

TÜRKİYE İLE ÇİN İKİLİ TİCARETİNDE J EĞRİSİ: NARDL YAKLAŞIMI

Industrial Level J Curve in Turkey and China Bilateral Trade: A NARDL Approach

Nursena KÜÇÜKSOY* & Uğur AKKOÇ**

Özet

Dünyanın en büyük ihracatçısı ve en büyük ikinci ithalatçısı olan Çin ile Türkiye'nin dış ticaret hacmi son on yıldır sürekli artmaktadır. Bu ticaretin Türkiye ekonomisi açısından önemli bir boyutu da tarihsel olarak Türkiye'nin Çin'e karşı 1990 yılından beri kesintisiz olarak dış ticaret açığı veriyor olmasıdır. Bu çalışma Türkiye ile önemli bir ticari ortağı haline gelen Çin arasındaki ikili dış ticarete döviz kurunun etkisini J eğrisinin sunduğu teorik çerçeve içerisinde incelemektedir. 2013-2019 dönemi aylık verileriyle hem kısa ve uzun dönem etkileri ayrı ayrı ölçmeyi sağlayan hem de döviz kurunun etkisini asimetrik olarak modellenmesine olanak sağlayan NARDL modeli hem ekonominin geneli hem de önemli sektörler için tahmin edilmiştir. Döviz kurunun asimetrik etkileri yalnızca kısa dönemde tespit edilirken asimetrik etkiler geçerli olduğu tüm sektörlerde negatiftir. Döviz kurunun kısa dönem etkilerine bakıldığında ekonominin toplamı ile birlikte yalnızca üç sektörde (Kültür, Sanat ve Eğlence, Mobilya imalatı ve İmalat sanayi toplamı) etkilidir ve etkinin yönü tümünde negatiftir. Son olarak incelenen dönemde hiçbir sektör için J eğrisini destekleyici bulguya rastlanmamıştır.

Anahtar Kelimeler:

Dış Ticaret, Döviz Kuru,
J Eğrisi, NARDL, Çin

JEL Kodları:

F14, F41, C32

Abstract

The trade volume of Turkey and China that is the largest exporter and second-largest importer of the world, has been increasing over the past ten years. An important dimension of this trade is that the Turkish economy has historically foreign trade deficit since 1990 interruptedly. This paper aims to investigate the impact of the exchange rate in bilateral trade between China and Turkey according to the theoretical framework provided by the J curve. With the monthly data of 2013-2019, the NARDL model, which allows to measure both short and long-term effects separately and allows the exchange rate effect to be modeled asymmetrically, has been estimated. Asymmetric effects of the exchange rate are detected only in the short term, while asymmetric effects are adverse in all sectors where it is valid. Considering the short-term effects of the exchange rate, it is effective only in three sectors (Culture, Arts and Entertainment, Furniture manufacturing, and manufacturing industry) together with the total of the economy, and the direction of the impact is negative in all. Finally, no findings supporting the J curve were found for any sector in the period examined.

Keywords:

Foreign Trade,
Exchange Rate,
J Curve, NARDL,
China

JEL Codes:

F14, F41, C32

* Yüksek Lisans Öğrencisi, Pamukkale Üniversitesi İ.İ.B.F., Uluslararası Ticaret ve Finans Bölümü, nursenakcksy@gmail.com ORCID: 0000-0001-9708-9766

** Dr. Öğr. Üyesi, Pamukkale Üniversitesi İ.İ.B.F., Uluslararası Ticaret ve Finans Bölümü, uakkoc@pau.edu.tr, ORCID: 0000-0002-9949-2097

1. Giriş

Çin ekonomik olarak büyümeye devam ederken, Türkiye ile Çin arasındaki ticaret hacmi de sürekli artmaktadır. Çin ekonomisinin küresel ekonomi içerisindeki payı 2019 itibarıyla yaklaşık %19 düzeyindedir ve bu gelişimi sağlayan önemli unsurlardan biri de Çin’in yüksek dış ticaret hacmi olmuştur. Öyle ki Çin, dünyanın en büyük ihracatçısı ve en büyük ikinci ithalatçısı konumundadır (International Monetary Fund [IMF], 2019). Bunun yanı sıra, Türkiye ile Çin arasındaki dış ticaretin hacmi de son on yıldır sürekli artmaktadır. 2019 yılında Türkiye’nin toplam ithalatı içerisinde Çin’den ithal edilen mal ve hizmetlerin payı %9.10 iken, toplam ihracatı içindeki payı %1,51 olarak gerçekleşmiştir (Türkiye İstatistik Kurumu [TÜİK], 2019). Bu iki ülke arasındaki dış ticaretin Türkiye ekonomisi açısından önemli bir boyutu da tarihsel olarak Türkiye’nin Çin’e karşı 1990 yılından beri kesintisiz olarak dış ticaret açığı veriyor olmasıdır.

Döviz kuru Türkiye ile Çin arasındaki dış ticaret ilişkisini şekillendiren unsurlardan biridir. Dış ticaretin fiyatını belirleyen bileşenlerden biri olan döviz kurunun dış ticaret üzerindeki etkilerine dair J eğrisi hipotezi literatürde geçerlilik kazanmış bir görüştür. Buna göre, yerel para biriminde meydana gelen bir değer kaybı (devalüasyon), uzun dönemde o ülkenin dış ticaret dengesine pozitif katkı yapmaktadır. Ancak kısa dönemde tanıma gecikmesi, üretim gecikmesi, teslimat gecikmeleri vb. nedenler sonucunda devalüasyonun dış ticaret açığı yönünde etki yapacağı savunulmaktadır. Literatürde konuyla ilgili çalışmaların önemli bir kısmının J eğrisi ilişkisinin ampirik olarak geçerliliğine ilişkin olduğu görülmektedir (örn., Bahmani-Oskooee, 1985; Magee, 1973; Rose ve Yellen, 1989). Bu ilişkinin J eğrisi olarak adlandırılmasının nedeni, döviz kurundaki değer kaybının ticaret dengesi üzerinde yarattığı etkinin biçimsel olarak J harfine olan benzerliğidir. Öte yandan, Marshall-Lerner koşulu söz konusu J eğrisinin geçerli olması için gereken şartları tanımlamaktadır. Bu koşula göre, ihracat ve ithalat talebinin esneklikleri, kurdaki değişmelerin ticaret açığına olan etki düzeyini belirlemektedir. İhracat ve ithalatın kura olan esnekliklerinin mutlak değer içindeki toplamı birden fazla ise, kurdaki bir artışın dış ticaret dengesi üzerinde olumlu bir etki yapması beklenmektedir (Karamelikli, 2016).

Literatürdeki öncü çalışmalardan olan Magee (1973), Amerika Birleşik Devletleri’nin (ABD) ticaret dengesinde döviz kurunun etkilerini analiz etmiştir. Çalışma ABD dolarında meydana gelecek bir devalüasyonun, ticaret dengesini beklendiği gibi iyileştirmek yerine kötüleştirdiği sonucuna varmıştır. Benzer şekilde, Bahmani-Oskooee (1985), Marshall-Lerner koşulunun sağlanmasına rağmen dış ticaret dengesindeki kötüleşmenin devam edebileceğini ortaya koymuştur. Bu nedenle, döviz kuru-dış ticaret ilişkisine dair çalışmaların kısa ve uzun dönem olmak üzere iki dönemde incelenmesi gerektiği savunulmaktadır. Takip eden çalışmalarda, kısa ve uzun dönem analizlerinin literatürdeki sonuçları genişlettiği görülmektedir (Ardalini ve Bahmani-Oskooee, 2007; Nusair, 2016). Döviz kuru ile dış ticaret ilişkisinin dönemler arasında değişiklik göstermesinin yanı sıra, literatürde döviz kurunun etkilerinin asimetrik olabileceği de gösterilmiştir (Arize, Malindretos ve Igwe, 2017; Bahmani-Oskooee ve Fariditavana, 2016). Asimetrik etkilerin nedenleri, ithalat ve ihracatçıların kur artış ve azalışlarına karşı beklentilerinin farklı olması, firmaların devalüasyon durumunda ihracat gelirlerinin olası değer artışı durumundakine kıyasla farklı olması ve döviz kuru geçişkenliğinin ihracat ve ithalat fiyatları üzerindeki etkilerinin asimetrik olmasıdır.

