
	H_1 :	$H_1: -\frac{\lambda_2^+}{\lambda_1} \neq 0$	$H_1: -\frac{\lambda_2^-}{\lambda_1} \neq 0$	$H_1: -\frac{\lambda_2^+}{\lambda_1} \neq -\frac{\lambda_2^-}{\lambda_1}$

Not: Kısa/uzun dönemde negatif/pozitif şokların etkisi H_0 : Kısa/uzun dönemde pozitif/negatif şokların etkisi yoktur. H_1 : Kısa/uzun dönemde pozitif/negatif şokların etkisi vardır. Asimetri: H_0 : Kısa/uzun dönemde değişkenler arasında asimetri yoktur. H_1 : Kısa/uzun dönemde değişkenler arasında asimetri vardır.

Modellerdeki λ_2^+ , λ_2^- katsayıları bağımlı değişken (DPB) ve bağımsız değişkenlerin (BFR, RES, RER) uzun dönemdeki negatif ve pozitif etkilerinin incelenmesine imkân vermektedir. Söz konusu katsayılar λ_1 ile oranlanarak normalize edilmektedir: $-\frac{\lambda_2^+}{\lambda_1}$, $-\frac{\lambda_2^-}{\lambda_1}$. Uzun dönemde bağımlı ve bağımsız değişken arasındaki pozitif ve negatif etkileri incelemek üzere uzun dönemde pozitif/negatif şokların etkisi yoktur/vardır sıfır ve alternatif hipotezleri kurulmaktadır. Hipotezlerin Wald testiyle incelenmesi sonucunda elde edilen uzun dönemli pozitif etkiler sonuç tablolarında L^+ , negatif etkiler ise L^- ile gösterilmektedir. Değişkenler arasında uzun dönemde asimetrik bir ilişkinin olup olmadığını incelemek için de λ_1 ile normalize eden uzun dönem pozitif ve negatif katsayılarının birbirine eşit olup olmadığı da test edilmektedir. Sıfır hipotezinin reddedilmesi değişkenler arasında uzun dönemde asimetrik bir ilişki olduğunu göstermektedir. İlgili sonuç analiz tablolarında WLR ile sembolize edilmektedir. (Tüm hipotezler için bkz: Tablo 1)

3. Ampirik Sonuçlar

Döviz Piyasası Baskısı'nın belirleyicilerinin incelendiği bu çalışmada ARDL sınır testi, NARDL yaklaşımı ve ayrıca değişkenler arasında asimetrik bir nedensellik ilişkisinin olup olmadığını ortaya çıkarmak amacıyla Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi uygulanmaktadır. Analizlere ilk olarak serilerin durağan olup olmadığını belirlemek için birim kök testleri ile başlanmaktadır.

Tablo 2: ADF & PP Birim Kök Testleri

Panel A			
Augmented-Dickey Fuller (ADF) Testi			
Değişkenler	Sabit Terimsiz	Sabit Terimli	Sabit Terimli & Trendli
DPB	-22,183***	-22,15***	-22,499***
BFR	-3,272***	-3,267**	-3,281*
RES	0.121	-0.682	-2.744
RER	-3,943***	-4,103***	-4,171***
Δ DPB	-9,544***	-9,529***	-9,512***
Δ BFR	-17,011***	-16,984***	-16,957***
Δ RES	-17,963***	-17,943***	-18,089***
Δ RER	-11,563***	-11,547***	-11,53***
Panel B			
Phillips-Perron (PP) Testi			
Değişkenler	Sabit Terimsiz	Sabit Terimli	Sabit Terimli & Trendli
DPB	-22,193***	-22,161***	-23,718***
BFR	-3,449***	-3,444**	-3,461**
RES	0.228	-0.502	-2.8
RER	-4,863***	-4,902***	-4,927***
Δ DPB	-145,458***	-146,174***	-145,771***
Δ BFR	-16,992***	-16,964***	-16,936***
Δ RES	-18,173***	-18,159***	-18,587***
Δ RER	-11,52***	-11,487***	-11,449***

Not: ***, **, * sırasıyla 1%, 5% ve 10% anlamlılık düzeylerine işaret etmektedir.

