



Döviz Kuru Oynaklığının Türkiye'nin Tarımsal Dış Ticaretine Etkisi[#]

Güngör Karakaş¹, Gülistan Erdal²

¹Hitit Üniversitesi, Sosyal Bilimler MYO, Mülkiyet Koruma ve Güvenlik Bölümü 19030 Çorum, Türkiye

²Gaziosmanpaşa Üniversitesi, Ziraat Fakültesi, Tarım Ekonomisi Bölümü, 60240 Tokat, Türkiye

MAKALE BİLGİSİ

[#] Bu makale Gaziosmanpaşa Üniversitesi tarafından 2014/69 sayılı Bilimsel Araştırma Projesi olarak desteklenmiş ve Güngör Karakaş'ın doktora tezi olarak kabul edilmiştir.

Araştırma Makalesi

Geliş 15 Aralık 2016
Kabul 08 Mart 2017

Anahtar Kelimeler:
Panel Veri Analizi
Döviz Kuru
Tarımsal Dış Ticaret
Oynaklık
FMOLS

*Sorumlu Yazar:

E-mail: gungorkarakas@hitit.edu.tr

ÖZET

Bu çalışmada reel efektif döviz kurunun (RDK) ve reel efektif döviz kur oynaklığının (RDKU) Türkiye'nin tarımsal dış ticareti üzerine etkisi araştırılmıştır. Çalışmada, Türkiye'nin tarımsal dış ticaretindeki 25 önemli ülke ile 1990-2012 periyodunda panel veri analizleri kullanılmıştır. RDKU'yu elde etmek için IGARCH modeli uygulanmıştır. Bu çalışmada RDK ve RDKU Türkiye'nin tarımsal dış ticaretine etkisi, hem ülke bazında hem de panel olarak FMOLS modeli ile incelenmiştir. FMOLS modeli sonuçlarına göre; RDK'nın %1 artması durumunda Türkiye'nin tarımsal ithalatı %7,61, tarımsal ihracatın ise %2,24 artış gösterdiği tespit edilmiştir. RDKU'nun %1 artması durumunda, tarımsal ithalatın %18,83 azaldığı belirlenmiştir. Öte yandan tarımsal ihracat ve reel efektif döviz kur oynaklığı arasında anlamlı bir ilişkiye rastlanılmamıştır. Sonuç itibarıyla mevcut sektörel problemler ve reel efektif döviz kuru ve oynaklığının Türkiye'nin tarımsal dış ticaretinde dengesizliğe yol açtığı söylenebilir. Tarımsal üreticiler ve sanayiciler döviz kuru oynaklığından çoğu zaman olumsuz etkilenmektedirler. Bu sebeplerden dolayı, tarımsal üretici ve sanayiciler için koruyucu tedbirlerin alınması önem arz etmektedir.

Turkish Journal Of Agriculture - Food Science And Technology, 5(6): 668-675, 2017

The Effect of Exchange Rate Volatility on Turkey's Agricultural Foreign Trade

ARTICLE INFO

Research Article

Received 15 December 2016
Accepted 08 March 2017

Keywords:
Panel Data Analysis
Exchange Rate
Agricultural Foreign Trade
Volatility
FMOLS

*Corresponding Author:

E-mail: gungorkarakas@hitit.edu.tr

ABSTRACT

In this study, impact of the real effective exchange rate (REER) and its volatility (REERV) on Turkey's agricultural foreign trade was investigated. 25 important countries in agricultural trade of Turkey and 1990-2012 periods were examined, and panel data analysis was used in this research. IGARCH model was applied to obtain for the REERV. Influence of the REER and REERV on Turkey's agricultural trade was analyzed with FMOLS model both individual country and groups panel. According to the results of FMOLS model; It was determined that Turkey agricultural import (7.61%) and export (2.24%) were increased when the REER was risen about 1%. The agricultural import was decreased 18.83% in case the REERV was increased 1%. On the other hand, when the REERV was increased around 1%, there was no significantly relationship between agricultural export and REERV. As a result, it can be stated that REER and REERV were caused an imbalance on Turkey's agricultural foreign trade. Agricultural producers and industrialists are often adversely affected by the REERV. For these reasons, it is important to take protective measures for them.