Bu alıřmanın amacı Trkiye ile nemli bir ticari ortaęı haline gelen in arasındaki ikili dıř ticarete dvız kurunun etkisini J eęrisinin sunduęu teorik ereve ierisinde incelemektir. Verinin izin verdięi biimde 2013-2019 dnemini kapsayan alıřmanın bulguları, sektrel dıř ticaret analizleri ile geniřletilmiřtir. alıřmanın literatre katkısının  biimde olması beklenmektedir. ncelikle alıřma, Trkiye ile in arasındaki ikili dıř ticaret iliřkisinde dvız kurunun etkisini analiz eden ilk alıřma olmayı hedeflemektedir. Bu iliřki incelenirken hem kısa ve uzun dnem etkilerini ayrı ayrı elde etmeyi saęlayan hem de dvız kurunun artıř ve azalıřlarının etkilerinin farklı olmasına izin veren Doęrusal Olmayan ARDL (NARDL) yntemi kullanılmıřtır. nc olarak, sz konusu bulgular yalnızca genel ekonomi dzeyinde deęil, Trkiye ile in arasındaki ticarete nemli paya sahip Tm Ekonomik Faaliyetlerin Uluslararası Standart Sanayi Sınıflaması (ISIC) Revize 1. sektrleri ile imalat sanayinin bazı alt sektrleri dzeyinde incelenmiřtir.

alıřmanın ikinci blmnde literatr zeti sunulmaktadır. nc blmde kullanılan veriler ve oluřturulan model tanıtılırken, drdnc blmde ynteme yer verilmiřtir. Beřinci blm alıřmanın bulgularını sunmaktadır. Son blmde ise sonular yer almaktadır.

2. Literatr Taraması

Devalasyonun ticaret dengesini pozitif ynde etkilemesi iin saęlanması gereken řartlara ynelik iki teorik yaklařım bulunmaktadır. Bunlardan ilki Bickerdike (1920), Robinson (1947) ve Metzler'in (1948) alıřmalarından sonra bir btn olarak BRM modeli olarak adlandırılan yaklařımdır. Dięer yaklařım ise Marshall-Lerner kořuludur (Lerner, 1944; Marshall, 1923). BRM modelinde, ihracat ve ithalatın hem arz hem de talep esneklikleri modele dahil edilmektedir. Bu deęiřkenlerin mutlak byklkleri toplamının birden byk olduęu durumda devalasyonun dıř ticaret dengesini iyileřtirdięi sonucuna varılmaktadır. J-eęrisi olarak adlandırılan bu etkiye gre bařlangıta ticaret dengesi devalasyondan negatif etkilenirken, zamanla bu etkinin pozitive dnmesi beklenmektedir. (Junz ve Rhomberg, 1973; Magee, 1973; Meade, 1951).

Literatr incelendięinde J-eęrisinin genel olarak iki řekilde test edildięi grlmektedir. Bunlardan ilki, herhangi bir lkenin dnyanın geri kalanı ile dıř ticaret akımını dikkate alan toplam yaklařımı olup, bu yaklařımda efektif dvız kuru, ev sahibi lkenin Gayri Safi Yurtii Hasıla (GSYİH) ve dıř ticaret ile aęırlıklandırılmıř yabancı GSYİH kullanılmaktadır. Ancak, bu yaklařımda toplam yanlılık sorunu ile karřılařılmaktadır (Berke ve Akarsu, 2017). Toplam yanlılık sorunu, toplam ticaret verileri ile bir ticaret modeli tahmin etmekten kaynaklanmaktadır. Toplam ticaret verisi yerine ikili ticaret verisinin kullanılmasının bu sorunu byk lde ortadan kaldırdıęı belirtilmektedir. İkincisi ise Rose ve Yellen (1989) tarafından geliřtirilen ift taraflı dıř ticaret akımları, ev sahibi lkenin GSYİH'sı, partner lkenin GSYİH'sı ve buna karřılık gelen ift taraflı reel dvız kurlarının kullanılmasıdır. (Bahmani-Oskooee, Economidou ve Goswami, 2006; Harvey, 2018)

Dvız kuru ile dıř ticaret arasında J eęrisinin nerdięi bir iliřki olup olmadıęını doęrusal modeller yardımıyla inceleyen ok sayıda alıřma bulunmaktadır (rn., Cooper, 1971; Connolly ve Taylor, 1972; Junz ve Rhomberg, 1973; Laffer, 1974; Magee, 1973). Buna raęmen alıřmaların rapor ettięi sonular bakımından literatrde bir uzlařı bulunduęunu sylemek mmkn deęildir (Bahmani ve Oskooee, 1985; Rose ve Yellen, 1989). Bahmani-Oskooee ve

Ratha, (2004) Bahmani-Oskooee ve Goswami (2003) tarafından Japonya ve ticaret partnerleri arasındaki J eğrisinin varlığının analiz edildiği çalışmada, hipotezi destekleyici kısıtlı sonuçlar bulunmuştur. Narayan ve Smyth (2006) devalüasyonun Çin ile ABD ikili ticaret dengesinde üzerinde pozitif bir etkisi olduğu sonucuna ulaşmış fakat J eğrisini destekleyen bir sonuç bulamamıştır. Hooy ve Chan (2008) çalışmasında, Çin ve Malezya ikili ticareti ARDL sınır testi ile incelenmiş ve iki ülke arasında J eğrisinin varlığına dair yeterli bir sonuç bulunamamıştır. Doğrusal modelin söz konusu ilişkiyi açıklayabildiğine dair görüş ticaret dengesinin döviz kurunun aşağı ve yukarı yönlü hareketlerine simetrik olarak cevap verdiği şeklindeki oldukça kısıtlayıcı varsayıma dayanmaktadır. Bu görüşe göre, döviz kurunun değer kaybetmesin ticaret dengesini iyileştirmesi beklenmektedir.

Buna karşın ticaret dengesi ve döviz kuru ilişkisini asimetrik yapıda ele alan çalışmaların, bu ilişkiye dair sonuçları zenginleştirdiğini söylemek mümkündür. Bahmani-Oskooee ve Fariditavana (2016), Rose ve Yellen (1989) yaklaşımını kullanarak ARDL ve NARDL sınır testlerini uygulamışlar ve NARDL uygulanan altı modelin beşinde J eğrisini destekleyici sonuçlar rapor etmişlerdir. Nusair (2016), 16 Doğu Avrupa ülkesine ARDL sınır testi yaklaşımı uygulamış, fakat J eğrisine dair bir kanıt bulamamıştır. NARDL yaklaşımı ile 16 Doğu Avrupa ülkesi ticaret verilerini tekrar analiz etmiş ve 12 ülkede J eğrisini destekleyici sonuçlara ulaşmıştır. Benzer şekilde, Bahmani-Oskooee ve Saha (2016) tarafından Hindistan ve ticaret partnerleri arasında J eğrisinin varlığı NARDL ile test edilmiş ve çoğunlukla asimetrik etkiler bulunmuştur.

Bahmani-Oskooee, Halıcıoğlu ve Hegerty (2016), Meksika ve 13 ticaret partneri arasındaki ticaret dengesini incelerken ARDL ve NARDL sınır testi uygulanmıştır. ARDL uzun dönemde anlamlı sonuçlar verirken, döviz kuru değer düşüşlerinin artışlarından ayrı analiz edildiği NARDL testinde döviz kuru artışlarının da pozitif etkileri olduğu sonucuna varılmıştır. Bahmani-Oskooee, Bose ve Zhang (2018), çalışmada Çin ve 21 ticaret ortağı arasındaki ilişki asimetrik yaklaşımla incelenmiştir. Döviz kuru etkisi, doğrusal modele kıyasla doğrusal olmayan model kısa dönem etkilerini destekleyici kanıtlar sunmaktadır. Nusair (2017) Avrupa’daki geçiş ekonomilerin çoğunluğunda döviz kuru-dış ticaret ilişkisinin doğrusal olmayan davranış sergilediğini ve J eğrisinin geçerli olduğunu NARDL modeli yardımıyla tespit etmektedir. Benzer bir analizi uygulayan Sahoo (2018) Hindistan’ın hizmet sektörü dış ticareti için J eğrisi hipotezinin geçerli olmadığı rapor etmektedir. Döviz kurunun dış ticaretteki etkilerinin doğrusal olmadığına dair çok sayıda kanıt sunulmuştur (Arize vd., 2017; Kiptui, 2018; Suwanhirunkul ve Masih, 2018).

Türkiye için J-eğrisi hipotezinin geçerliliği konusunda doğrusal modelleri kullanan ilk çalışmalarda, Akbostancı (2004), eşbütünleşme ve VAR yöntemi kullanarak 1987-2000 yılları arasında Türkiye için J eğrisi hipotezinin geçersiz olduğu sonucuna varmıştır. Takip eden çalışmalardan biri olan Halıcıoğlu (2007) ise, Türkiye ve dokuz ticaret ortağı arasında J eğrisinin varlığını test ettiği çalışmada eşbütünleşme testi ve etki-tepki fonksiyonlarını kullanmıştır. Çalışmanın sonucuna göre Türkiye’nin beş ticaret partneri ile Marshall-Lerner koşulunun sağlandığı görülmektedir. Halıcıoğlu (2008) çalışması ise Türkiye’de J eğrisi dinamiklerini ARDL sınır testiyle incelemektedir. Sonuç olarak, uzun dönemde herhangi bir ilişki bulunmamakla birlikte kısa dönemde J eğrisi etkisi rapor edilmiştir. Durmaz (2015), Türkiye’de endüstri bazında J eğrisi etkisini incelemektedir. Yedi endüstride katsayı işareti anlamlı görünmekle beraber, ARDL sınır testi J eğrisi varlığına dair yeterli sonuç bulunmamaktadır.

