

Türk-Rus İkili Ticaretinde Döviz Kurları Oynaklığı Etkisi: Araç Para Birimi Yaklaşımı

Mesut KARAKAŞ*

Hüseyin İNCE**

Ahmet Ekrem KAYA***

Öz

Bu çalışmada döviz kurlarının Türk-Rus ikili ticareti üzerine etkisi araç para birimi yaklaşımıyla 2010:A1-2016:A9 periyodu için aylık veriler kullanılarak ilk defa incelenmektedir. Çalışmada hem Türkiye'nin Rusya'ya ihracatının hem de Rusya'dan ithalatının; döviz kurları, kur volatiliteleri, baltık kuru yük endeksi, tüketici fiyat endeksleri ve perakende satış endeksleri ile eş bütünleşme ilişkisine sahip olduğu görülmektedir. Uzun dönemde araç para birimi ile ayrıştırılan kur, ruble ve Türk lirası (TL) volatilité artışı kanalıyla ihracat ve ithalatımızı pozitif biçimde etkilemektedir. Kısa dönemde ise TL volatilité artışı ihracatımızı artırmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Araç Para Birimi, Döviz Kuru Oynaklığı, İkili Ticaret, Türkiye, Rusya

The Effect of Exchange Rate Volatility on Turkish-Russian Bilateral Trade: A Vehicle Currency Approach

Abstract

This is the first study investigating the effect of exchange rates on bilateral trade between Turkey and Russia by using monthly data for the

*Doç.Dr., Gebze Teknik Üniversitesi, İşletme Fakültesi, İktisat Bölümü, mesutkarakas@gmail.com

**Prof.Dr., Gebze Teknik Üniversitesi, İşletme Fakültesi, İktisat Bölümü, h.ince@gtu.edu.tr

***Arş.Gör., Gebze Teknik Üniversitesi, İşletme Fakültesi, İktisat Bölümü, aekaya@gtu.edu.tr

Makalenin Gönderilme Tarihi: 17.10.2017

Kabul Tarihi: 29.12.2017

period 2010:M1-2016:M9 via vehicle currency approach. In this study, we find both Turkish exports to Russia and imports from Russia are cointegrated with exchange rate, exchange rate volatilities, Baltic Dry Index, consumer price indexes and retail sales indexes. In the long run, exchange rate decomposed by means of a vehicle currency affects our exports and imports positively via an increase in ruble and Turkish lira (TL) volatility. In the short run, an increase in TL volatility boosts our exports.

Keywords: *Vehicle Currency, Exchange Rate Volatility, Bilateral Trade, Turkey, Russia*

JEL Classification Codes: *F14, F31, F40*

Giriş

1973 yılında Bretton Woods anlaşmasının sona ermesiyle her ülkenin para biriminin ABD doları karşısında sabitlendiği döviz kuru sistemi sonra ermiş, ülkelerin döviz kurları serbest dalgalanmaya bırakılmıştır. Sistemin çökmesiyle serbest dalgalanmanın yol açtığı yüksek kur oynaklığının uluslararası ticaret üzerindeki etkisi teorik ve ampirik çalışmaların en önemli sorunsalı haline gelmiştir. Teorik çalışmalar döviz kurlarındaki oynaklık ile uluslararası ticaret arasındaki ilişkinin pozitif ve negatif yönde olabileceğine dair karışık iddialar sunarken aynı belirsizlik ampirik çalışmalar nezdinde de ortaya çıkmaktadır. Model spesifikasyonları, örneklem büyüklüğü, kullanılan yöntem farklılıkları gibi gerekçelerle döviz kuru oynaklığı ile uluslararası ticaret arasında pozitif, negatif veya etkisiz ilişki olduğuna dair kanıtlar sunabilen oldukça geniş bir literatür bulunmaktadır.

Döviz kuru oynaklığı ve uluslararası ticaret arasındaki ilişkinin teorik analizi öncelikle Hooper ve Kohlhagen (1978:492) tarafından ele alınmıştır. Temel argüman yüksek döviz kuru oynaklığının risk karşıtı tüccarlar için bir tehlike oluşturacağı ve bu durumun da dış ticareti azaltacağı yönündedir. Zira ticari partnerler arasında sözleşmenin yapıldığı zamandaki döviz kuru ile teslimatın yapıldığı zamandaki döviz kuru arasında bir farklılık oluşabilmektedir. Kurda oluşması muhtemel olan bu değişikliklerin kârda oluşturacağı belirsizlik ise dış ticarete sekte vuracaktır.

Öte yandan iki değişken arasında pozitif bir ilişki olabileceğini ileri süren teorik çalışmalar da bulunmaktadır. De Grauwe (1988:66) döviz kuru oynaklığı ve uluslararası ticaret arasında pozitif bir ilişki olabileceğini üreticilerin risk karşıtlık dereceleri üzerinden ortaya koymaktadır. Eğer üreticiler yeteri kadar risk karşıtı iseler ihracattan sağlanacak marjinal gelir yükseleceği için ihracat aktiviteleri artacaktır. Fakat üreticilerin risk karşıtı olmadığı durumda marjinal kazançları azalacaktır. Bu durum ise ticari faaliyetlerin kısıtlanmasına yol açacaktır. Bu yaklaşımın altında yatan temel mantık döviz kuru riski yükseldiği zaman risk karşıtı tüccarların gelirlerinde bir düşme olması ihtimalini saf dışı bırakmak için daha fazla ihracat yapmak

istemeleridir. Daha az risk karşıtı olanlar ise riskteki artışı göz önünde bulundurarak ihracattan elde edilecek kârı yeterli seviyede cazip görmeyerek ihracat faaliyetlerini azaltacaklardır. Özetle risk artışının riskli faaliyetlerin cazibesini düşürmesi ve insanların bu faaliyetlerini azaltmaya yönelmesi durumunda oluşan ikame etkisi ters yönde oluşan gelir etkisinin altında kaldığı müddetçe yüksek döviz kuru oynaklığının daha fazla ihracat yapılmasına yol açacağı ileri sürülmektedir.

Çalışmamızda Yang ve Gu'daki (2016:51) teorik model baz alınarak döviz kuru oynaklığı ve ikili dış ticaret ilişkisine araç para birimi yöntemi penceresinden bakılmaktadır. Araç para birimi yöntemi iki ülke döviz kuru paritesi yerine Amerikan doları gibi dünya ticaretinde yoğun olarak kullanılan bir para biriminin analizlerde araç olarak kullanılmasını önermektedir. Bilindiği gibi dış ticarete ithalat veya ihracat bedelleri ülkelerin yerli para birimlerinden daha çok Amerikan doları üzerinden fatura edilmekte ve fiyatlamalar da Amerikan doları üzerinden yapılmaktadır. Amerikan dolarının yoğun olarak kullanıldığı ikili dış ticarete ülkelerin para birimlerinin birbirlerine karşı değişimi yerine ülke para birimlerinin ayrı ayrı dolara karşı değerlerinin kullanılması gerekmektedir. Böylece, dış ticarete baskın olan para biriminin yani Amerikan dolarının etkisi ön plana çıkacaktır. Örneğin, dünyada Amerikan doları arzının çok kıt olması Amerikan dolarını yoğun olarak dış ticarete kullanan ülkelerin ticaret hacimlerini kısıtlayabilecektir. Benzer şekilde küresel dolar arzındaki artış da ülkelerin ticaret hacmini arttırıcı bir etki gösterebilecektir. Kısaca ifade etmek gerekirse ikili dış ticareti inceleyen ampirik analizlerde dış ticarete taraf olan ülkelerin döviz kuru paritesi yerine araç para birimine göre her iki ülkenin paritesinin bir arada kullanılması ihracat ve ithalata konu olan mal arz ve talebinin belirlenmesinde daha doğru sonuçlar vermektedir. Ayrıca, seçilen araç para birimine göre yerel para birimlerinin oynaklığı yerel para birimleri paritesindeki oynaklığa nazaran dış ticarete daha çok etki etmekte ve Yang ve Gu'da (2016:51) da belirtildiği gibi ithalat talebini önemli bir biçimde etkilemektedir. Ayrıca ekonometrik açıdan değerlendirildiğinde kur seviyesi ve oynaklığı ile dış ticaret hacmi arasında ters bir nedensellik olma olasılığı da yüksektir. Fakat bu durumun geçerliliği araç para birimi ile oluşan kur paritelerinin kullanıldığı modelde oldukça sınırlıdır. Kısacası ikili kur paritesinin kullanılması dış ticaretten döviz kuru paritesine doğru ters nedenselliğin önünü açmakta, araç para birimi yönteminin kullanılması ise büyük ölçüde bu problemin önüne geçmektedir.