Giriş

Türkiye'de 1980 sonrası dönemde uygulanan istikrar tedbirleri çerçevesinde ihracatın özendirilmesine yönelik kur politikası uygulaması esas alınmış, 2001 yılından itibaren dalgalı kur rejimi benimsenmiştir. Dış ticaret bazı özel durumlar dışında tamamen döviz aracılığı ile yapılmaktadır. Dış ticarete ödeme aracı olarak kullanılan döviz kurlarının dalgalanması sonucu ithalat ve ihracat değerlerinde de dalgalanmalar görülebilmektedir. Bu dalgalanmalar, ihracatçı firmaların önemli sorunları arasındadır. Türkiye İhracatçılar Meclisi'nin belirli dönemlerde gerçekleştirdiği ihracatçı sorunları eğilim anketi sonuçlarına göre; döviz kurlarının önemli bir sorun teşkil ettiği bunu enerji maliyetleri ve finansman maliyetlerinin izlediği kaydedilmiştir (TİM, 2015).

Döviz kuru oynaklığının bir ülke ekonomisi üzerinde çok yönlü etkileri bulunmaktadır. Döviz kuru oynaklığının yatırımlar, ekonomik büyüme, dış ticaret gibi makro değişkenlere etkisini ortaya koyan çalışmalar sektörel, ulusal ve uluslararası boyutta incelenmektedir. Tarımsal ticarete döviz kuru oranlarının rolü Schuh (1974)'un makalesi ile önemli bir boyut kazanmıştır. Schuh, döviz kurunun ticareti açıklamasında ABD tarımının gelişmesinde ihmal edilmiş bir problem olduğunu vurgulamıştır. Daha sonra Johnson ve ark. (1977) araştırmalarında, 1970'li yıllarda tahıl fiyatlarındaki dalgalanmaları açıklamaya çalışmışlardır. Araştırma sonucunda, ABD buğday fiyatlarında döviz kuru oynaklığının negatif bir etki oluşturduğunu tespit etmişlerdir. Babula ve ark. (1995) ABD mısır ihracatı ile döviz kuru, fiyatlar ve satışlar arasında eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığını araştırmışlar ve sonuçta bir ilişki tespit edememişlerdir. Lamb (2000), 4 Afrika ülkesinde toplam tarımsal çıktı, gıda ürünleri ve ihraç ürünleri için arz fonksiyonları hesaplamış ve döviz kuru oynaklığının bu değişkenler üzerinde negatif yönde etkisini tespit etmiştir. Yanıkkaya (2001) döviz kurlarındaki değişimin Türk tarım ürünleri ihracatına etkisini inceleyen çalışmada, döviz kurlarındaki değişimlerin pamuk ve tütün ihracatı üzerinde etkili olduğunu tespit etmiştir. Cho ve ark. (2002) G-10 ülkelerinde döviz kurunun etkisini tarım sektörü ve diğer sektörler açısından değerlendirilmiş ve döviz kuru oynaklığının tarımsal ticareti diğer sektörlerin ticaretinden daha büyük bir şekilde negatif yönde etkilediği tespit edilmiştir. Yuan ve Awokase (2003) döviz kuru oynaklığının ABD kanatlı hayvan ihracatı üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Panel veri çekim modeli kullanılarak yapılan araştırma sonuçlarına göre; döviz kuru oynaklığının ABD kanatlı hayvan ihracatı üzerinde negatif etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir. Sheldon (2003) 1974–1995 periyodu için 10 gelişmiş ekonomi bazında döviz kuru dalgalanmasının tarımsal ticarete etkisini araştırmıştır. Araştırmada toplam dış ticarete göre kıyaslandığında döviz kuru dalgalanmaları daha yüksek oranda tarımsal ticareti olumsuz etkilemektedir. Wang ve Barrett (2007) çalışmalarında Tayvan ekonomisi üzerinde reel döviz kurlarının koşullu varyans ve koşullu ortalamalarıyla, çoklu Garch-M modelinden yararlanarak döviz kuru dalgalanmalarından tarım sektörünün olumsuz etkilendiğini tespit etmişlerdir. Kandilov (2008) G-10