Türkiye ekonomisi için döviz kuru-dış ticaret ilişkisini doğrusal olmayan modellerle inceleyen çalışmaların öncülerinden Bahmani-Oskooee, Bose ve Zhang (2019) ve Karamelikli (2016) simetrik ve NARDL yöntemi ile söz konusu ilişkinin doğrusal olmayan yapıda olduğuna ancak J eğrisi hipotezinin geçerli olmadığına kanıt sunmaktadır. Ari (2018) 18 Avrupa Birliği ülkesi ile Türkiye arasındaki ikili ticareti NARDL ile test etmektedir. Doğrusal modele kıyasla, doğrusal olmayan ARDL testi bulguları J eğrisi etkisini daha güçlü olarak desteklemektedir. Bahmani-Oskooee ve Durmaz (2019), çalışmada Türkiye ve AB arasındaki emtia piyasası doğrusal olmayan ARDL modeli ile incelenmiştir. 57 endüstri üzerinde yapılan çalışma sonucunda, bütün endüstrilerde kısa dönemli asimetri bulunmakla birlikte 24 endüstride kısa dönemli ayarlama asimetrisi, 17 endüstride etki asimetrisi ve 23 endüstride uzun dönemli asimetri bulunmuştur. Benzer şekilde Iossifov ve Fei (2019) Türkiye ekonomisi örneğinde dış ticarete reel efektif döviz kurunun etkilerinin hem ekonomi genelinde hem de sektörel düzeyde asimetrik olduğunu ve ticaret akımlarında önemli bir belirleyen olduğunu rapor etmektedir.

Türkiye ile dış ticaret partneri birçok ülke arasında döviz kurunun etkisi incelenmiş olmakla beraber, bilgimiz dahilinde Türkiye ile Çin arasındaki ikili ticarete döviz kurunun etkisini inceleyen bir çalışma olmadığı söylenebilir. Bu çalışma, Türkiye-Çin ikili ticaret ilişkisinde J eğrisi olgusunu doğrusal olmayan NARDL sınır testi yaklaşımı ile analiz ederek literatüre katkı sağlamayı ve politika önerilerini imkan sağlamayı amaçlamaktadır.

3. Veri ve Model

Döviz kurunun Türkiye ile Çin arasındaki ikili dış ticarete etkisini analiz etmek için 2013-2019 dönemi aylık verileri kullanılmıştır. J eğrisinin önerdiği gibi döviz kuru ile dış ticaret arasındaki etkileşimin kısa dönemde ortaya çıktığı düşünülmektedir. Bu nedenle konuyla ilgili çalışmaların önemli bölümünün aylık frekansta gerçekleştirildiği görülmektedir (örn.; Hoang, 2013; Jamilov, 2013; Jelassi, Trabelsi ve Turki, 2017). Bu amaç doğrultusunda Türkiye ile Çin arasındaki dış ticaret açığı, Rose ve Yellen (1989) modeli kullanılarak aşağıdaki biçimde tanımlanmıştır:

$$TB_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t^{CH} + \beta_2 Y_t^{TR} + \beta_3 ER_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

(1) eşitlikte “TB” Türkiye ile Çin arasındaki ikili ticaret açığını ifade etmektedir. “ Y_t^{CH} ” ve “ Y_t^{TR} ” sırasıyla Çin ve Türkiye’nin reel gelir düzeyini temsil ederken, “ ER_t ” reel döviz kurunu ifade etmektedir. “ β_0 ” sabit terim ve “ ε_t ” hata terimidir.

Dış ticaret açığı değişkeni olan TB, modelin logaritmik formda tahmin edilmesi nedeniyle, ilgili sektörde Türkiye tarafından Çin’e gerçekleştirilen ithalatın, Çin’den yapılan ihracata oranı biçiminde hesaplanmıştır. Döviz kurunun etkilerini tahmin etmek için kurulan modelde her iki ülkedeki talep dinamiğini dikkate almak için gelir değişkenleri eklenmiştir. Model aylık gözlemler ile tahmin edildiği için, her iki ülkenin gelir değişkeni olarak sanayi üretim endeksi kullanılmıştır. Buna göre, “ Y_t^{CH} ” Çin’in sanayi üretimini ifade ederken “ Y_t^{TR} ” Türkiye’nin sanayi üretimini belirtmektedir. Sanayi üretim endeksleri mevsimsellikten arındırılmıştır. Son olarak analizin odağını oluşturan reel döviz kuru değişkeni, Yuan/TL cinsinden hesaplanmıştır. Reel döviz kuru, TL ile Yuan arasındaki nominal döviz kuru ve her iki ülkenin tüketici fiyat endeksleri kullanılarak hesaplanmıştır. Bunun için aşağıdaki formül kullanılmıştır:

$$ER_t = NER_t * (P_t^{TR}/P_t^{CH}) \quad (2)$$

P_t^{TR} ve P_t^{CH} sırasıyla Türkiye ve Çin fiyat endekslerini, NER_t ise TL/Yuan nominal döviz kurunu ifade etmektedir. Reel döviz kurunun artması TL'nin Yuan karşısında değer kaybetmesi anlamına gelmektedir.

Çalışmanın örnekleminin seçilmesinde veri kısıtı belirleyici olmuştur. Türkiye ile Çin arasındaki dış ticaret verileri TÜİK tarafından sunulmaktadır. TÜİK tarafından sunulan ülke ve ürün bazlı ikili dış ticaret verilerinin başlangıç tarihi 2013 yılıdır. Bunun yanı sıra, incelemenin önemli değişkenlerinden biri olan Çin sanayi üretimi verisi 2010 yılından itibaren tutarlı ve kesintisiz bir seri olarak elde edilebilmektedir. Bu iki kısıt altında çalışmanın örneklemini 2013 yılından başlanmaktadır. Nominal döviz kuru, Türkiye'nin sanayi üretimi ve Türkiye'nin tüketici fiyat endeksi verilerine Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden (EVDS) ulaşılmıştır. Son olarak, Çin sanayi üretim endeksi ve Çin tüketici fiyat endeksi verileri IMF veri tabanından elde edilmiştir. Modeldeki tüm değişkenlerin doğal logaritması alınmış, sanayi üretim endeksleri mevsimsellikten arındırılmış biçimde kullanılmıştır.

4. Yöntem

Bu çalışmada Türkiye ile Çin ikili ticaretinde J eğrisi hipotezinin geçerliliğinin sınanması için Shin, Yu ve Greenwood-Nimmo (2014) tarafından önerilen NARDL yöntemi kullanılmıştır. Bu yaklaşım Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen standart ARDL yaklaşımının doğrusal olmayan bir genişletmesidir. NARDL yaklaşımının geleneksel doğrusal yöntemlere göre önemli avantajları bulunmaktadır. Bunlardan biri, NARDL yaklaşımı bağımlı değişkeni açıklarken açıklayıcı değişkenlerin kısa ve uzun dönemli etkilerini dikkate almaktadır. Bunun yanı sıra değişkenlerin kısa ya da uzun dönemde etkilerinin asimetrik olabileceğini hesaba katmaktadır. Son olarak, modele dahil edilen değişkenlerin durağan ya da aynı dereceden entegre olmasını gerektirmez. Modele eklenen değişkenlerin ikinci farkında durağan hale gelmesi ya da bir başka deyişle $I(2)$ olmaması yeterlidir. Bir diğer avantajı ise NARDL yönteminin temelini oluşturan ARDL yönteminin küçük örneklem özelliklerinin geleneksel ekonometrik modellere kıyasla çok daha güçlü olmasıdır (Romilly, Song ve Liu., 2001; Turner, 2006).

NARDL yaklaşımının ampirik tahmin süreci dört adımda özetlenebilmektedir: i) Modele eklenen değişkenlerinin birim kök testi. Değişkenlerin hiçbirinin ikinci dereceden entegre olmadığı gösterilmesi yeterlidir. ii) Modeldeki değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığının eşbütünleşme testi ile sınanması. Bu aşamada Pesaran vd., (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı kullanılmaktadır. iii) Kısa ve uzun dönem asimetritelerinin varlığı Wald testi ile sınanarak model spesifikasyonunun belirlenmesi ve iv) Son aşamada belirlenen modelin tahmin edilmesi ve pozitif ve negatif bileşenlerdeki bir birimlik şokların kümülatif dinamik etkilerini gösteren dinamik çarpanların türetilmesi.