Çalışmamız araç para birimi yöntemiyle Türk-Rus ikili dış ticaretini Rusya bağlamında açıklayan ilk çalışmadır. Araç para birimi yaklaşımının çalışmamızda seçilmesinin nedeni ise literatürde bu gibi çalışmaların yeni yeni kendini göstermesi ve ortaya konan modellerin özellikle kur oynaklığı konusunda çok daha doğru sonuçlar vermesidir. Ekonometrik açıdan bakıldığında ise kur etkilerinin araç para birimi vasıtasıyla ayrıştırılması ters nedenselliğin önüne geçmekte, bu durum da daha doğru parametre

tahminlerinin yapılmasına ve parametre standart hatalarının daha güvenilir olarak hesaplanmasına olanak vermektedir. Çalışmamızın birinci bölümünde literatür değerlendirilmekte, ikinci bölümünde veri seti ve metodoloji tanıtılmakta, üçüncü bölümünde ampirik sonuçlar verilmekte, son bölümünde ise ampirik sonuçlar yorumlanmakta ve bazı politika çıkarımlarına değinilmektedir.

1. Literatür

Döviz kuru oynaklığı ticaret ilişkisinin pozitif veya negatif olduğuna veya bu iki değişken arasında istatistiksel olarak anlamlı bir nedensellik ilişkisi bulunmadığına işaret eden birçok çalışma bulunmaktadır. Ayrıca kimi çalışmalar da kesin bir ilişki yönü bulmaya çalışmakta fakat ilişki yönünü açıkça tespit edememektedir. Hooper ve Kohlhaugen (1978:483) 1965-1975 periyodu için ABD, Almanya ve diğer birçok endüstriyel ülke arasında ikili ve çoklu ticarete döviz kurundaki oynaklığın fiyatlar üzerine anlamlı fakat ticaret hacmi üzerinde anlamlı olmayan bir etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşmaktadır. Aristotelous (2001:87) 1889-1999 yılları arasında yüz on yıllık bir veri seti kullanarak hem döviz kuru rejiminin hem de döviz kuru oynaklığının İngiltere'nin ABD'ye ihracatı üzerinde bir etkisinin olmadığını göstermektedir. Literatürde döviz kuru oynaklığı ve ticaret arasındaki ilişkiyi anlamlı olarak tespit edemeyen diğer temel çalışmalardan biri olan Clark vd. (2004:41) döviz kuru oynaklığının ticaret üzerindeki etkisini döviz kuru oynaklığı tipi (kısa-uzun dönem, reel-nominal döviz kuru), ülke grupları ve ticaret tipi gibi yeni boyutlarda inceleyerek döviz kuru oynaklığı ve ticaret arasında anlamlı ilişki olmadığı yönünde kanıtlar sunmaktadır. Clark vd. (2004:41) ikili ticaret kapsamında bir değerlendirme yapılsa bile bulunan negatif yönlü ilişkinin sağlıklı olmayacağını ve etkinin çok sınırlı büyüklükte kalacağını ileri sürmektedir. Demez ve Ustaoglu (2012:168) da döviz kuru oynaklığının Türkiye'nin ihracatı üzerine etkisini 1992-2010 dönemi için inceleyerek ihracatın kurdaki değişmelere ve yapısal kırılmalara duyarlı olmadığı sonucuna ulaşmaktadır. Asteriou vd. (2016:133) MINT (Meksika, Endonezya, Nijerya ve Türkiye) ülkeleri açısından döviz kuru oynaklığının uluslararası ticaret hacmine etkilerini incelemektedir. 1995-2012 periyodu için aylık veriler kullanılan çalışmada uzun dönemli ilişkiyi ortaya çıkarmak için ARDL sınır testi yaklaşımı, kısa dönemli etkiler için ise Granger nedensellik testi kullanılmakta olup elde edilen bulgular ışığında uzun dönemde Türkiye haricinde döviz kuru oynaklığı ve uluslararası ticaret aktiviteleri arasında anlamlı bir ilişki bulunmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Türkiye için ise etkinin çok küçük olduğu gözlenmektedir.

Bazı çalışmalarda ise döviz kuru oynaklığı ve ticaret arasında kesin bir ilişki yönü ortaya konulamamaktadır. Örneğin, Daly (1998:333) Japonya'nın ikili ticaretini inceleyerek döviz kuru oynaklığının ticareti artırmasının muhtemel olduğu kadar azaltmasının da olası olduğu sonucunu elde etmektedir. Sercu ve Uppal (2003:15) döviz kuru oynaklığı ve uluslararası

ticaret arasındaki etkileşimi genel denge analizi kapsamında inceleyerek iki değişken arasındaki ilişkinin işaretinin oynaklıktaki değişimin kaynağına bağlı olarak artı veya eksi olabileceğini ileri sürmektedir. Öztürk (2006:87) 1978 ve 2000'lerin başları arasında kalan dönemi döviz kuru oynaklığının ticaret akımlarına etkisi bağlamında inceleyen literatüre dair geniş bir özet sunmaktadır. Sonuçları örneklem dönemi, reel/nominal döviz kuru kullanılması, kullanılan hesaplama tekniği ve temel bulgular açısından değerlendiren Öztürk (2006:87) iki değişken arasındaki etkileşimi inceleyen çalışmaların sonuçlarının bir biriyle oldukça çeliştiğini göstermekte ve döviz kuru ile ticaret arasındaki ilişkinin literatürde kesin olarak ortaya konulmadığını ileri sürmektedir. Bahmani-Oskooee ve Hegerty (2007:211) de literatür araştırması şeklinde yaptıkları çalışmalarında döviz kuru oynaklığındaki artışın ihracat/ithalat akımları üzerindeki etkisinin literatürde kesin olarak negatif veya pozitif olarak belirlenemediği sonucuna vararak tek bir döviz kuru oynaklığı ölçüsünün literatürde egemen olmadığı olgusunu da vurgulamaktadır. Aynı zamanda Dünya Ticaret Örgütündeki (Auboin ve Ruta, 2013:595) teorik ve ampirik çalışmalar da döviz kuru oynaklığının ticaret üzerindeki etkisinin açık olarak ortaya konmadığını ve ilişkinin tamamen negatif veya pozitif olduğu savlarını öne sürmenin yanlış olacağını belirtmektedir.