Değişkenler arasında eş bütünlük bir ilişkinin olup olmadığının sınanması için, başka bir ifadeyle sınır testinin uygulanabilmesi için durağanlığın ne düzeyde sağlandığı tespit edilmelidir. Başka bir ifadeyle serilerin birim kök içerip içermediğinin sorgulanması gerekmektedir. Bu tespitin yapılabilmesi için Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) gibi birim kök testleri uygulanmaktadır. Birim kökün bulunması halinde serilerin birinci farkları ile birim kök testleri yenilenmektedir (Tablo 2).

NARDL metodolojisinin ön koşulu olarak tüm serilerin seviye değerlerinde veya birinci farklarında durağan olması gerekmektedir. Aynı şart ARDL yönteminde de aranmaktadır. Başka bir ifadeyle değişkenlerin/serilerin düzey değerlerinde veya birinci farklarında birim kök sorununun giderilmesi halinde değişkenler arasında eş bütünlük ilişkisi test edilebilmektedir. Bu açıdan ilk olarak serilerin birim kök içerip içermediği Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) testleri ile incelenmektedir. Tablo 2'de görüldüğü üzere yalnızca RES değişkeninin hem ADF hem de PP testlerinde Sabit Terimsiz, Sabit Terimli ve Sabit Terimli&Trendli versiyonlarda seviye değerlerinde birim kök içerdiği görülmektedir. Değişkenlerin birinci farkları ile testler tekrar edildiğinde birim kök sorununun giderildiği görülmektedir. Böylece ARDL ve NARDL yöntemleri uygulanabilir hale gelmektedir.

Ampirik incelemenin ilk adımını ARDL sınır testi oluşturmaktadır. Elde edilen sonuçlar ışığında değişkenler arasında bir eş bütünleşme (*cointegration*) ilişkisinin tespiti mümkün olabilmektedir. Bu doğrultuda Pesaran vd. (2001) izlenerek, değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisinin olup olmadığını ortaya çıkarmak üzere F testi ile test edilecek şu hipotezler kurulmaktadır:

$$H_0^{\pi_{yy}} : \pi_{yy} = 0; H_1^{\pi_{yy}} : \pi_{yy} \neq 0$$

$$H_0^{\pi_{yx.x}} : \pi_{yx.x} = 0; H_1^{\pi_{yx.x}} : \pi_{yx.x} \neq 0,$$

Sıfır hipotezleri burada değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisinin olmadığını ileri sürmektedir. Hesaplanan test değerleri Pesaran vd. (2001)'in kritik değerlerine göre analiz edilmekte, buradan hareketle sıfır hipotezinin reddedilebileceği durumlarda değişkenlerin eşbütünleşik olduğu sonucu çıkarılabilmektedir.

ARDL sınır testi analizlerinde Pesaran vd. (2001) F testinde yer alan trend ve sabit terim (*intercept*) üzerindeki tüm kısıtlamalar kullanılmaktadır. Başka bir ifadeyle sınır testi analizi Sabit Terimsiz, Kısıtlı Sabit Terimli, Sabit Terimli, Sabit Terimli ve Kısıtlı Trendli, Sabit Terimli ve Trendli olmak üzere tüm kısıt formlarında yapılmaktadır. Bu doğrultuda DPB ve BFR, RES, RER arasındaki ilişki ARDL sınır testi yaklaşımı ile incelenmektedir. Her bir model tersine çevrilerle oluşturulan (DPB'nin açıklayıcı değişken olduğu) modeller de analiz edilmektedir.

Tablo 3'te gösterilen sonuçlar trend ve sabit terim (*intercept*) üzerindeki tüm kısıt durumlarında söz konusu üç açıklayıcı değişken ile DPB arasında eş bütünleşme ilişkisine işaret etmektedir. Döviz Piyasası Baskısı'nın açıklayıcı değişken olduğu modellerden de BFR/DPB modeli hariç tüm modellerde tüm kısıtlarda değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisi tespit edilmektedir. BFR/DPB modeli ise yalnızca Sabit Terimsiz kısıtında istatistiksel olarak anlamlı sonuç vermektedir.