Dış ticaret açığını tanımlayan (1) nolu eşitlik yalnızca uzun dönemli ilişkileri barındırmaktadır. NARDL yaklaşımı ile dış ticaret açığını tahmin edebilmek amacıyla öncelikle kısa dönemli dinamikler eklenerek standart ARDL modeline ulaşılmaktadır:

$$B_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{p_1} \alpha_{1,i} \Delta TB_{t-i} + \sum_{i=0}^{p_2} \alpha_{2,i} \Delta Y_{t-i}^{CH} + \sum_{i=0}^{p_3} \alpha_{3,i} \Delta Y_{t-i}^{TR} + \sum_{i=0}^{p_4} \alpha_{4,i} \Delta ER_{t-i} + \beta_1 Y_{t-1}^{CH} + \beta_2 Y_{t-1}^{TR} + \beta_3 ER_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Standart ARDL modelini gösteren (3) nolu denklem tüm açıklayıcı deęişkenlerin dıř ticaret aıęı üzerindeki etkilerinin hem kısa hem de uzun dönemde simetrik olduęu varsayımını içermektedir. NARDL yaklaşımı ile söz konusu ilişkiyi modellemek için deęişkenlerin asimetrik etkileri dikkate alınmalıdır. Shin vd., (2014) açıklayıcı deęişkenlerin pozitif ve negatif kümülatif deęişkenlerini modele dahil ederek asimetrik etkileri dikkate almaktadır ve modeli doğrusal olmayan forma dönüřtürmektedir. Bu noktada, alıřmanın amacı döviz kurunun dıř ticaret üzerindeki etkilerini analiz etmek olduęu ve gelir deęişkenlerinin kontrol deęişkeni olarak modele eklendięi düşünülürse, yalnızca reel döviz kuru deęişkeni pozitif ve negatif kümülatif deęişim bileřenlerine ayrıştırılarak modele eklenmiřtir:

$$ER_t = ER_0 + ER_t^+ + ER_t^- \quad (4)$$

“ER₀” bařlangı deęerini ifade ederken, ER_t⁺ ve ER_t⁻ reel döviz kurunun pozitif ve negatif deęişimlerinin kümülatif toplamıdır ve řu řekilde ifade edilebilir:

$$ER_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta ER_i^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta ER_i, 0)$$

$$ER_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta ER_i^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta ER_i, 0) \quad (5)$$

(3) nolu denkleme reel döviz kurunun kümülatif deęişim bileřenlerinin eklenmesi ile dıř ticaret aıęını modellemek için kullanılan NARDL denklemine ulařılmaktadır. Bu model doğrusal olmayan yapıdadır ve reel döviz kurunun asimetrik etkilerini modellemeye imkan tanımaktadır:

$$\Delta TB_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{p_1} \alpha_{1,i} \Delta TB_{t-i} + \sum_{i=0}^{p_2} \alpha_{2,i} \Delta Y_{t-i}^{CH} + \sum_{i=0}^{p_3} \alpha_{3,i} \Delta Y_{t-i}^{TR} + \sum_{i=0}^{p_4} \alpha_{4,i} \Delta ER_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{p_5} \alpha_{5,i} \Delta ER_{t-i}^- + \beta_1 Y_{t-1}^{CH} + \beta_2 Y_{t-1}^{TR} + \beta_3 ER_{t-1}^+ + \beta_4 ER_{t-1}^- + \varepsilon_t \quad (6)$$

5. Bulgular

Bu bölümde Türkiye ile in arasındaki ticarete J eğrisi hipotezinin geçerli olup olmadığına ilişkin yapılan NARDL tahmininin sonuçlarına yer verilmiřtir. Tahmin aşamasına geçmeden önce ilk olarak kullanılan deęişkenlerin duraęanlılıkları test edilmiřtir. Buna göre, toplam ve sektörel düzeydeki dıř ticaret aıkları ile sanayi üretim endeksleri ve reel döviz kurunun ADF birim kök test sonuçları Ek 1.’de görülmektedir. Aynı zamanda yapısal kırılmaları dikkate alan Zivot-Andrews birim kök testi sonuçları Ek 2.’de yer almaktadır. Tablodaki sonuçlara göre, Türkiye ve in’in sanayi üretim endeksleri ve reel döviz kuru birinci farkında duraęan hale gelirken, bazı sektörel dıř ticaret aıkları kullanılan model

spesifikasyonuna bağlı düzeyde ya da birinci farkında durağandır. Sonuç olarak değişkenlerin hiçbirinin ikinci dereceden entegre olmadığı anlaşılmaktadır.

Her sektör için tahmin edilen dış ticaret denklemlerinde maksimum gecikme altı olarak belirlenmiştir ve tahmin için Stepwise Least Square tahmin edicisi kullanılmıştır. Buna göre, her modelde kısa dönem değişkenlerin gecikmeleri maksimum gecikmeye kadar tek tek modele eklenerek, istatistiki olarak anlamsız olanların elenmesi ile uygun gecikmeler belirlenmektedir. Bu yöntem, anlamsız kısa dönem değişkenlerin modelden elenmesi nedeniyle modelin açıklama gücünün artmasına olanak sağlamaktadır. Bir sonraki adımda ise, optimal gecikmelerle kurulan modellerde asimetri varlığı Wald Testi yardımıyla test edilerek en iyi model belirlenmiştir. Bu aşamada, modellerde yer alan döviz kuru değişkeninin pozitif ve negatif bileşenlerinin kısa ve uzun dönemde etkilerinin eşit olup olmadığı araştırılmaktadır. Bu amaçla, uzun dönemde asimetrisinin varlığı (6) nolu denklemde yer alan β_3 ve β_4 katsayılarının birbirine eşit olup olmadığı biçiminde test edilmiştir. Kısa dönem asimetrisi ise, yine (6) nolu denklemde yer alan α_4 ve α_5 katsayılarının eşitliğinin testidir.

NARDL tahminine geçmeden önce asimetri testleri ile belirlenen modellerde eşbütünleşme ilişkisinin varlığı gösterilmelidir. Tablo 1. belirlenen model spesifikasyonlarında değişkenler arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığını sınavan Sınır Testi sonuçlarını içermektedir. Bu testte elde edilen test istatistiği yine Pesaran vd., (2001) makalesinde sunulan tablo değerleriyle karşılaştırılmaktadır. Buna göre alt sınır değeri 2.06 ve üst sınır değeri 4.01’dir. Bu değerlerin altında eşbütünleşmenin varlığı şeklindeki boş hipotez reddedilmektedir. Üst sınırın üstündeki test istatistiklerini varlığında boş hipotez reddedilememektedir ve eşbütünleşmenin varlığı kabul edilmektedir. İki sınır arasındaki kararsız bölgeye denk gelen test istatistiklerinde ise eşbütünleşmenin yokluğuna dair bir kanıt üretilmemektedir. Tabloda yer alan sonuçlara göre, Madencilik sektörü dışındaki tüm sektörlerde eşbütünleşmenin varlığı kabul edilmektedir. Madencilik sektöründe ise F istatistiği alt ve üst sınırın arasında kalan kararsız bölgeye düşmektedir.

Tablo 1. Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Sektör	F Testi İstatistiği	Sektör	F Testi İstatistiği
Toplam	4.64	Gıda İmalatı	5.06
Tarım, Ormancılık ve Balıkçılık	10.333	Ana Metal Sanayi İmalatı	6.029
Tarım	8.572	Mobilya İmalatı	8.289
Madencilik	2.829	Tekstil	14.035
İmalat	8.790	Elektrik, Gaz vb. Üretim ve Dağıtım	8.025

Not: F testi istatistiği, Pesaran vd., (2001) eşbütünleşme sınır testinin F istatistiğini göstermektedir. Bu testte elde edilen test istatistiği yine Pesaran vd., (2001) makalesinde sunulan tablo değerleriyle karşılaştırılmaktadır.

Asimetri testlerinin sonuçları ise Tablo 2.’de tahmin sonuçları ile beraber yer almaktadır. Öncelikle ilk sütun Türkiye ile Çin arasındaki toplam dış ticaret açığına ilişkin tahmini yansıtmaktadır. Uzun dönemde reel döviz kurunun pozitif ve negatif bileşenlerinin katsayılarının eşit olduğunu ifade eden boş hipotez reddedilememektedir. Aynı zamanda, kısa dönem asimetrisinin olmadığı yönündeki boş hipotez ise reddedilmektedir. Dolayısıyla, toplam

ekonomi düzeyinde dıř ticaret aıında reel dvız kurunun uzun dnem etkisi simetrik iken kısa dnem etkilerinin asimetrik olduėunu sonucuna ulařılmaktadır. Benzer biimde Tarım, İmalat, Elektrik, Gaz vb. Üretim ve Dağıtım ve Kltr, Sanat ve Eėlence sektrleri iin kurun etkileri yalnızca kısa dnemde asimetriktir. Tarım, Ormancılık ve Balıkılık sektrnde ise kur etkilerinin uzun dnemde asimetrik olduėu grlmektedir. Son olarak, Madencilik, Gıda İmalatı, Ana Metal Sanayi İmalatı, Mobilya İmalatı, Tekstil ve Su sektrlerinde dıř ticaret aıı zerinde reel dvız kurunun etkisi hem kısa hem de uzun dnemde simetriktir. Bir bařka deyiřle bu altı sektr iin standart ARDL modelinin geerli olduėu sylenebilmektedir.