Literatürde döviz kuru oynaklığı ticaret ilişkisinin aslında negatif olduğuna dikkat çeken çalışmalar da bulunmaktadır. Kenen ve Rodrik (1986:311) endüstriyel ülkelerdeki reel efektif döviz kurlarının kısa dönemli dalgalanmalarını inceleyerek oynaklığın uluslararası ticaret hacmini azalttığı sonucunu elde etmektedir. Aynı zamanda piyasaların dalgalı döviz kuruna ilişkin deneyim kazanmalarının oynaklığın azalması gibi bir neticeye yol açmadığı bu çalışmada vurgulanmaktadır. G-7 ülkelerinin ticaret akımları üzerine döviz kuru oynaklığının etkisini hata düzeltme modelleri bağlamında inceleyen Chowdhury (1993:700) de oynaklığın her bir ülkenin ihracat hacmi üzerinde negatif etkiye sahip olduğunu bulmakta ve önceki çalışmalarda bu negatif etkinin zayıf olarak elde edilmesini zaman serilerinin rassallık özelliklerine yeterince özen gösterilmemesine bağlamaktadır. Arize (1996:187) reel döviz kuru oynaklığının sekiz Avrupa ekonomisinin (Belçika, Finlandiya, Danimarka, Fransa, Yunanistan, Hollanda, İspanya ve İsveç) ticaret akımları üzerine etkisini inceleyerek kur oynaklığındaki artışın kısa ve uzun dönemde ihracat talebi üzerinde negatif bir etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşmaktadır. Bir diğer çalışmada Arize vd. (2000:10) az gelişmiş on üç ülkenin ihracatı üzerine döviz kuru oynaklığının etkisini 1973-1996 periyodu için çeyreklik veriler üzerinden analiz ederek reel efektif döviz kuru oynaklığındaki artışların kısa ve uzun dönemde her bir ülkenin ihracat talebi açısından negatif bir etkiye yol açtığını tespit etmektedir. Choudhry (2005:51) ABD'den Kanada ve Japonya'ya olan reel ihracatı 1974-1998 dönemi için GARCH modeli kullanılarak analiz etmekte ve döviz kuru oynaklığının ABD'nin bu iki ülkeye ihracatını azalttığını tespit etmektedir.

Arize vd. (2008:33) sekiz Latin Amerika ülkesinin ihracat akımları üzerinde reel döviz kuru oynaklığının etkisini araştırarak hem uzun hem de kısa dönemde reel döviz kuru oynaklığındaki artışların ihracat talebi üzerinde anlamlı negatif bir etkiye sahip olduklarını ortaya koymaktadır. Literatürde Broda ve Romalis (2011:82) ticaret kompozisyonu üzerine döviz kuru oynaklığının etkisini hesaplayan ilk çalışma olma özelliğini taşımaktadır. Bu çalışmada döviz kuru oynaklığı ve ticaret akımları arasındaki ilişki her iki yönde nedensellik açısından test edilmekte ve ampirik olarak dış ticaretin reel döviz kuru oynaklığını azalttığı bulgusuna ulaşılmaktadır. Ayrıca reel döviz kuru oynaklığının farklılaştırılmış mallar ticaretini azalttığı da bu çalışmanın bulguları arasında yer almaktadır. Verheyen (2012:97) on bir Euro Bölgesi ülkesinin ABD'ye ihracatı üzerinde döviz kuru oynaklığının etkisinin negatif olduğunu bularak en çok da imalat malları ve makine ve taşıma ekipmanlarının artan döviz volatilitelerinden olumsuz etkilendiğini ileri sürmektedir.

Literatürde sınırlı sayıda da olsa bazı çalışmalar döviz kuru oynaklığı ile ticaret arasındaki ilişkiyi pozitif olarak ortaya koymaktadır. Bu çalışmalardan Bailey vd. (1987:225) ihracat büyümesi ve döviz kuru oynaklığı arasındaki ilişkiyi teorik olarak inceleyerek oynaklığın on bir OECD ülkesinin reel ihracat büyümesi üzerindeki etkisini ampirik olarak test etmektedir. Bu çalışmada son dönem ampirik literatürün bir çoğundaki bulguların aksine iki değişken arasında pozitif bir ilişki olduğu elde edilmiştir. İlginç bir şekilde bu çalışma için yapılan analizlerde otuz üç regresyon eşitliğinden sadece üç tanesinin döviz kuru oynaklığının ihracatı engellediği hipotezine destek veren kanıtlar sunulmaktadır. McKenzie ve Brooks (1997:73) Almanya'nın ABD'ye ihracatı ve ABD'den ithalatı üzerinde döviz kuru oynaklığının etkisinin istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif olduğu sonucuna ulaşmaktadır. Arize (1998:417) döviz kuru oynaklığının Yunanistan ve İsveç ithalat hacmi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif olduğunu ortaya koymaktadır. Bahmani-Oskooee vd.'nin (2013:70), ABD ve Brezilya arasındaki mal ticaretinde 1971-2010 dönemi verileri kullanılarak yapılan çalışmada dış ticarete konu olan endüstrilerin çoğunun uzun dönemde döviz kuru oynaklığından etkilenmediği, etkilenenlerin ise artan riske pozitif karşılık verdikleri sonucuna ulaşılmaktadır. Bu detaylı çalışmada riske karşı hassasiyetin endüstriden endüstriye değiştiği ise bir diğer ilginç bulgudur.

Çalışmamızın da temel motivasyonunu sağlayan ve model kaynağı olan Yang ve Gu (2016:50) döviz kuru oynaklığının karşılıklı ticaret üzerine etkilerini araç para birimi yaklaşımıyla ele almaktadır. Yang ve Gu'nun (2016:50) çalışmada teorik olarak bir ülke parasının araç para birimi karşısında oluşacak olan oynaklığının o ülkenin ithalat ve ihracat hacmini düşürmesi gerektiği vurgulanmaktadır. Ampirik olarak ise Çin'den Singapur'a ihracat hacmi üzerinde döviz kuru oynaklığının etkisinin negatif, Singapur'dan Çin'e ihracatta pozitif olduğu bulunmaktadır. Aynı zamanda

Çin'den Singapur'a uzun dönemde ihracat hacminin Singapur doları/Amerikan doları paritesindeki oynaklığa Yuan/Amerikan doları paritesinden daha duyarlı olduğu da tespit edilmektedir.

2. Veri Seti ve Metodoloji

Bu çalışmada kullanılan ihracat, ithalat ve perakende satış endeksi rakamları ancak 2010 yılından itibaren aylık olarak elde edilebilmektedir. Bu yüzden çalışmamız 2010:A1-2016:A9 zaman dilimini kapsamaktadır. Çalışmada kullanılan Türk-Rus ikili ticaret rakamları UN Comtrade veri tabanından, nominal döviz kurları, tüketici fiyat endeksleri ve perakende satış endeksleri OECD veri tabanından, Baltık kuru yük endeksi ise Investing.com sitesinden alınmıştır.

İkili ticaret için araç para birimi yöntemini baz alan ekonometrik model ithalat ve ihracat için gerekli kukla değişkenler de kullanılarak Denklem 1 ve 2'deki gibi kısaca ifade edilmektedir:

$$\ln(imp_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(E_t^{\frac{USD}{TL}}\right) + \alpha_2 \ln\left(E_t^{\frac{USD}{Ruble}}\right) + \alpha_3 \left(V_t^{\frac{USD}{TL}}\right) + \alpha_4 \left(V_t^{\frac{USD}{Ruble}}\right) + \alpha_5 \ln(CPI_t^{TR}) + \alpha_6 \ln(CPI_t^{RUS}) + \alpha_7 \ln(Y_t^{TR}) + \alpha_8 \ln(Y_t^{RUS}) + \alpha_9 BDry_t + \alpha_{10} WTO_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\ln(exp_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln\left(E_t^{\frac{USD}{TL}}\right) + \beta_2 \ln\left(E_t^{\frac{USD}{Ruble}}\right) + \beta_3 \left(V_t^{\frac{USD}{TL}}\right) + \beta_4 \left(V_t^{\frac{USD}{Ruble}}\right) + \beta_5 \ln(CPI_t^{TR}) + \beta_6 \ln(CPI_t^{RUS}) + \beta_7 \ln(Y_t^{TR}) + \beta_8 \ln(Y_t^{RUS}) + \beta_9 BDry_t + \beta_{10} WTO_t + \vartheta_t \quad (2)$$