Tablo 3: ARDL Sınır Testi

Hipotez	F Testi İstatistikleri				
	Sabit Terimsiz	Kısıtlı Sabit Terimli	Sabit Terimli	Sabit Terimli ve Kısıtlı Trendli	Sabit Terimli ve Trendli
DPB ve BFR					
F _{DPB} (DPB/BFR)	164,22***	122,429***	163,227***	124,495***	165,944***
F _{BFR} (BFR/DPB)	3,869**	2.927	3.884	2.907	3.875
DPB ve RES					
F _{DPB} (DPB/RES)	210,676***	158,808***	208,591***	155,966***	207,94***
F _{RES} (RES/DPB)	82,401***	65,008***	71,59***	53,635***	71,224***
DPB ve RER					
F _{DPB} (DPB/RER)	34,089***	25,583***	30,452***	22,952***	30,588***
F _{RER} (RER/DPB)	21,8***	16,537***	22,043***	19,212***	25,596***

Not: ***, **, sırasıyla 1% ve 5% anlamlılık düzeylerine işaret etmektedir.

Analizlerin ikinci adımını NARDL yaklaşımının tanılayıcı istatistiklerinin hesaplanması oluşturmaktadır. Tablo 4'te buna ilişkin sonuçlara yer verilmektedir. Bunun yanında R^2 , düzeltilmiş R^2 , otokorelasyon (*autocorrelation*, *LM*) ve değişen varyans (*heteroscedasticity*, *ARCH*) test sonuçları da aynı tabloda gösterilmektedir.

Tablo 4: NARDL Modeli Tanılayıcı İstatistikler

İstatistikler	1.Model: Δ DPB	2.Model: Δ DPB	3.Model: Δ DPB
F_{PSS}	161,926***	208,591***	30,407***
L^-	-2,171**	0.824	0.696
L^+	-1,964*	1.019	0.888
S^-	0.904	10,204***	4,647***
S^+	-0.58	9,41***	0.72
W_{LR}	2,589**	0.111	3,069***
W_{SR}	0.988	-4,048***	2,73***
R^2	%63,2	%81	%65,2
Düzeltilmiş R^2	%62	%80,6	%64,1
LM Testi	0.764	0.2	0.753
ARCH Testi	0.113	0.997	0.212

Not: ***, **, * sırasıyla 1%, 5% ve 10% anlamlılık düzeylerine işaret etmektedir. Modellerde açıklayıcı değişkenler sırasıyla BFR, RES ve RER' dir.

Birinci modelin FPSS test sonucu Döviz Piyasası Baskısı (DPB) ve Bankacılık Sektörü Kırılganlığı (BFR) arasında eş bütünleşme ilişkisi olduğuna işaret etmektedir. Bankacılık Sektörü Kırılganlığının Döviz Piyasası Baskısı üzerindeki uzun dönemli etkileri istatistiksel olarak anlamlıdır. BFR'de meydana gelecek bir birimlik azalma DPB üzerinde 2,17'lik bir artışa neden olmaktadır. Diğer taraftan Bankacılık Sektörü Kırılganlığı'na gelen pozitif şokların uzun dönemde DPB'yi düşürdüğü görülmektedir. BFR'deki artışa rağmen DPB'de düşüş gözlenmesi beklentilerle uyumlu gözükmemektedir. Buna yol açan unsurun Türkiye'deki yerli yatırımcının kurdaki belirsizlik nedeniyle yatırım aracı olarak altına yönelmesi ve ekonomi yönetiminin döviz piyasasında istikrarı sağlamak amacıyla faiz artırımına gitmesinin etkili olabileceği değerlendirilmektedir. Kısa vadede Bankacılık Sektörü Kırılganlığı'nın Döviz Piyasası Baskısı üzerindeki pozitif ve negatif etkilerinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı görülmektedir. Analizin en önemli sonuçlarından biri olan uzun vadeli asimetrik ilişki testi (W_{LR}) istatistiksel olarak anlamlı sonuç vermektedir. Buradan hareketle, Bankacılık Sektörü Kırılganlığı'ndan Döviz Piyasası Baskısı'na dönük uzun vadeli asimetrik bir etki olduğu ileri sürülebilmektedir. Kısa vadeli asimetrik ilişki testinde (W_{SR}) ise anlamlı sonuç tespit edilememektedir.