Dıř ticaret aıı ile reel dvız kuru arasında uzun dnemli bir iliřkinin varlıėı tespit edilmiř ve asimetri testleri ile veriyi tanımlayan en iyi modeller belirlenmiřtir. Tablo 2.'de belirlenen modellerin tahmin sonuları yer almaktadır. Tablonun uzun ve kısa dnem deėiřkenlerin katsayıları ve bazı test sonuları yer almaktadır. Öncelikle tanı testlerine gre modellerde otokorelasyon sorunu olmadıėı ve hataların normal dağıldıėı grlmektedir. Elektrik, Gaz vb. Üretim ve Dağıtım ve Mobilya imalatı sektrleri haricinde deėiřen varyans sorununa rastlanmamıřtır. Uzun dnemde dvız kurunun dıř ticaret zerindeki etkileri negatif olarak grlmektedir ancak bu etkiler yalnızca İmalat sanayinin toplamında ve Kltr, Sanat ve Eėlence sektrnde anlamlıdır. Bu sektrlerde aynı zamanda Trkiye'deki geliri temsil eden Trkiye'nin sanayi üretim endeksi pozitif etkiye sahiptir. in'deki talep kořullarını temsil eden in'in sanayi üretim endeksi ise tekstil sektrnde anlamlı ve pozitif etkiye sahiptir. Son olarak, uzun dnemde dıř ticaret aıının kendi gecikmesinden Su sektr dıřında beklendiėi gibi negatif etkiye sahip olduėu grlmektedir.

Tablo 2. Modellerin Doğrusal Olmayan ARDL (NARDL) Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Toplam	Tarım, Ormancılık ve Balıkçılık	Tarım	Madencilik	İmalat	Gıda İmalatı	Ana Metal Sanayi İmalatı	Mobilya İmalatı	Tekstil	Elektrik, Gaz vb. Üretim ve Dağıtım	Su	Kültür, Sanat ve Eğlence
Sabit Terim	0.454	-4.179	0.266	1.441	5.951***	-3.822	-2.190	1.838	-1.622	-8.972	-2.344	22.422*
TB _{t-1}	-0.244***	-0.766***	-0.590***	-0.306***	-0.694***	-0.464***	-0.456***	-0.134	-1.089***	-0.414	0.636***	-0.928***
Y ^{CH} _{t-1}	-0.033	0.272	-1.356	0.089	0.114	-0.046	0.650	0.153	0.902***	1.883*	0.042	-0.539
Y ^{TR} _{t-1}	0.066	0.698	1.721	-0.263	1.201***	0.887	-0.864	-0.490	-0.142	0.003	0.797*	5.945***
ER _{t-1}	-0.027	-	0.665	-0.018	-0.396***	-0.382	-0.608	-0.207	-0.210	-1.613	-0.127	-2.483***
ER ⁺ _{t-1}	-	-0.160	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ER ⁻ _{t-1}	-	-0.097	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ΔER ⁺	-1.010***				-0.536***							
ΔER ⁺ _{t-2}	-1.395***								-1.145**			
ΔER ⁺ _{t-5}	-											-8.117***
ΔER ⁻			17.275**									
ΔTB _{t-1}		0.446***	0.216*	0.226***			-0.226**	-0.538***	0.468***			
ΔTB _{t-2}	-0.230***	0.411***						-0.273***	0.320***			
ΔTB _{t-3}	0.315***	0.315***										
ΔY ^{CH}									1.280***			
ΔY ^{CH} _{t-1}						2.248**				-6.386***	-1.061***	
ΔY ^{CH} _{t-3}									-1.059***			
ΔY ^{CH} _{t-4}										-4.290***		-4.952***
ΔY ^{CH} _{t-5}						2.661**						
ΔY ^{TR} _{t-1}		-1.159***			-1.003***							
ΔY ^{TR} _{t-2}		-0.773***			-0.538***							
ΔY ^{TR} _{t-3}								3.338***				
ΔY ^{TR} _{t-4}				-0.415***								
ΔY ^{TR} _{t-6}			-5.001***									

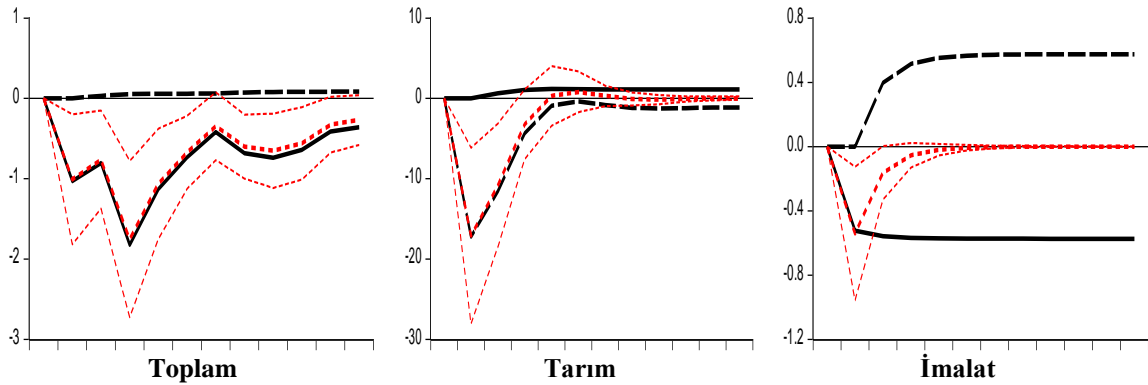
Tablo 2. Devamı

Uzun Dönem Katsayıları												
Y_{t-1}^{CH}	-0.135	0.355	-2.298	0.291	0.164	-0.099	1.425	1.142	0.828***	4.548**	-0.066	-0.581
Y_{t-1}^{TR}	0.270	0.911	2.917	-0.859	1.731***	1.911	-1.895	-3.657	-0.130	0.007	-1.253**	6.406***
ER_{t-1}	-0.111	-	1.127	-0.059	-0.571***	-0.823	-1.333	-1.545	-0.193	-3.896	0.200	-2.676***
ER_{t-1}^+	-	-0.209	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ER_{t-1}^-	-	-0.127	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ECT_{t-1}	-0.244***	-0.766***	-0.590***	-0.306***	-0.694***	-0.464***	-0.456***	-0.134	-1.089***	-0.414	0.636***	-0.928***
Asimetri Testleri												
W_{KD}	-3.21 (0.002)	-	2.746 (0.007)	-	-1.997 (0.04)	-	-	-	-	-4.009 (0.00)	-	-2.149 (0.03)
W_{UD}	-1.07 (0.28)	-4.10 (0.00)	-0.94 (0.34)	-0.03 (0.97)	0.325 (0.74)	0.444 (0.65)	-1.003 (0.31)	-1.956 (0.05)	1.64 (0.103)	0.231 (0.81)	0.699 (0.48)	0.310 (0.75)
Tanı Testleri												
Serial LM	0.679 (0.51)	0.262 (0.77)	1.545 (0.22)	1.277 (0.28)	0.215 (0.76)	0.323 (0.72)	0.096 (0.90)	0.528 (0.59)	0.077 (0.92)	1.247 (0.29)	0.290 (0.74)	1.65 (0.19)
White Değişen Varyans	0.574 (0.95)	1.484 (0.51)	0.626 (0.92)	0.902 (0.60)	1.312 (0.19)	1.204 (0.27)	1.418 (0.15)	1.926 (0.002)	1.190 (0.32)	2.382 (0.003)	1.458 (0.13)	1.425 (0.13)
JB	1.75 (0.41)	0.425 (0.80)	0.052 (0.97)	11.665 (0.002)	3.505 (0.17)	4.128 (0.12)	2.464 (0.29)	1.518 (0.46)	0.344 (0.84)	23.063 (0.00)	3.233 (0.19)	0.548 (0.75)

Not: *, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 güvenilirlik düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Tanı testleri bölümünde Serial LM otokorelasyon testini, White değişen varyans White Değişen Varyans testini ve JB Jacquera-Bera normallik testini ifade etmektedir. Bu bölümde test istatistikleri ve parantez içerisinde p değerleri yer almaktadır. Bunun yanı sıra, W_{KD} ve W_{UD} sırasıyla, kısa ve uzun dönem asimetri için gerçekleştirilen Wald testi istatistiklerini ve parantez içerisinde p değerlerini ifade etmektedir. Kısa dönem asimetri testi ile ilgili satırda herhangi bir değer yer almayan modellerde, kısa dönemde döviz kuru değişkeninin pozitif ya da negatif bileşenlerinin optimale kadar olan hiçbir gecikmesinin modele dahil edilmediği anlaşılmaktadır ve kısa dönemde döviz kurunun asimetrik etkisinin olmadığı görülmektedir.