Denklem 1 ve 2'de kullanılan *imp* dolar cinsinden Türkiye ithalatını, *exp* dolar cinsinden Türkiye ihracatını, $E_t^{\frac{USD}{TL}}$ Amerikan doları/TL kurunu, $E_t^{\frac{USD}{Ruble}}$ Amerikan doları/ruble kurunu, $V_t^{\frac{USD}{TL}}$ Amerikan doları/TL kur oynaklığını, $V_t^{\frac{USD}{Ruble}}$ Amerikan doları/ruble kur oynaklığını, CPI_t^{TR} Türkiye tüketici fiyat endeksini, CPI_t^{RUS} Rusya tüketici fiyat endeksini, Y_t^{TR} Türkiye perakende satış endeksini, Y_t^{RUS} Rusya perakende satış endeksini, *BDry* Baltık kuru yük endeksini ve *WTO* Rusya'nın Dünya Ticaret Örgütüne üyeliğini ifade eden kukla değişkeni göstermektedir. Modelimizde tüketici fiyat endekslerinin kullanılması ülkelerde oluşan genel fiyat seviyesinin analize katılmasını sağlarken perakende satış endeksleri ise ülkeler içindeki bireylerin gelir veya harcama seviyesini analizimize dahil etmemize olanak vermektedir. Baltık kuru yük endeksi ise küresel ticaretin nabzını tutan bir endeks olup modelimizdeki bağımlı değişkenlerin küresel ticaretteki canlanma veya daralmalardan ne ölçüde etkilendiğini anlamamızı kolaylaştıran bir kontrol değişkenidir. Döviz kuru oynaklığının bulunmasında literatürdeki genel yaklaşım izlenerek hareketli ortalama

metodu kullanılmıştır. Esasen, kur oynaklığının hesaplanmasında 4 periyotluk bir zaman penceresi ele alınarak Denklem 3'deki eşitlik tanımlanmıştır:

$$V_t = \left[\frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 (\ln(E_{t+1-i}) - \ln(E_{t-i}))^2 \right]^{1/2} \times \%100 \quad (3)$$

Ayrıca *WTO* kukla değişkeni Rusya'nın Dünya Ticaret Örgütüne girdiği tarih öncesinde 0, sonrasında ise 1 değerini almaktadır. Denklemlerimizde logaritmik değerlerin alınmasının ana nedeni Yang ve Gu'nun (2016:50) çalışmasında olduğu gibi bağımlı değişken yüksek bir değer ifade ederken bağımsız değişkenlerin oldukça küçük değerlere sahip olması ve logaritma kullanılmadan elde edilen katsayıların çok aykırı değerler almasıdır. Halbuki logaritmik değerler üzerinden tanımlanan ve esneklikler üzerinden de sonuca varmamıza yarayan modeller daha tutarlı rakamsal değerlere ulaşmamıza olanak vermektedir.

Denklem 1 ve 2'de kullanılan değişkenlerin birim kök içermeleri yüksek olasılıklıdır. Bu yüzden Engle-Granger'in (1987) iki adımlı metodolojisi ekonometrik modelimizde kullanılmaktadır. Böylece uzun vadeli ilişkiyi gösteren denklemlerin yanında kısa vadeli ilişkiyi de gösteren hata düzeltme modelleri Denklem 1 ve 2'ye en küçük kareler yöntemi uygulanarak elde edilen hata terimleri vasıtasıyla bulunabilmektedir. Hata düzeltme modelleri kısaca Y bağımlı değişkeni (ithalat veya ihracat) ve X kukla değişkenler hariç bağımsız değişkenler setini göstermek üzere genel biçimde Denklem 4'de verilebilir:

$$\Delta Y_t = \tau_0 + \sum_{k=1}^M \mu_k Er_{t-k} + \sum_{k=1}^L \theta_k \Delta Y_{t-k} + \sum_{k=0}^K \rho_k \Delta X_{t-k} + \epsilon_t \quad (4)$$

Hata düzeltme modellerini gösteren Denklem 4'deki Er terimi Denklem 1 veya 2'den elde edilen hata terimlerini ifade etmektedir. Bu terim gerçekte $\hat{\epsilon}$ ve $\hat{\vartheta}$ 'ye eşittir ve örneğin $\hat{\vartheta}$ için Denklem 5'de belirtilmektedir:

$$\hat{\vartheta}_t = \ln(\exp_t) - \ln(\widehat{\exp}_t) \quad (5)$$

Aylık veriler kullanıldığı için Denklem 1 ve 2'de mevsimsellik problemi oluşacağı düşünülebilir. Bu problem Denklem 4'de verilen hata düzeltme modelinde de geçerlidir. Mevsimsellik problemi modellerimize aralık ayı haricinde diğer ayları kapsayacak biçimde on bir adet kukla değişkeni eklenerek düzeltilmektedir.

3. Ampirik Sonuçlar

Engle-Granger'in (1987) iki adımlı metodolojisi modelimize uygulanmadan önce kullanılan tüm değişkenlerin birim kök testleri düzey ve fark seviyesinde genelleştirilmiş Dickey-Fuller ve Phillips-Perron testleri uygulanarak Tablo 1'de verilmektedir.

Tablo 1: Genelleştirilmiş Dickey–Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) Birim Kök Test Sonuçları

	ADF Testi		PP Testi			ADF Testi		PP Testi	
Değişken	T. D.	p D.	T. D.	p D.	Değişken	T. D.	p D.	T. D.	p D.
$\ln(imp)$	-2,66	0,08	-2,23	0,2	$\Delta \ln(imp)$	-14,06	0	-14,99	0
$\ln(exp)$	-0,89	0,79	-0,66	0,86	$\Delta \ln(exp)$	-10,36	0	-10,51	0
$\ln(E_{TL}^{USD})$	-0,01	0,96	-0,08	0,95	$\Delta \ln(E_{TL}^{USD})$	-7,34	0	-7,28	0
$\ln(E_{Ruble}^{USD})$	0,04	0,96	-0,28	0,93	$\Delta \ln(E_{Ruble}^{USD})$	-5,47	0	-5,41	0
$\ln(CPI^{TR})$	-0,1	0,95	-0,09	0,95	$\Delta \ln(CPI^{TR})$	-8,07	0	-8,03	0
$\ln(CPI^{RUS})$	0,78	0,99	0,37	0,98	$\Delta \ln(CPI^{RUS})$	-3,89	0	-4,04	0
V_{TL}^{USD}	-2,57	0,1	-2,82	0,06	ΔV_{TL}^{USD}	-7,85	0	-7,82	0
V_{Ruble}^{USD}	-1,67	0,45	-2,32	0,17	ΔV_{Ruble}^{USD}	-5,33	0	-5,43	0
$\ln(Y^{TR})$	-2,24	0,19	-2,55	0,11	$\Delta \ln(Y^{TR})$	-11,24	0	-11,7	0
$\ln(Y^{RUS})$	-1,82	0,37	-1,81	0,38	$\Delta \ln(Y^{RUS})$	-8,83	0	-8,84	0
$\ln(BDry)$	-2,58	0,1	-2,53	0,11	$\Delta \ln(BDry)$	-9,27	0	-9,32	0

Not: "T. D." ve "p D." sırasıyla test ve olasılık değerini ifade etmektedir.