İkinci modelin FPSS test sonucu Döviz Piyasası Baskısı (DPB) ve M2/Uluslararası Rezervler (RES) değişkenleri arasında bir eş bütünleşme ilişkisinin olduğuna işaret etmektedir. Aynı modelde, RES değişkenine gelen pozitif ve negatif şokların uzun dönemde anlamlı olmadığı; ancak kısa dönemde DPB üzerinde etki doğurdıkları görülmektedir. Kısa dö-

nemde RES'e gelecek pozitif şokların DPB'yi artırıcı bir etki doğurması beklenebilmektedir. Çünkü RES değişkeninin artmasına yol açacak iki durum M2 para arzının arttırılması ve/ya rezervlerin azalmasıdır. Kısa vadede RES değişkenindeki bir birimlik düşüş DPB'de 10,2 birimlik bir düşüşe neden olmaktadır. RES değişkeninin düşmesi M2 para arzının azalması veya uluslararası rezervlerin artmasıyla mümkün olabileceğinden, her iki unsurun da DPB'yi azaltması, olağan olarak değerlendirilmektedir. Kısa dönemde RES değişkeninin DPB üzerinde asimetrik bir etkisinin olduğu da tespit edilmektedir.

Üçüncü model de Döviz Piyasası Baskısı (DPB) ve Reel Döviz Kuru (RER) arasındaki ilişkiyi incelemektedir ve Tablo 4'ün üçüncü sütunundaki sonuçlar bu iki değişken arasında eş bütünleşme ilişkisinin olduğunu ortaya koymaktadır. Reel Döviz Kuru'na gelen negatif şokların uzun dönemde, pozitif şokların ise kısa ve uzun dönemde Döviz Piyasası Baskısı üzerinde bir etkisinin olmadığı tespit edilmektedir. Diğer taraftan ise, kısa dönemde RER'e gelen negatif şokların DPB üzerinde anlamlı sonuç verdiği görülmektedir. Kısa vadede RER'de meydana gelecek bir birimlik düşüş, DPB üzerinde 4,6 birimlik bir düşüşe neden olmaktadır. Reel Döviz Kuru'nun Döviz Piyasası Baskısı üzerinde kısa ve uzun dönemde asimetrik bir etkiye yol açtığı da bulgular arasında yer almaktadır.

Analizlerin son adımı olarak, değişkenler arasındaki asimetrik nedenselliği incelemek üzere Hatemi-J (2012) testi uygulanmaktadır. Bu testte, bağımsız X değişkeninden bağımlı Y değişkenine nedenselliğin olmadığını ileri süren sıfır hipotezi (H0) test edilmektedir. Böylece BFR, RES ve RER değişkenlerinden DPB'ye dönük bir asimetrik nedenselliğin olup olmadığı incelenmektedir. Buna ek olarak, bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi değişkenlerin birbirleri üzerindeki nedenselliği, pozitif kümülatif şokların pozitif ve negatif kümülatif şoklar üzerindeki nedenselliği, negatif kümülatif şokların negatif ve pozitif kümülatif şoklar üzerindeki nedenselliği olmak üzere beş şekilde test edilmektedir.

Tablo 5'te BFR, RES ve RER değişkenlerinden DPB'ye yönelik asimetrik nedensellik test sonuçları gösterilmektedir. Bulgular Bankacılık Sektörü Kırılganlığı'ndan Döviz Piyasası Baskısı'na doğru asimetrik nedensellik olduğuna işaret etmektedir. Ayrıca BFR'ye gelen negatif kümülatif şoklardan DPB'ye gelen pozitif kümülatif şoklara doğru da anlamlı bir asimetrik nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. RES ve DPB arasındaki asimetrik nedensellik testlerinde tüm yönlerde anlamlı sonuçlara ulaşılmaktadır. Son olarak RER'den DPB'ye dönük kuvvetli bir asimetrik nedensellik ilişkisi de tespit edilmektedir. Ayrıca RER ve DPB arasında aynı yönlü kümülatif şoklar arasında da asimetrik nedensellik bulunmaktadır.