Kısa dönemde ise gelir değişkenlerinin ve dış ticaret açığının çeşitli gecikmelerde anlamlı etkileri bulunmaktadır. Değişkenlerin kaç dönemde dış ticaret açığı üzerinde etkili olduğu konusunda sektörler arasında önemli derecede varyasyon olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bununla birlikte, döviz kurunun kısa dönem etkilerine bakıldığında ekonominin toplamı ile birlikte yalnızca üç sektörde (Kültür, Sanat ve Eğlence, Mobilya imalatı ve İmalat sanayi toplamı) etkili olduğu görülmektedir. Bu etkinin yönü tümünde negatiftir. Son olarak ECT hata düzeltme katsayısını ifade etmektedir. Hata düzeltme katsayısının Su sektörü dışında negatif ve anlamlı olması, dış ticaret açıklarının uzun dönemde dengeye döndüğünü belirtmektedir. Katsayının büyüklüğü dengeye dönüş hızını belirlerken, döviz kuru şokları karşısında uzun dönem dengesine en hızlı dönen sektörlerin Kültür, Sanat ve Eğlence, İmalat ve Tarım, Ormancılık ve Balıkçılık sektörleri olduğu anlaşılmaktadır.

J eğrisi hipotezinin varlığı açısından sonuçlar değerlendirildiğinde ne ekonominin geneli için ne de herhangi bir sektörde bu ilişkinin varlığına dair kanıt bulunamadığı açıkça görülmektedir. J eğrisinde iddia edilen ilişkinin geçerli olması için döviz kurunun kısa dönem değişkenlerinin yakın gecikmelerinde negatif ve uzak gecikmelerinde pozitif katsayılar elde edilmelidir (Nusair, 2017). Benzer bir bulguya çalışma sonuçlarında rastlanılmamıştır. Rose ve Yellen (1989) ise J eğrisine teknik olarak alternatif bir tanım geliştirmişlerdir. Buna göre, uzun dönemde eşbütünlük ilişkisinin varlığı koşuluyla, kısa dönemde dış ticaret açığını arttıran ancak uzun dönemde dış ticaret dengesine katkı sağlayan bulgular bu eğrinin geçerliliğini kanıtlamaktadır. Oysa Tablo 2.’deki sonuçlarda destekleyici bir bulgu yer almamaktadır. Ekonominin geneli ile İmalat sanayi toplamı, Kültür, Sanat ve Eğlence ve Mobilya imalatı sektörlerinde döviz kurunun etkisi hem kısa hem de uzun dönemde negatiftir. Bir başka deyişle Türk Lirasının değerlendirilmesi kısa ve uzun dönemde bu sektörlerde dış ticaret açığını azaltmaktadır. J eğrisini geçerli olmadığı yönündeki bulgular Türkiye’nin dış ticaretine ilişkin literatür ile uyumludur. Bununla birlikte diğer bir bulgu, döviz kurunun sektörel bazda etkilerinin kısıtlı olduğu yönündedir.



Şekil 1. Doğrusal Olmayan ARDL (NARDL) Tahmini Dinamik Çarpan Grafikleri

Şekil 1, ekonominin toplamında ve ana sektörlerde asimetrik etkileri gösteren dinamik çarpanları içermektedir. Döviz kurunun dinamik ve asimetrik etkilerinin incelenmesi her model için dinamik çarpanların elde edilmesi ile tamamlanmaktadır. Dinamik çarpanlar Tablo 1.’deki test sonuçlarına göre belirlenen en uygun modellerin tahmin edilmesi sonucu elde edilmiştir. Dinamik çarpan grafikleri döviz kurundaki pozitif ve negatif şoklara dış ticaret dengesinin

verdiği tepkileri göstermektedir. Siyah çizgi ticaret dengesinin döviz kurunda pozitif şoklara tepkisini gösterirken, kesikli siyah çizgi ise döviz kurundaki negatif şoklara tepkisini göstermektedir. Bu durumda, kesikli kırmızı çizgi basitçe pozitif ve negatif şoklara ticaret dengesinin verdiği tepkilerin farkıdır ve asimetrisini yansıtmaktadır. Tepkiler ve asimetri %95 güven aralıkları ile birlikte sunulmuştur. Güven aralıklarının sıfır çizgisini içermesi asimetrisinin anlamsız olduğu anlamını taşımaktadır.

Buna göre öncelikle ekonominin genelinde asimetrisi negatif ve anlamlıdır. Asimetrisinin negatif olması dış ticaret açığına katkı sağlayan etkilerin dış ticareti dengeleyen etkilerden baskın olduğu anlamına gelmektedir. Bir başka deyişle, ekonominin geneli için Türkiye ile Çin dış ticaretinde döviz kurunun asimetrik etkileri bulunmaktadır ve bu etkilerden dış ticaret dengesine olumsuz etki yapan etki daha büyüktür. Ana sektörler olarak adlandırılabilir olan Tarım ve İmalat sektörlerinde asimetrik etkiler benzer şekilde anlamlı ve negatiftir.

6. Sonuç

Çalışmada döviz kuru hareketlerinin Türkiye ile Çin arasındaki ikili ticarete olan etkileri tartışılmıştır. Bu etkilerin kısa ve uzun dönemde farklı olabileceği gibi döviz kurunda meydana gelen değerlenme ve değer kayıplarında asimetrik olabileceği düşünülmektedir. Bu nedenle çalışmada 2013-2019 dönemi aylık verileri kullanılarak hem kısa ve uzun dönemli etkileri ayrı ayrı ölçmeye hem de etkilerin asimetrik olmasına imkan veren NARDL yöntemi kullanılmaktadır. Bu vasıta ile hem genel ekonomi düzeyinde hem de sektörel düzeyde J eğrisi hipotezinin geçerliliğine dair kanıt aranmaktadır. Bu doğrultuda ekonominin geneli ve sektörlerde döviz kuru ile dış ticaret arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi bulunup bulunmadığı sınanmış, ardından kısa ve dönem asimetrisinin varlığı test edilmiştir. Bu testlerden elde edilen bilgilerle her sektör için en uygun model belirlenmiş ve tahmin edilmiştir.

Tahmin sonuçlarına göre döviz kurunun etkilerinin simetrik ya da yalnızca kısa dönemde asimetrik olduğu görülmektedir. Döviz kuru ile ilişkisi üretim yapısı nedeniyle diğerlerinden farklı olan Tarım, Ormanlık ve Balıkçılık sektörü haricindeki diğer sektörlerde ve ekonominin genelinde asimetrik etkiler yalnızca kısa dönemde ortaya çıkmaktadır. Asimetrik etkilerin geçerli olduğu tüm sektörlerde negatiftir. Bir başka deyişle dış ticaret açığına katkı sağlayan etkilerin dış ticareti dengeleyen etkilerden baskındır. Bununla birlikte sektörlerin büyük bölümünde döviz kurunun anlamlı etkilere sahip olmadığı görülmektedir. Döviz kurunun kısa dönem etkilerine bakıldığında ekonominin toplamı ile birlikte yalnızca üç sektörde (Kültür, Sanat ve Eğlence, Mobilya imalatı ve İmalat sanayi toplamı) etkilidir ve etkinin yönü tümünde negatiftir. Son olarak incelenen dönemde hiçbir sektör için J eğrisini destekleyici bulguya rastlanmamıştır.

Türkiye ile Çin arasındaki dış ticarete döviz kurunun zayıf etkilere sahip olması, Türkiye'nin Çin'e karşı sürekli ve büyük ölçüde dış ticaret açığı vermesi ile açıklanabilir. Bu iki ülke arasındaki dış ticarete Türkiye açısından ihracatın ithalatı karşılama oranı 2019 yılı Aralık ayı itibarıyla yalnızca %12'dir. Bu durum söz konusu ticaret ilişkisinde döviz kuru ve fiyat dinamiklerinden daha çok üretim yapısı, teknoloji içeriği ve uluslararası rekabet avantajının belirleyici olduğu yönünde değerlendirilebilir.