Tablo 1'deki sonuçlar tüm serilerin düzeylerinin her iki teste göre %5 anlamlılık seviyesinde birim kök içerdiğini göstermektedir. Tüm serilerin birinci farkları ise her iki test sonucu değerlendirildiğinde %5 anlamlılık seviyesinde herhangi bir birim kök içermemektedir. Serilerin birim kök içermesi modelimizi tahmin etmeden önce değişkenlerimiz arasında eş bütünleşme olup olmadığını kontrol etmemizi gerektirmektedir. Eğer değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisi tespit edilebilirse en küçük kareler yönteminin Denklem 1 ve 2'ye uygulanması uygun olacaktır. Bu amaçla ithalat ve ihracat için yapılan Johansen eş bütünleşme test sonuçları Tablo 2 ve 3'de verilmiştir.

Tablo 2: İthalat İçin Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Değişkenler	2 Gecikme				5 Gecikme			
	Test 1	Test 2	Test 3	Test 4	Test 5	Test 6	Test 7	Test 8
$\ln(imp)$	E	E	E	E	E	E	E	E
$\ln(E_{TL}^{USD})$	E	E	E	E	E	E	E	E
$\ln(E_{Ruble}^{USD})$	E	E	E	E	E	E	E	E
$\ln(CPI^{TR})$	H	E	E	E	H	E	E	E
$\ln(CPI^{RUS})$	H	E	E	E	H	E	E	E
V_{TL}^{USD}	H	H	E	E	H	H	E	E
V_{Ruble}^{USD}	H	H	E	E	H	H	E	E
$\ln(BDry)$	H	H	H	E	H	H	H	E
Sabit	E	E	E	E	E	E	E	E
Eşbütünleşme Derecesi	1	1	2	3	0	0	2	4

Tablo 2’de ithalat için yapılan sekiz adet Johansen eşbütünleşme test sonucu verilmektedir. Ayrı ayrı testlerde kullanılan değişkenler E ile belirtilmekte, kullanılmayanlar ise H ile gösterilmektedir. 2 gecikmenin seçildiği testlerde Johansen test sonuçları Test 1 ve 2 için 1 eş bütünleşme derecesini, Test 3 ve 4 içinse sırasıyla 2 ve 3 eş bütünleşme derecesini belirtmektedir. Johansen testi için 5 gecikme seçildiğinde ise Test 5 ve 6 sonuçları eş bütünleşmenin olmadığına işaret ederken Test 7 ve 8 sırasıyla 2 ve 4 eş bütünleşme vektörüne işaret etmektedir. Özellikle Denklem 1’in tahmininde kullandığımız değişkenlerin tümünü içeren Test 4 ve 8’in eş bütünleşmenin varlığına işaret etmesi ekonometrik olarak Denklem 1’in tahmininde sorun olmadığını göstermektedir.

Tablo 3: İhracat İçin Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Değişkenler	2 Gecikme				5 Gecikme			
	Test 1	Test 2	Test 3	Test 4	Test 5	Test 6	Test 7	Test 8
$\ln(exp)$	E	E	E	E	E	E	E	E
$\ln(E^{\frac{USD}{TL}})$	E	E	E	E	E	E	E	E
$\ln(E^{\frac{USD}{Ruble}})$	E	E	E	E	E	E	E	E
$\ln(CPI^{TR})$	H	E	E	E	H	E	E	E
$\ln(CPI^{RUS})$	H	E	E	E	H	E	E	E
$V^{\frac{USD}{TL}}$	H	H	E	E	H	H	E	E
$V^{\frac{USD}{Ruble}}$	H	H	E	E	H	H	E	E
$\ln(BDry)$	H	H	H	E	H	H	H	E
Sabit	E	E	E	E	E	E	E	E
Eşbütünleşme Derecesi	1	1	1	2	0	0	2	5

Tablo 3’de sabit terimin de kullanıldığı 2 gecikmeli testlerde eş bütünleşme derecesi 1 veya 2 olarak bulunmaktadır. Tablo 3’de bulunan Test 4 ithalat için denklemimizde kullanacağımız tüm değişkenleri içermekte ve eş bütünleşmeyi sağlayan 2 vektör karşımıza çıkmaktadır. Tablo 3’de verilen ve 5 gecikme ile yapılan testlerde eş bütünleşme dereceleri Test 5 ve 6’da 0 olarak ön plana çıkarken Test 7 ve 8’de sırasıyla 2 ve 5 olmaktadır. Bu durum aynı Denklem 1’de olduğu gibi Denklem 2’nin de eşbütünleşme perspektifiyle tahmin edilebilmesinin mümkün olduğunu göstermektedir.

Tablo 4, Denklem 1 ile verilen ekonometrik modelin hem ay kukla değişkenleri kullanılmayarak hem de kullanılarak tahminini göstermektedir. Mevsimsellik etkisinin kontrol edilmediği Model 1’e göre rublenin değer kazanması Türkiye’nin Rusya’dan ithalatını uzun dönemde artırmaktadır. Ticaret teorisine ters gibi gözükten bu durum aslında Türkiye’nin Rusya’dan ithalatının kompozisyonunun daha çok enerji ağırlıklı olmasına bağlıdır. Rublenin Amerikan doları karşısında değer kazandığı periyotlar enerji fiyatlarının arttığı periyotlar ile çakışmakta ve Türkiye’nin satın aldığı enerji miktarı hacim olarak sabit kalsa da ödediği parasal miktar artmaktadır. Türk ithalatının artışına Rusya’daki tüketici fiyat endeksinin azalması da katkı sağlamaktadır. Rubledeki volatilité artışı Türkiye’nin ithalatını artırmaktadır. Türk perakende satış endeksindeki artış da benzer bir etkide bulunmaktadır.

Son olarak Rusya'nın Dünya Ticaret Örgütüne girmesi Türkiye'nin Rusya'dan ithalatını uzun dönemde artırıcı bir etkiye sahiptir. Tanılayıcı testler Model 1'in otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarından uzak olduğunu ve hata terimlerinin normal olarak dağıldığını göstermektedir.

Tablo 4: Döviz Kurlarının Türkiye İthalatı Üzerindeki Uzun Dönem Etkisi

Değişken	Model 1		Model 2	
	Katsayı	t değeri	Katsayı	t değeri
$\ln(E_t^{USD})$	0,557	1,33	0,194	0,523
$\ln(E_t^{Ruble})$	-0,355*	-1,858	-0,788***	-4,209
$\ln(CPI_t^{TR})$	0,271	0,261	0,559	0,607
$\ln(CPI_t^{RUS})$	-2,918***	-2,987	-1,095	-1,172
V_t^{USD}	0,819	0,466	3,299**	2,05
V_t^{Ruble}	2,373***	3,63	3,36***	5,847
$\ln(Y_t^{TR})$	2,017**	2,554	0,442	0,612
$\ln(Y_t^{RUS})$	-0,116	-0,226	0,154	0,357
$\ln(BDry_t)$	-0,043	-0,987	-0,054	-1,242
WTO	0,207***	3,082	0,162***	2,94
Sabit	26,022***	6,722	24,101***	7,444
Ay Kukla Değişkenleri	Kullanılmadı		Kullanıldı	
Düzeltilmiş R ²	%68,72		%80,07	
Doornik-Hansen Normalite Testi	[0,849]		[0,884]	
Breusch-Pagan LM Testi	[0,793]		[0,845]	
Breusch-Pagan-Godfrey AR(1) Testi	[0,159]		[0,566]	
Breusch-Pagan-Godfrey AR(2) Testi	[0,648]		[0,597]	
Breusch-Pagan-Godfrey AR(3) Testi	[0,932]		[0,712]	

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler testlerin olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 4'de verilen Model 2'de mevsimsel düzeltmeler ay kukla değişkenleri kullanılarak yapılmıştır. Bu durumda ruble değer kazancının Türk ithalatını Model 1'dekine göre uzun dönemde daha çok artırdığı görülmektedir. Model 1 için enerji ithalatı bağlamında açıklanan olgunun Model 2 için de aynen geçerli olduğu düşünülmektedir. Rus tüketici fiyat endeksindeki değişme ise etkisini tamamen kaybetmiştir. Fakat hem Amerikan doları/ruble kurundaki hem de Amerikan doları/TL kurundaki oynaklığın artması Türkiye'nin Rusya'dan ithalatını artırmaktadır. Her bir kurdaki %1 oynaklık artışı Türkiye'nin ithalatını yaklaşık %3'ün üzerinde bir seviyede artırmaktadır. Bu sonuç De Grauwe'ün (1988:66) çalışmasında belirttiği döviz kuru oynaklığı ve uluslararası ticaret arasında pozitif bir ilişkinin varlığını desteklemektedir. Yine Model 1'de de görüldüğü gibi Rusya'nın Dünya Ticaret Örgütü'ne üyeliği Türkiye'nin ithalatını uzun vadede artırmaktadır.