ülkelerini kapsayan araştırmasında, döviz kuru dalgalanmalarının tarımsal ticarete olan negatif etkisinin toplam ticarete göre daha fazla olduğunu tespit etmiştir. Erdem ve ark. (2010) döviz kuru ve döviz kuru oynaklığının 1980-2005 yılları arasında tarımsal dış ticaret üzerindeki etkisinin 20 ülke açısından incelendiği çalışmada, panel eş bütünleşme analizi kullanılmıştır. Araştırma sonuçlarına göre, döviz kuru oynaklığının döviz kuru seviyesine göre tarımsal ticaret üzerinde daha fazla etkili olduğunu bu etkinin tarımsal ithalatta daha yoğun yaşandığı belirlenmiştir. Kafle (2011), 1970-2010 yılları arasında 28 ülke bazında panel veri çekim modeli yardımıyla nominal ve reel döviz kurlarının dış ticaret üzerine etkisini tarımsal ve tarımsal olmayan sektörler bazında araştırmıştır. Çalışma sonuçlarına göre, tarım sektöründe ve tarım dışı sektörlerde, ithalatta ve ihracatta döviz kuru dalgalanmaları istatistikî olarak önemli ve negatif etki yaptığı belirlenmiştir. Sever (2012) yapmış olduğu çalışmada döviz kuru dalgalanmalarının tarımsal dış ticareti negatif yönde etkilediğini tespit etmiştir. Bu etkinin tarımsal ihracatta daha fazla hissedildiğini ortaya koymuştur. Erdal ve ark. (2012) Türkiye'nin tarımsal ticareti üzerine döviz kuru oynaklığının etkisini 1995-2007 döneminde incelemişlerdir. Sonuç olarak döviz kuru oynaklığının tarımsal ihracatta pozitif bir etki, tarımsal ithalatta ise negatif bir etki oluşturduğunu ifade etmişlerdir. Sheldon ve ark. (2013) Birleşik Devletler'in yaş sebze ve meyve dış ticaretinde döviz kuru oynaklığının etkisini araştırmışlardır. Araştırma sonucunda döviz kuru oynaklığının etkisi hem yaş meyve hem de yaş sebze dış ticaretinde negatif olarak belirlenmiştir.

Genel olarak literatürde döviz kuru ile dış ticaret özelinde tarımsal ticaret arasındaki ilişkileri inceleyen kantitatif çalışmaların bazılarında döviz kuru oynaklığının tarımsal dış ticareti olumsuz etkilediğini bildirilirken, bazılarında ise olumlu etkilediği bildirilmektedir. Diğer bir ifade ile bu konuda tam bir fikir birliği oluşmuş değildir. Döviz kuru oynaklığının tarımsal dış ticarete olan etkilerinin farklılık arz etmesi, incelemeye alınan değişkenlerin ve kullanılan analiz yöntemlerinin, ürün, ülke ve zaman periyodu bakımından farklı olmasından kaynaklandığı söylenebilir.