Kaynakça

- Akbostancı, E. (2004). Dynamics of the trade balance: The Turkish J curve. *Emerging Markets Finance & Trade*, 40(5), 57-73. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2004.11052584>
- Ardalani, Z. and Bahmani-Oskooee, M. (2007). Is there a J-Curve at the industry level?. *Economics Bulletin*, 6(26), 1-12. Retrieved from <http://www.accessecon.com/pubs/eb/>
- Ari, A., Cergiboazan, R. ve Cevik, E. (2019). J-curve in Turkish bilateral trade: A nonlinear approach. *The International Trade Journal*, 33(1). 31-53. <https://doi.org/10.1080/08853908.2018.1521316>
- Arize, A. C., Malindretos, J. and Igwe, E. U. (2017). Do exchange rate changes improve the trade balance: An asymmetric nonlinear cointegration approach. *International Review of Economics & Finance*, 49, 313-326. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2017.02.007>
- Bahmani-Oskooee, M. (1985). Devaluation and the J-curve: Some evidence from LDCs. *The Review of Economics and Statistics*, 67(3), 500-504. <https://doi.org/10.2307/1925980>
- Bahmani-Oskooee, M., Bose, N. and Zhang, Y. (2018). Asymmetric cointegration, nonlinear ARDL, and the J-Curve: A bilateral analysis of China and its 21 trading partners. *Emerging Markets Finance and Trade*, 54(13), 3131-3151. doi: 10.1080/1540496X.2017.1373337
- Bahmani-Oskooee, M., Bose, N. and Zhang, Y. (2019). An asymmetric analysis of the J-Curve effect in the commodity trade between China and the US. *The World Economy*, 42(10). 2854-2899. <https://doi.org/10.1080/00036840500399388>
- Bahmani-Oskooee, M. and Durmaz, N. (2019). Asymmetric cointegration and the J-Curve: Evidence from commodity trade between Turkey and EU. *Empirica*, 1-36. <https://doi.org/10.1007/s10663-019-09455-4>
- Bahmani-Oskooee, M., Economidou, C. and Goswami, G. G. (2006). Bilateral J-curve between the UK vis-à-vis her major trading partners. *Applied Economics*, 38(8), 879-888. <https://doi.org/10.1111/twec.12829>
- Bahmani-Oskooee, M. and Fariditavana, H. (2016). Nonlinear ARDL approach and the J-curve phenomenon. *Open Economies Review*, 27(1), 51-70. <https://doi.org/10.1007/s11079-015-9369-5>
- Bahmani-Oskooee, M. and Goswami, G. (2003). A disaggregated approach to test the J-curve phenomenon: Japan versus her major trading partners. *Journal of Economics and Finance*, 27(1), 102-113. doi: <https://doi.org/10.1007/BF02751593>
- Bahmani-Oskooee, M., Hacıoğlu, F. and Hegerty, S. W. (2016). Mexican bilateral trade and the J-curve: An application of the nonlinear ARDL model. *Economic Analysis and Policy*, 50, 23-40. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2016.02.003>
- Bahmani-Oskooee, M. and Ratha, A. (2004). The J-curve: A literature review. *Applied Economics*, 36(13), 1377-1398. <https://doi.org/10.1080/0003684042000201794>
- Bahmani-Oskooee, M. and Saha, S. (2016). Do exchange rate changes have symmetric or asymmetric effects on stock prices?. *Global Finance Journal*, 31, 57-72. <https://doi.org/10.1016/j.gfj.2016.06.005>
- Berke, B. ve Akarsu, G. (2017, Mayıs). Türkiye için J eğrisi analizi. Econ Anadolu V. Anadolu International Conference in Economics konferansında sunulan bildiri, Eskişehir, Türkiye. Erişim Adresi: https://www.researchgate.net/publication/316154147_Turkiye_icin_S_Egrisi_Analizi
- Bickerdike, C.F. (1920). The Instability of foreign exchange. *The Economic Journal*, 30 (117), 118-122. <https://doi.org/10.2307/2223208>
- Connolly, M. and Taylor, D. (1972). *Devaluation in less developed countries*. Paper presented at conference on devaluation sponsored by the Board of Governors, Federal Reserve System, Washington, DC.
- Cooper, R. N. (1971). *Currency devaluation in developing countries*. New Jersey: Princeton University Press.

- Durmaz, N. (2015). Industry level J-curve in Turkey. *Journal of Economic Studies*, 42(4), 689-706. <https://doi.org/10.1108/JES-08-2013-0122>
- Haliciođlu, F. (2007). The J-curve dynamics of Turkish bilateral trade: A cointegration approach. *Journal of Economic Studies*, 34(2), 103-119. <https://doi.org/10.1108/01443580710745362>
- Haliciođlu, F. (2008). The bilateral J-curve: Turkey versus her 13 trading partners. *Journal of Asian Economics*, 19(3), 236-243. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2008.02.006>
- Harvey, H. (2018). Bilateral J-curve between Philippines and trading partners: Linear and non-linear approach. *Asian Economic and Financial Review*, 8(2), 131. <https://doi.org/10.18488/journal.aefr.2018.82.131.144>
- Hoang,* K. V. (2013). The effects of the real exchange rate on the trade balance: Is there a J-curve for Vietnam? A VAR approach. *Asian Journal of Empirical Research*, 3(1), 1020-1034. Retrieved from: <https://mp.ra.ub.uni-muenchen.de/>
- Hooy, C. W. and Chan, T. H. (2008). *Examining exchange rates exposure, J-curve and the Marshall-Lerner condition for high frequency trade series between China and Malaysia* (MPRA Paper No: 10916). Retrieved from: <https://mp.ra.ub.uni-muenchen.de/>
- International Monetary Fund. (2019). *World Economic and Financial Surveys: World Economic Outlook Database* [Dataset]. Retrieved from: www.imf.org
- Iossifov, M. P. K. and Fei, X. (2019). *Real effective exchange rate and trade balance adjustment: The case of Turkey* (International Monetary Fund Working Paper 19/131) Retrieved from: <https://www.imf.org/en/Publications/>
- Jamilov, R. (2013). J-Curve dynamics and the Marshall-Lerner condition: Evidence from Azerbaijan. *Transition Studies Review*, 19(3), 313-323. <https://doi.org/10.1007/s11300-012-0240-8>
- Jelassi, M. M., Trabelsi, J. and Turki, M. (2017). Does the J-curve hypothesis hold for a small open economy? Evidence from time-varying coefficients of a distributed-lag model for Tunisia. *International Economics*, 152, 107-115. <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2017.06.002>
- Junz, H. B. and Rhomberg, R. R. (1973). Price competitiveness in export trade among industrial countries. *The American Economic Review*, 63(2), 412-418. <https://www.jstor.org>
- Karamelikli, H. (2016). Türkiye'nin dıř ticaret dengesinde J-Eđrisi etkisi. *İnsan ve Toplum Bilimleri Arařtırmaları Dergisi*, 5(3), 389-402. <https://doi.org/10.15869/itobiad.16089>
- Kiptui, M. C. (2018). The dynamics of the exchange rate and bilateral trade balances: Evidence from Kenya using nonlinear ARDL approach. *International Journal of Contemporary Research and Review*, 9(7). <https://doi.org/10.15520/ijcrr/2018/9/07/539>
- Laffer, A. B. (1974). The bitter fruits of devaluation, *Wall Street Journal*, s. 10.
- Lerner, A. P. (1944). *Economics of Control: Principles of Welfare Economics*. New York: Macmillan & Company.
- Magee, S. P. (1973). Currency contracts, pass-through, and devaluation, *Brooking Papers on Economic Activity*, 1973(1), 303-325. DOI: 10.2307/2534091
- Marshall, A. (1923). *Money, Credit & Commerce*. New York: Macmillan & Company.
- Meade, J. E. (1951). *The Theory of International Economic Policy*. London: Oxford University Press.
- Metzler, L. (1948). *A Survey of Contemporary Economics*. Philadelphia: Homewood.
- Narayan, P. K. and Smyth, R. (2006). The dynamic relationship between real exchange rates, real interest rates and foreign exchange reserves: Empirical evidence from China. *Applied Financial Economics*, 16(9), 639-651. <https://doi.org/10.1080/09603100500401278>
- Nusair, S. A. (2016). The effects of oil price shocks on the economies of the Gulf Co-operation Council Countries: Nonlinear analysis. *Energy Policy*, 91, 256-267. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2016.01.013>

- Nusair, S. A. (2017). The J-curve phenomenon in European transition economies: A nonlinear ARDL approach. *International Review of Applied Economics*, 31(1), 1-27. <https://doi.org/10.1080/02692171.2016.1214109>
- Pesaran, M. H., Shin, Y, and Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal Of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Robinson, J. (1947). *Essay in the Theory of Employment*. Oxford: Basil Blackwell.
- Romilly, P., Song, H. and Liu, X. (2001). Car ownership and use in Britain: A comparison of the empirical results of alternative cointegration estimation methods and forecasts. *Applied Economics*. 33(14), 1803-1818. <https://doi.org/10.1080/00036840011021708>
- Rose, A. K. and Yellen, J. L. (1989). Is there a J-Curve?. *Journal of Monetary Economics*, 24, 53-68. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(89\)90016-0](https://doi.org/10.1016/0304-3932(89)90016-0)
- Shin, Y., Yu, B., and Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In R. Scikles and W.C. Horrace (Eds.), *Festschrift in honor of Peter Schmidt* (s.281-314). New York: Springer. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_9
- Suwanhirunkul, S. and Masih, M. (2018). *Exchange rate and trade balance linkage: Sectoral evidence from Thailand based on nonlinear ARDL* (MPRA Paper No: 87541) Retrieved from: <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/>
- T rkiye İstatistik Kurumu. (2019). *Dıř Ticaret İstatistikleri* [Veriseti]. Eriřim Adresi: <http://www.tuik.gov.tr/PreHaberBultenleri.do?id=33848>