Tablo 5: Hatemi-J (2012) Nedensellik Testi

Ho:	Test Değeri	K.D: %1	K.D: %5	K.D: %10
bfr \neq >dpb	7,723***	5.675	3.548	2.515
bfr+ \neq >dpb+	2.542	9.3	5.962	4.599
bfr- \neq >dpb+	7.181**	9.72	6.099	4.722
bfr- \neq >dpb-	2.467	10.46	6.195	4.682
bfr+ \neq >dpb-	3.523	9.93	6.409	4.939
res \neq >dpb	8.739***	6.743	3.675	2.709
res+ \neq >dpb+	5.319*	9.563	5.915	4.714
res- \neq >dpb+	42.685***	7.668	5.585	4.52
res- \neq >dpb-	9.821***	9.112	5.798	4.413
res+ \neq >dpb-	31.984***	9.968	6.311	4.64
rer \neq >dpb	15,45***	9.884	6.784	4.992
rer+ \neq >dpb+	6,403**	9.353	5.731	4.618
rer- \neq >dpb+	1.247	9.484	6.302	4.995
rer- \neq >dpb-	10,695**	12.281	8.59	6.805
rer+ \neq >dpb-	1.429	9.349	6.301	4.709

Not: ***, **, * sırasıyla 1%, 5% ve 10% anlamlılık düzeylerine işaret etmektedir. Gecikme sayısı (1), Hatemi-J kriteri ile belirlenmektedir. K.D. Kritik Değerin kısaltmasıdır.

Sonuç

Çalışmada Türkiye için Döviz Piyasası Baskısı'nın belirleyicileri ARDL sınır testi, NARDL yöntemi ve Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testiyle incelenmektedir. ARDL sınır testi sonuçları Döviz Piyasası Baskısı ile Bankacılık Sektörü Kırılganlığı, M2/Uluslararası Rezervler ve Reel Döviz Kuru değişkenleri arasında eş bütünleşme ilişkisi olduğunu ortaya koymaktadır. NARDL yaklaşımı kapsamında yapılan eş bütünleşme test sonuçları da bu sonucu desteklemektedir. Bu kapsamda en güçlü eş bütünleşme ilişkisinin Döviz Piyasası Baskısı ile M2/Uluslararası Rezervler arasında olduğu görülmektedir. Bunu Bankacılık Sektörü Kırılganlığı izlemektedir.

Bankacılık Sektörü Kırılganlığı'na gelen pozitif ve negatif şokların Döviz Piyasası Baskısı üzerinde uzun vadede anlamlı etkilere yol açtığı görülmektedir. Diğer taraftan iki değişken arasında yalnızca uzun vadede asimetrik bir etki tespit edilebilmektedir. M2/Uluslararası Rezervler değişkeni ise Bankacılık Sektörü Kırılganlığı'nın aksine yalnızca kısa dönemde anlamlı sonuçlara işaret etmektedir. Beklentilerle uyumlu bir şekilde M2/Uluslararası Rezervlerdeki artışın (azalmanın) Döviz Piyasası Baskısı'nı artırdığı (azalttığı) görülmektedir. Kısa vadede M2/Uluslararası Rezervler'in Döviz Piyasası Baskısı üzerinde asimetrik bir etkiye yol açtığı da tespit edilmektedir. Reel Döviz Kuru'nun Döviz Piyasası Baskısı üzerindeki etkisi incelendiğinde uzun dönemde anlamlı sonuçlara ulaşılamamaktadır. Kısa vadede Reel Döviz Kuru'nda meydana gelecek negatif şokların ise Döviz Piyasası Baskısı üzerinde güçlü bir düşüşe yol açtığı tespit edilmektedir. Ayrıca Reel Döviz Kuru'nun Döviz Piyasası Baskısı üzerinde kısa dönemde asimetrik bir etkiye yol açtığı da bulgular arasında yer almaktadır.