Denklem 3'e dayanan hata düzeltme modelleri ithalat için Tablo 5'de verilmekte ve kısa vadeli etkiler mevsimsel düzeltme yapılmadan gösterilmektedir. Model 3'de hata terimlerinin birinci gecikmesinin katsayısı negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu durum kısa vadeli bir düzeltme mekanizmasının varlığına işaret etmektedir. Kısa vadede TL'nin değer kaybetmesi ithalatı artırırken Türk perakende satış endeksindeki artış da aynı yönde bir etki göstermektedir. Tanılayıcı istatistikler Model 3'de de model sonuçlarını etkileyecek otokorelasyon veya değişen varyans gibi bir sorun olmadığını ifade etmektedir. Aynı zamanda hata terimleri normal olarak dağılmaktadır.

Tablo 5: Döviz Kurlarının Türkiye İthalatı Üzerindeki Kısa Dönem Etkisi

Değişken	Model 3		Model 4	
	Katsayı	t değeri	Katsayı	t değeri
Er_{t-1}	-0,77***	-4,931	-0,822***	-4,259
$\Delta \ln (imp_{t-1})$	-0,091	-0,777	-0,206	-1,524
$\Delta \ln (E_t^{TL})$	1,389**	2,356	0,661	1,156
$\Delta \ln (E_t^{Ruble})$	-0,138	-0,443	-0,585*	-1,799
$\Delta \ln (CPI_t^{TR})$	-0,825	-0,488	0,444	0,209
$\Delta \ln (CPI_t^{RUS})$	0,517	0,193	0,871	0,324
ΔV_t^{TL}	-0,517	-0,229	1,591	0,787
ΔV_t^{Ruble}	-0,46	-0,396	0,746	0,727
$\Delta \ln (Y_t^{TR})$	1,596***	2,126	1,06	1,613
$\Delta \ln (Y_t^{RUS})$	0,056	0,08	0,294	0,483
$\Delta \ln (BDry_t)$	-0,045	-0,817	-0,022	-0,39
Sabit	-0,02	-0,848	0,122**	2,635
Ay Kukla Değişkenleri	Kullanılmadı		Kullanıldı	
Düzeltilmiş R^2	%37,19		%55,98	
Doornik-Hansen Normalite Testi	[0,64]		[0,805]	
Breusch-Pagan LM Testi	[0,881]		[0,652]	
Breusch-Pagan-Godfrey AR(1) Testi	[0,551]		[0,483]	
Breusch-Pagan-Godfrey AR(2) Testi	[0,644]		[0,584]	
Breusch-Pagan-Godfrey AR(3) Testi	[0,872]		[0,99]	

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler testlerin olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 5'de verilen Model 4 ay kukla değişkenleri kullanılarak oluşturulmuştur. Bu modelde de hata terimlerinin birinci gecikmesinin katsayısı istatistiksel olarak anlamlı ve negatiftir. Bu durum Model 3'de de olduğu gibi bize kısa vadeli bir düzeltme mekanizmasının varlığına dair kanıt sunmaktadır. Bu modelde yalnızca Amerikan doları/ruble kurunun artmasının Türkiye'nin Rusya'dan ithalatına kısa vadede negatif etkisi bulunmaktadır. Tanılayıcı istatistikler Model 4'de de sonuçları bozucu ekonometrik bir sorunun olmadığına işaret etmektedir.

Tablo 6’da Türkiye’nin Rusya’ya uzun vadeli ihracatını konu alan Denklem 2’nin tahmin sonuçları verilmektedir. Model 5’de ay kukla değişkenleri kullanılmamaktadır. Rublenin değer kazanması uzun vadede Türkiye’nin Rusya’ya olan uzun vadeli ihracatını artırmaktadır. Rus tüketici fiyat endeksinin artması ise Rusya’ya olan ihracatımızı negatif etkilemektedir. Amerikan doları/ruble oynaklığındaki artış ise uzun vadeli ihracatımızı pozitif etkilemektedir. Türk perakende satış endeksindeki artışlar ihracatımızı pozitif etkilerken Rus perakende satış endeksindeki artışlar ihracatımızı düşürücü bir rol oynamaktadır. Model 1 ve 2’de de görüldüğü gibi Rusya’nın Dünya Ticaret Örgütüne üye olması Model 5’de de uzun vadede dış ticareti artırıcı yönde etkilidir.

Tablo 6: Döviz Kurlarının Türkiye İhracatı Üzerindeki Uzun Dönem Etkisi

Değişken	Model 5		Model 6	
	Katsayı	t değeri	Katsayı	t değeri
$\ln(E_t^{USD})$	-0,055	-0,097	-0,517	-1,01
$\ln(E_t^{Ruble})$	-1,521***	-5,92	-1,915***	-7,419
$\ln(CPI_t^{TR})$	2,184	1,569	2,594**	2,043
$\ln(CPI_t^{RUS})$	-4,031***	-3,072	-2,434*	-1,889
V_t^{USD}	0,492	0,208	5,19**	2,338
V_t^{Ruble}	4,478***	5,1	5,658***	7,137
$\ln(Y_t^{TR})$	4,412***	4,159	2,305**	2,315
$\ln(Y_t^{RUS})$	-2,7***	-3,912	-2,155***	-3,624
$\ln(BDry_t)$	0,068	1,145	-0,08	-1,331
WTO	0,4***	4,427	0,375***	4,92
Sabit	25,133***	4,834	25,662***	5,745
Ay Kukla Değişkenleri	Kullanılmadı		Kullanıldı	
Düzeltilmiş R ²	%89,79		%93,14	
Doornik-Hansen Normalite Testi	[0,486]		[0,442]	
Breusch-Pagan LM Testi	[0,405]		[0,547]	
Breusch-Pagan-Godfrey AR(1) Testi	[0,098]		[0,244]	
Breusch-Pagan-Godfrey AR(2) Testi	[0,374]		[0,435]	
Breusch-Pagan-Godfrey AR(3) Testi	[0,919]		[0,966]	

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler testlerin olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Model 6, Model 5’in kukla değişkenler eklenmiş versiyonudur. Rublenin değer kazanması Türkiye’nin uzun vadeli ihracatını artırmaktadır. İlginç bir şekilde Türk tüketici fiyat endeksindeki artışlar mevsimsellik düzeltmesi için kukla değişken kullanılsa bile ihracatı pozitif etkilemektedir. Bu durum dış ticaret teorisine ters düşmesine rağmen enflasyonu gıda fiyatlarından oldukça etkilenen Türkiye’nin karşısında ticaret partneri olarak özellikle yaş meyve ve sebzede yakın komşusuna oldukça bağımlı olan bir Rusya’nın bulunmasından kaynaklanmaktadır. Rus tüketici fiyat endeksindeki artışlar ise ihracatı azaltmaktadır. Bu olgu son zamanlarda daha belirgin olmak üzere