EKLER

Ek 1. Deęişkenlerin ADF Birim Kk Testi Sonuları

	Sabit Terim	Trend	Hibiri	
TB	Toplam	-2.69 (0.080)	-4.21 (0.006)	-0.31 (0.569)
	Tarım, Ormancılık ve Balıkılık	-6.29 (0.000)	-6.66 (0.000)	-0.18 (0.619)
	Tarım	-3.69 (0.005)	-5.79 (0.000)	-2.74 (0.006)
	Madencilik	-3.72 (0.005)	-3.75(0.002)	-0.55 (0.475)
	İmalat	-3.28 (0.018)	-4.37 (0.004)	-0.62 (0.444)
	Gıda İmalatı	-5.33 (0.000)	-5.55 (0.000)	-2.35 (0.018)
	Ana Metal Sanayi İmalatı	-3.41 (0.013)	-3.69 (0.028)	-2.53 (0.011)
	Mobilya İmalatı	-10.31(0.000)	-9.26 (0.000)	-10.51 (0.000)
	Tekstil	-2.38 (0.149)	-7.39 (0.000)	0.090 (0.708)
	Elektrik, Gaz vb. Üretim ve Dağıtım	-5.26 (0.000)	-55.1 (0.000)	-5.17 (0.000)
	Su	-6.77 (0.000)	-6.73 (0.000)	-0.76 (0.384)
	Kültür, Sanat ve Eğlence	-6.54 (0.000)	-7.42 (0.000)	-4.74 (0.000)
ΔTB	Toplam	-8.53 (0.000)	-8.51 (0.000)	-8.58 (0.000)
	Tarım, Ormancılık ve Balıkılık	-	-	-7.68 (0.000)
	Madencilik	-	-	-8.24 (0.000)
	İmalat	-	-	-8.24 (0.00)
	Tekstil	-9.92 (0.000)	-	-9.97 (0.000)
	Su	-	-	-10.27 (0.000)
Y ^{CH}	4.10 (1.000)	2.29 (1.000)	2.42 (1.000)	
ΔY ^{CH}	-6.79 (0.000)	-7.12 (0.000)	-5.40 (0.000)	
Y ^{TR}	-1.47 (0.545)	-2.20 (0.481)	1.84 ((0.983)	
ΔY ^{TR}	-13.71 (0.000)	-13.68 (0.000)	-13.31 (0.000)	
ER	0.92 (0.995)	-1.38 (0.860)	3.01 (0.999)	
ΔER	-8.01 (0.000)	-8.23 (0.000)	-4.11 (0.000)	

Ek 2. Değişkenlerin Zivot – Andrews Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Sabitte Kırılmalı Modelin Test İstatistiği	Trendde Kırılmalı Modelin Test İstatistiği		
TB	Toplam	-3.36*	-3.41*	
	Tarım, Ormancılık ve Balıkçılık	-7.87	-7.04	
	Tarım	-4.45*	-4.27*	
	Madencilik	-5.43	-4.7	
	İmalat	-5.13	-3.76*	
	Gıda İmalatı	-6.18	-5.65	
	Ana Metal Sanayi İmalatı	-4.48*	-4.21*	
	Mobilya İmalatı	-6.86	-7.24	
	Tekstil	-3.56*	-4.34*	
	Elektrik, Gaz vb. Üretim ve Dağıtım	-9.08	-8.76	
	Su	-6.24	-6.32	
	Kültür, Sanat ve Eğlence	-7.63	-7.23	
	ΔTB	Toplam	-9.08	-8.76
		Tarım	-9.95	-9.36
Ana Metal Sanayi İmalatı		-7.56	-7.69	
Tekstil		-8.39	-8.42	
ER	-4.33*	-2.77*		
ΔER	-7.79	-7.31		
Y ^{CH}	-0.65*	-11.96		
ΔY ^{CH}	-6.72	-6.16		
Y ^{TR}	-4.38*	-3.31*		
ΔY ^{TR}	-14.02	-13.7		

Not: Zivot Andrews yapısal kırılmalı birim kök testinin sıfır hipotezi seride yapısal kırılma altında birim kökün varlığı biçimindedir. *, test istatistiği kritik değer ile karşılaştırıldığında sıfır hipotezinin reddedilemediğini ve seride yapısal kırılma altında birim kökün varlığını ifade etmektedir.

INDUSTRIAL LEVEL J CURVE IN TURKEY AND CHINA BILATERAL TRADE: A NARDL APPROACH

EXTENDED SUMMARY

The Aim of the Study

The trade volume of Turkey and China, which is the largest exporter and second-largest importer of the world, has been increasing over the past ten years. The share of import from China of total Turkish import is 9.10 % in 2019; the share of China on Turkish export is 1.51 % (Turkish Statistical Institute [TURKSTAT], 2019). An important dimension of this trade is that the Turkish economy has historically foreign trade deficit since 1990 interruptedly. This paper aims to investigate the impact of the exchange rate in bilateral trade between China and Turkey according to the theoretical framework provided by the J curve. As the data allow, the study's findings covering the 2013-2019 period were expanded with sectoral foreign trade analyzes. The main contribution to the literature of the study is expected that it is the first study analyzing the effect of the exchange rate in the bilateral trade relations between Turkey and China.

Relevant Literature

The J curve hypothesis about the effects of the exchange rate on foreign trade is a valid view in the literature. It is seen that a significant part of the studies on relevant literature is related to the empirical validity of the J-curve hypothesis (e.g., Bahmani-Oskooee, 1985; Magee, 1973; Rose and Yellen, 1989). Magee (1973), one of the pioneering studies in the literature, analyzed the effects of the exchange rate on the trade balance of the USA. The study concluded that a devaluation of the US dollar would worsen the trade balance rather than improve it as expected. Similarly, Bahmani-Oskooee (1985) demonstrated that the deterioration in the foreign trade balance might continue despite the Marshall-Lerner condition. In the following studies, it is seen that short and long term analyzes expand the results in the literature (Ardalini and Bahmani-Oskooee, 2007; Nusair, 2016). In addition to the fact that the relationship between exchange rates and foreign trade varies between periods, it has also been shown in the literature that the effects of the exchange rate may be asymmetrical (Arize vd., 2017; Bahmani-Oskooee and Fariditavana, 2016).

Methodology

The foreign trade deficit between China and Turkey in line with this objective, Rose and Yellen (1989) model was defined using the following formulae:

$$TB_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t^{CH} + \beta_2 Y_t^{TR} + \beta_3 ER_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

where "TB" is the trade deficit, " Y_t^{CH} " and " Y_t^{TR} " are income levels of China and Turkey, respectively. " ER_t " is the real exchange rate. " β_0 " is the constant, and " ε_t " is the error term.

NARDL method proposed by Shin, Yu, and Greenwood-Nimmo (2014) used to test the validity of the J curve hypothesis in China's bilateral trade with Turkey. This approach is a

nonlinear extension of the standard ARDL approach developed by Pesaran, Shin, and Smith (2001).

This model is nonlinear and allows modeling the asymmetric effects of real exchange rate:

$$\Delta TB_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^{p_1} \alpha_{1,i} \Delta TB_{t-i} + \sum_{i=0}^{p_2} \alpha_{2,i} \Delta Y_{t-i}^{CH} + \sum_{i=0}^{p_3} \alpha_{3,i} \Delta Y_{t-i}^{TR} + \sum_{i=0}^{p_4} \alpha_{4,i} \Delta ER_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{p_5} \alpha_{5,i} \Delta ER_{t-i}^- + \beta_1 Y_{t-1}^{CH} + \beta_2 Y_{t-1}^{TR} + \beta_3 ER_{t-1}^+ + \beta_4 ER_{t-1}^- + \varepsilon_t \quad (6)$$

With the monthly data of 2013-2019, the NARDL model, which allows the measurement of both short and long-term effects separately and allows the exchange rate effect to be modeled asymmetrically, has been estimated.

Findings

Asymmetric effects of the exchange rate are detected only in the short term, while asymmetric effects are adverse in all sectors where it is valid. Considering the short-term effects of the exchange rate, it is valid only in three sectors (Culture, Arts and Entertainment, Furniture manufacturing, and Manufacturing industry), the total of the economy, and the direction of the impact negative in all. Finally, no findings supporting the J curve were found for any sector in the period examined.

Conclusion

To have a weak effect of exchange rates in the foreign trade between Turkey and China can be explained mainly by the fact that Turkey has a large and continuous trade deficit against China. The foreign trade between the two countries in terms of import coverage ratio of exports to Turkey in December 2019, only 12%. This situation can be evaluated as the production structure, technology content, and international competitive advantage are decisive rather than the exchange rate and price dynamics in the bilateral trade.