Bankacılık Sektörü Kırılganlığı, M2/Uluslararası Rezervler ve Reel Döviz Kuru'ndan Döviz Piyasası Baskısı'na dönük asimetrik nedensellikler olduğu tespit edilmektedir. En güçlü asimetrik nedensellik ilişkisinin RESe gelen negatif kümülatif şoklardan DPB'ye gelen pozitif kümülatif şoklara doğru olduğu görülmektedir. Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik test sonuçları Döviz Piyasası Baskısı üzerinde anlamlı ve en güçlü nedenselliğe yol açan değişkenlerin sırasıyla M2/Uluslararası Rezervler, Reel Döviz Kuru ve Bankacılık Sektörü Kırılganlığı olduğunu göstermektedir.

Nihai olarak Türkiye'de döviz krizlerini açıklamada uluslararası rezervlerin, bankacılık sektörü kırılganlığının ve reel döviz kurunun etkili olduğu görülmektedir. Bu kapsamda uluslararası rezervlerin güçlenmesi ve reel döviz kurunun istikrara kavuşması döviz krizlerinin önlenmesi açısından önem arz etmektedir. Cari açığın sürdürülebilirliği ve yabancı sermayeyi çekebilecek istikrar ortamı bu çerçevede öne çıkan hususlardır. Zira sermaye hareketlerinin döviz kuru üzerinde neden olacağı oynaklık fiyat istikrarının ve finansal istikrarın bozulması süreçlerini doğurabilecektir. Buradan hareketle beklentilerin bozulması ve risk algısının artması tüketim ve yatırım davranışlarını etkileyerek temel makroekonomik göstergeler üzerinde olumsuz gelişmelere yol açabilecektir.

KAYNAKÇA

Amerika Birleşik Devletleri, St. Louis FED: <https://fred.stlouisfed.org/>

Ari, A. (2012), "Early warning systems for currency crises: The Turkish case", *Economic Systems*, 36(3), 391-410.

Ari, A. ve Cergibozan, R. (2016), "The Twin Crises: Determinants of Banking and Currency Crises in the Turkish Economy", *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(1), 123-135.

Athanasenas, A.; Katrakilidis, C.; Trachanas E. (2014), "Government spending and revenues in the Greek economy: evidence from nonlinear cointegration", *Empirica*, 41(2), 365-376.

Cergibozan, R. (2015), "Türkiye'deki Para Krizlerinin Belirleyicileri: Ekonometrik Bir Yaklaşım", Doktora Tezi, Galatasaray Üniversitesi.

Çepni, E. ve Köse, N. (2006), "Assessing the Currency Crises in Turkey ", *Central Bank Review*, 6(1), 37-64.

Darvas, Z. (2012a), "Real Effective Exchange Rates for 178 Countries: A New Database", Bruegel Working Papers, 2012/06. (<https://www.bruegel.org/publications/datasets/real-effective-exchange-rates-for-178-countries-a-new-database/>)

Eichengreen, B.; Rose, A. K.; Wyplosz, C.; Dumas, B.; Weber, A. (1995), "Exchange Market Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks", *Economic Policy*, 10(21), 249-312.

Engle, R. F. ve Granger, C. W. J. (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55(2), 251-276.

Ersoy, I. (2013), "The Role of Private Capital Inflows and The Exchange Market Pressure on Real Exchange Rate Appreciation: The Case of Turkey", *South African Journal of Economics*, 81(1), 35-51.

Ertem, O. (2011), "Küresel Finansal Dalgaların Gelişmekte Olan Ülke Döviz Rezervleri ve Kurları Üzerine Etkisi", Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası.

Feridun, M. (2008), "Currency Crises in Emerging Markets: The Case of Post-Liberalization Turkey", *The Developing Economies*, 46(4), 386-427.