çeşitli nedenlerle Rus hükümetlerinin ucuz ithal mallar yerine pahalı yerel malları ikame ettirme çabasından gelmektedir. Mevsimsellik düzeltilmesi yapılmış Model 6'da hem Amerikan doları/ruble hem de Amerikan doları/TL'deki oynaklığın artması Türkiye ihracatını oldukça yüksek düzeyde artırıcı bir etki oluşturmaktadır. Esneklikler açısından yorumlandığında her bir kur oynaklığındaki %1 artış Türkiye'nin Rusya'ya ihracatını %5 üzerinde artıracaktır. Bu durum De Grauwe'un (1988:66) hipotezini destekleyen bir kanıt olarak karşımıza çıkmaktadır. Türk perakende satış endeksindeki artış ihracatımıza destek verirken Rusya'daki artış Türk ihracatını azaltmaktadır. Özellikle Rusya endeksinin sergilediği bu sonuç zenginleşen Rusların Türkiye dışından gelen daha sofistike ürünlere yönelmesinden kaynaklanabilir. Tüm modellerimizde olduğu gibi Rusya'nın Dünya Ticaret Örgütü üyeliği Türk ihracatı üzerinde uzun vadede olumlu bir etki oluşturmaktadır. Model 6'da tanılayıcı istatistikler açısından da herhangi bir sorun bulunmamaktadır.

Tablo 7'de Türkiye'nin Rusya'ya ihracatının kısa vadeli analiz sonuçları verilmektedir. Ay kukla değişkenleri kullanılmayan Model 7'de hata terimlerinin birinci gecikmesinin katsayısının negatif ve oldukça anlamlı olması kısa vadeli bir hata düzeltme modelinin varlığına işaret etmektedir. Amerikan doları/TL kurundaki artışlar kısa vadede Türk ihracatını azaltmaktadır. Rus tüketici fiyat endeksi ve perakende satış endeksindeki artışlar da benzer bir etki göstermektedir. Türk perakende satış endeksindeki artışlar ise ihracatı kısa vadede artırmaktadır. Amerikan doları/TL kurundaki oynaklığın artması da ihracatı pozitif olarak etkilemektedir. Baltık kuru yük endeksi ilk kez bir modele istatistiki olarak anlamlı girmekte ve kısa dönemli ihracat üzerinde olumlu bir etki göstermektedir. Tanılayıcı istatistiklere göre Model 7 herhangi bir ekonometrik problem içermemektedir.

Tablo 7: Döviz Kurlarının Türkiye İhracatı Üzerindeki Kısa Dönem Etkisi

Değişken	Model 7		Model 8	
	Katsayı	t değeri	Katsayı	t değeri
Er_{t-1}	-0,351***	-3,006	-0,49***	-3,853
$\Delta \ln (exp_{t-1})$	-0,176*	-1,704	-0,283***	-2,704
$\Delta \ln (E_t^{TL})$	-1,78***	-2,775	-0,626	-1,009
$\Delta \ln (E_t^{Ruble})$	-0,039	-0,113	-0,678*	-1,921
$\Delta \ln (CPI_t^{TR})$	-1,242	-0,647	-4,006	-1,66
$\Delta \ln (CPI_t^{RUS})$	-7,523**	-2,463	-4,412	-1,484
ΔV_t^{TL}	6,66**	2,65	4,45*	1,964
ΔV_t^{Ruble}	-0,266	-0,203	1,736	1,444
$\Delta \ln (Y_t^{TR})$	1,601*	1,814	0,709	0,985
$\Delta \ln (Y_t^{RUS})$	-2,783***	-3,577	-2,803***	-4,185
$\Delta \ln (BDry_t)$	0,14**	2,392	-0,043	-0,71
Sabit	0,064**	2,303	-0,059	-1,157

Değişken	Model 7		Model 8	
	Katsayı	t değeri	Katsayı	t değeri
Ay Kukla Değişkenleri	Kullanılmadı		Kullanıldı	
Düzeltilmiş R ²	%48,48		%63,94	
Doornik-Hansen Normalite Testi	0,801		0,737	
Breusch-Pagan LM Testi	0,087		0,823	
Breusch-Pagan-Godfrey AR(1) Testi	0,713		0,212	
Breusch-Pagan-Godfrey AR(2) Testi	0,794		0,611	
Breusch-Pagan-Godfrey AR(3) Testi	0,962		0,816	

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler testlerin olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo 7’de verilen Model 8, Model 7’nin ay kukla değişkenleri eklenmiş halidir. Bu modelde de hata terimlerinin birinci gecikmesinin katsayısı istatistiki olarak anlamlı ve negatiftir. Kısa vadede Ruble’nin değerinin artması Türk ihracatını artırıcı etki göstermektedir. Aynı zamanda Amerikan doları/TL kurundaki oynaklık artışının etkisi de bu yöndedir. Fakat Rus perakende satış endeksindeki artışlar Türk ihracatını azaltmaktadır. Tanılayıcı istatistikler otokorelasyon veya değişken varyans gibi ekonometrik problemlerin Model 8’de etkili olmadığını, hata terimlerinin normal dağıldığını göstermektedir.

Sonuç

Bu çalışmada döviz kuru oynaklığının Türk-Rus ikili ticaretine etkisi araç para birimi yaklaşımıyla Türkiye için ilk defa incelenmektedir. Araç para birimi yöntemi ülkelerin yerel para birimleri arasındaki parite yerine ülke para birimlerinin dış ticarete yoğun olarak kullanılan bir para birimine göre değerlerinin kullanılmasını gerektirmektedir. Böylelikle ülkelerin ve dünyanın ticaretini baskılayan ve yönlendiren para birimindeki değişiklikler de analize katılmaktadır. Ayrıca ekonometrik açıdan bakıldığında dış ticaretin ticarete konu olan ülkeler arasındaki ikili kuru değiştirmesi sebebiyle ortaya çıkabilecek ters nedenselliğin de önüne geçilmektedir. Bulgularımız özellikle mevsimsellik düzeltmelerinin yapıldığı modellerde Amerikan doları/ruble ve Amerikan doları/TL kurlarının oynaklığındaki %1’lik artışın sırasıyla Türkiye’nin uzun dönemli ithalatını %3,299 ve %3,36 düzeyinde yükselttiğini göstermektedir. Aynı durum ihracat için de geçerlidir. Türkiye ihracatı uzun vadede Amerikan doları/ruble ve Amerikan doları/TL kurlarının oynaklığının %1 artmasından sırasıyla %5,19 ve %5,658 düzeyinde ve pozitif olarak etkilenmektedir. Kısa vadede ise ne Amerikan doları/ruble ne de Amerikan doları/TL döviz kurlarındaki oynaklık artışı Türkiye’nin ithalatını etkilememekte ancak Amerikan doları/TL’deki oynaklık artışı ihracatı artırmaktadır. Özetle araç para birimi olan Amerikan dolarına göre ruble ve TL’deki oynaklığının artışı hem Türkiye ithalatı hem de Türkiye ihracatı üzerinde uzun vadede pozitif etkili, kısa vadede ise sadece TL oynaklığı Türkiye ihracatı üzerinde etkilidir.