Feridun, M. (2009), "Determinants of Exchange Market Pressure in Turkey: An Econometric Investigation", *Emerging Markets Finance and Trade*, 45(2), 65-81.

Feridun, M. (2010), "Capital Reversals and Exchange Market Pressure: Evidence from the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Bounds Tests", *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 23(4), 11-21.

Girton, L. ve Roper, D. (1977), "A Monetary Model of Exchange Market Pressure Applied to the Postwar Canadian Experience", *The American Economic Review*, 67(4), 537-548.

Hatemi-J, A. (2012), "Asymmetric causality tests with an application", *Empirical Economics*, (43)1, 447-456.

Johansen, S. (1988), "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.

Johansen, S. ve 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.

Kaminsky, G.; Lizondo, S.; Reinhart, C. M. (1998), "Leading Indicators of Currency Crises". *IMF Staff Papers*, 45(1).

Karabulut, G.; Bilgin, M. H.; Danisoglu, A. C. (2010), "Determinants of Currency Crises in Turkey: Some Empirical Evidence", *Emerging Markets Finance and Trade*, Vol. 46, No. sup1: 51-58.

Katircioğlu, S. T. ve Feridun, M. (2011), "Do macroeconomic fundamentals affect exchange market pressure? Evidence from bounds testing approach for Turkey", *Applied Economics Letters*, 18(3), 295-300.

Kaya, V. ve Yılmaz, Ö. (2006), "Para Krizleri Öngörüsünde Sinyal Yaklaşımı: Türkiye Örneği, 1990-2002", *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 61(2), 129-155.

Kıbrıçcioğlu, B.; Köse, B.; Uğur, G. (1998), "A Leading Indicators Approach to the Predictability of Currency Crises: The Case of Turkey", *Hazine Dergisi*, 12, 79-105.

Kıbrıçcioğlu, A. (2003), "Monitoring Banking Sector Fragility", *Arab Bank Review*, 5(2), 51-66.

Kyin, T. S. ve Chin, L. (2017), "Exchange Market Pressure and Monetary Policies", *Global Conference on Business and Economic Research*, UPM, Malaysia, August 14-15.

Mariano, R. S.; Gultekin, B. N.; Ozmucur, S.; Shabbir, T.; Alper, C. E. (2004), "Prediction of currency crises: Case of Turkey", *Review of Middle East Economics and Finance*, 2(2), 87-107.

Ozkan, F. G. (2005), "Currency and Financial Crises in Turkey 2000 -2001: Bad Fundamentals or Bad Luck?", *The World Economy*, 28(4), 541-572.

Pesaran, M. H.; Shin, Y.; Smith, R. J. (2001), "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.

Shin, Y.; Yu, B.; Greenwood-Nimmo, N. (2014), "Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework", In: R.Sickels, W.Horrace, Editors,

"Festschriftin Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications", Springer.

Tamgac, U. (2011), "Crisis and self-fulfilling expectations: The Turkish experience in 1994 and 2000-2001", *International Review of Economics & Finance*, 20(1), 44-58.

Turan, T. ve Karakaş, M. (2017), "İkiz Açıklar Hipotezine Doğrusal Olmayan Sınır Testi Yaklaşımı", *Maliye Dergisi*, 173, 211-227.

Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Elektronik Veri Dağıtım Sistemi: <https://evds2.tcmb.gov.tr/>

Uluslararası Para Fonu, Uluslararası Finansal İstatistikler: <https://data.imf.org/?sk=4c514d48-b6ba-49ed-8ab9-52b0c1a0179b&sid=1390030341854>

Üçer, M.; Van Rijckeghem, C.; Yolalan, R. (1998), "Leading Indicators of Currency Crises: A Brief Literature Survey and an Application to Turkey", *Yapı Kredi Economic Review*, 9(2), 3-23.

Weymark, D. N. (1995), "Estimating exchange market pressure and the degree of exchange market intervention for Canada", *Journal of International Economics*, 39(3-4), 273-295.

Yilmazkuday, H. ve Akay, K. (2008), "An analysis of regime shifts in the Turkish economy", *Economic Modelling*, 25(5), 885-898.