Analizlerimiz De Grauwe'ün (1988:66) sonuçlarını destekleyen kanıtlar sunmaktadır. De Grauwe (1988:81) döviz kuru oynaklığının düşünülünün aksine ticareti artırdığına dikkat çekmektedir, fakat bu durumun sosyal refahı azaltıcı bir etkisi olduğunu da vurgulamaktadır. Özellikle esnek kur rejimleri nominal kurlarda yüksek oynaklığı beraberinde getirmekte ve bu durum reel kurlarda yanlış ayarlamalara yol açabilmektedir. Bunun neticesinde dış ticarete konu olan mal piyasalarında dengesizlikler oluşmaktadır. Bu dengesizlikler politika yapıcıları da etkilemekte ve politikacıları dış ticarete konu mallar üzerinde koruma önlemleri almaya itmektedir. Her ne kadar çalışmamızda kur oynaklığındaki artışın iki ülke arasındaki dış ticareti artırdığı bulunmuş olsa da bu artışlar ülkeler üzerinde büyük refah kayıplarına neden olmaktadır. Bu yüzden kur oynaklığına karşı önlemlerin alınması elzem gözükmektedir. Rusya ile yapılacak ticaretin yerel para birimleri üzerinden yapılması ve ülke merkez bankaları arasında döviz takas antlaşmalarının uygulanması oynaklığın azalmasına destek olacaktır. Bu sayede Türk ithalat ve ihracatı azalsa da risk faktörünün azalması dış ticareti ülkeler açısından sosyal refahı daha fazla artırıcı bir konuma getirecektir. Ayrıca vadeli işlem piyasalarının geliştirilmesi ve dış ticaretle uğraşan firmaların vadeli işlem piyasalarında işlem yapmasının özendirilmesi de başka bir alternatif çözüm olarak karşımıza çıkmaktadır. Bu sayede kur oynaklığının etkisi finansal piyasalar aracılığıyla azalacak ve bu durum da De Grauwe'ün (1988:81) belirttiği üzere refah artışına yadsınamaz derecede katkı sağlayacaktır. Döviz kuru oynaklığının giderilmesinde toplumun özellikle dolarizasyon tehlikesine karşı bilinçlendirilmesi önem arz etmektedir. Dolarizasyonun hakim olduğu ülkelerde kurlar olması gereken değerleri yansıtmamakta ve oldukça oynak seyretmektedir. Ayrıca, böyle durumlarda halk tarafından ekonomiyi düzenleyen ve denetleyen kuruluşlara verilen önem azalmaktadır. Bu yüzden kur oynaklığını gidermek adına atılacak maddi adımlar beklenen sonuçları vermemektedir. Fakat toplumsal bilinci arttıracak şeffaf ve anlaşılabilir uygulamalar ve Türk lirası kullanımını teşvik edici politikalar ön plana çıkarıldığında zaman içerisinde bu durumun ortadan kaybolacağı ve Türk lirasının diğer para birimleri karşısındaki oynaklığının azalacağı düşünülmelidir. Bu sayede toplumsal bir bakış açısı değişikliğinin parasal bir olguya ve onun ötesinde de dış ticarete refah arttırıcı olumlu bir etkisi gözlenecektir.

Kaynakça

- Aristotelous, K. (2001), "Exchange-Rate Volatility, Exchange-Rate Regime, and Trade Volume: Evidence from the UK-US Export Function (1889-1999)", *Economics Letters* 72(1), 87-94.
- Arize, A.C. (1996), "Real Exchange-Rate Volatility and Trade Flows: The Experience of Eight European Economies", *International Review of Economics & Finance*, 5(2), 187-205.

- Arize, A.C. (1998), "The Long-Run Relationship between Import Flows and Real Exchange-Rate Volatility: The Experience of Eight European Economies", *International Review of Economics & Finance*, 7(4), 417-35.
- Arize, A.C., Osang, T. ve Slottje, D.J. (2000), "Exchange-Rate Volatility and Foreign Trade: Evidence from Thirteen LDC's", *Journal of Business & Economic Statistics*, 18(1), 10-17.
- Arize, A.C., Osang, T. ve Slottje, D.J. (2008), "Exchange-Rate Volatility in Latin America and Its Impact on Foreign Trade", *International Review of Economics & Finance*, 17(1), 33-44.
- Asteriou, D., Masatci, K. ve Pilbeam, K. (2016), "Exchange Rate Volatility and International Trade: International Evidence from the MINT Countries", *Economic Modelling*, 58(November), 133-40.
- Auboin, M. ve Ruta, M. (2013), "The Relationship between Exchange Rate and International Trade: A Literature Review", *World Trade Review*, 12(3), 577-605.
- Bahmani-Oskooee, M. ve Hegerty, S.W. (2007), "Exchange Rate Volatility and Trade Flows: A Review Article", *Journal of Economic Studies*, 34(3), 211-55.
- Bahmani-Oskooee, M., Harvey, H. ve Hegerty, S.W. (2013), "The Effects of Exchange-Rate Volatility on Commodity Trade between the US and Brazil", *The North American Journal of Economics and Finance*, 25(August), 70-93.
- Bailey, M.J., Tavlas, G.S. ve Ulan, M. (1987), "The Impact of Exchange-Rate Volatility on Export Growth: Some Theoretical Considerations and Empirical Results", *Journal of Policy Modeling*, 9(1), 225-43.
- Broda, C. ve Romalis, J. (2011), "Identifying the Relationship Between Trade and Exchange Rate Volatility", C. Ito ve A.K. Rose(Ed) *Commodity Prices and Markets* içinde, University of Chicago Press, 79-110.
- Choudhry, T. (2005), "Exchange Rate Volatility and the United States Exports: Evidence from Canada and Japan", *Journal of the Japanese and International Economies*, 19(1), 51-71.
- Chowdhury, A.R. (1993), "Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence from Error-Correction Models", *The Review of Economics and Statistics*, 75(4), 700-706.
- Clark, P., Tamirisa, N., Wei S.J., Sadikov, A. ve Zeng, L. (2004), "Exchange Rate Volatility and Trade Flows-Some New Evidence", IMF Policy Papers.
- Daly, K. (1998), "Does Exchange Rate Volatility Impede the Volume of Japan's Bilateral Trade?", *Japan and the World Economy*, 10(3), 333-48.
- De Grauwe, P. (1988), "Exchange Rate Variability and the Slowdown in Growth of International Trade", *International Monetary Fund Staff Papers*, 35(1), 63-84.

- Demez, S. ve Ustaoglu, M. (2012), "Exchange-Rate Volatility's Impact on Turkey's Exports: An Empirical Analyze for 1992-2010", *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 41, 168-76.
- Engle, R.F.ve Granger, C.W.J. (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Hooper, P. ve Kohlhagen, S.W. (1978), "The Effect of Exchange Rate Uncertainty on the Prices and Volume of International Trade", *Journal of International Economics*, 8(4), 483-511.
- Kenen, P.B. ve Rodrik, D. (1986), "Measuring and Analyzing the Effects of Short-Term Volatility in Real Exchange Rates", *The Review of Economics and Statistics*, 68(2), 311-15.
- McKenzie, M.D. ve Brooks, R.D. (1997), "The Impact of Exchange Rate Volatility on German-US Trade Flows", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 7(1), 73-87.
- Öztürk, I. (2006), "Exchange Rate Volatility and Trade: A Literature Survey", *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, 3(1), 85-102.
- Sercu, P. ve Uppal, R. (2003), "Exchange Rate Volatility and International Trade: A General-Equilibrium Analysis", *European Economic Review*, 47(3), 429-41.
- Verheyen, F. (2012), "Bilateral Exports from Euro Zone Countries to the US-Does Exchange Rate Variability Play a Role?", *International Review of Economics&Finance*, 24(October), 97-108.
- Yang, G. ve Gu, Q. (2016), "Effects of Exchange Rate Variations on Bilateral Trade with a Vehicle Currency: Evidence from China and Singapore", *Journal of International Money and Finance*, 68 (November), 50-73.