Bu çalışma, 2000'li yıllarda Türkiye'nin ekonomik gelişimi ile birlikte dış ticaret verilerindeki değişimin tarım sektörü açısından ele alınması, döviz kuru oynaklıklarının ilgili sektör üzerindeki etkisinin ortaya konulması açısından önemlidir. Bu bağlamda çalışmanın temel amacı; döviz kurunun ve döviz kuru oynaklığının tarımsal dış ticarete etkisini açıklamaktır. Çalışma 1990-2012 periyodunu kapsamaktadır. Çalışmada döviz kuru endekslerinin Türkiye'nin tarımsal dış ticaret yaptığı önemli 25 adet ülke için ayrı ayrı ağırlıklı geometrik ortalaması alınarak hesaplanmış olması önemli bir farklılıktır.

Materyal ve Yöntem

Bu çalışmada tarımsal dış ticaret veri seti için tüm ekonomik faaliyetlerin endüstri sınıflaması uluslararası

standartı (ISIC, REV3) tarım, ormancılık ve balıkçılık faslı dikkate alınmıştır. Çalışmada kullanılan veriler, Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK), Dünya Bankası (DB) ve Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası resmi istatistik kaynaklarından elde edilmiştir. Diğer taraftan konu ile ilgili yapılmış çalışmalar, çeşitli ulusal ve uluslararası araştırmalardan da faydalanılmıştır.

Çalışmada Panel veri modelleri kullanılmıştır. Panel veri, zaman serisi ve yatay kesit verilerinin birleşmesiyle oluşmaktadır. Diğer bir deyişle panel veri ülkeler, bölgeler, firmalar, hane halkları vb. kesit gözlemlerin belli bir zaman dönemi içinde bir araya getirilmeleri olarak tanımlanabilir. Bu nedenle panel verileri ile yapılan analizler yatay kesit ve zaman serilerinin özelliklerini içermektedirler. Çalışmada zaman serisi olarak 1990-2012 periyodu ele alınmıştır. Türk lirası konvertibl bir para olarak 1991 yılında onaylanmıştır. Bu bağlamda, ele alınan periyot Türkiye'nin dışa açılmasında bir dönüm noktası ve ilerleme süreci taşıması açısından önemli görülmektedir. Bu dönem içerisinde çalışmanın yatay kesiti olarak, Türkiye'nin tarımsal dış ticaretinde öne çıkan 25 ülke; Almanya, Amerika, Avusturya, Bulgaristan, Çin, Endonezya, Fransa, Hindistan, Hollanda, İngiltere, İspanya, İsrail, İsviçre, İtalya, Japonya, Kanada, Macaristan, Malezya, Mısır, Polonya, Romanya, Rusya, Sudan, Suudi Arabistan ve Yunanistan dikkate alınmıştır. Dolayısıyla 25 ülke ve her ülke için 23 yıllık zaman dilimi kullanılarak panel veri seti oluşturulmuştur.

Araştırmada, tüm değişkenlerin logaritmik formu kullanılmıştır. Logaritmik formdaki bir fonksiyon grafik ile gösterildiğinde bunların doğrusal bir hareket sergiledikleri bilinmektedir. Diğer taraftan, logaritmik dönüşüm sonrası kurulan eşitliklerde yüzde olarak yorumlama kolaylığı bulunmaktadır (Gujarati, 1999).

Bir ülkenin ticaret akımları üzerine döviz kurunun etkileri incelenirken, geleneksel bir yaklaşım şekli olarak ithalat ve ihracat modelleri kullanılmaktadır. Diğer yandan döviz kuru seviyesinin yanında döviz kuru oynaklığının kendisi tarımsal ticarete maliyetleri ayarlama ve riskten kaçınma gibi nedenlerden dolayı daha önemli olabilmektedir (Kandilov, 2008). Ticarete döviz kuru dalgalanmalarının etkisini hesaplamak için Bahmani-Oskooee ve Wang (2008) geleneksel ihracat ve ithalat modellerini Eşitlik 1 ve 2'deki gibi genişletmişlerdir.

$$\ln TIH_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln GPÜ_{it} + \alpha_2 \ln RDK_{it} + \alpha_3 \ln RDKU_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln TIT_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln GTR_t + \beta_2 \ln RDK_{it} + \beta_3 \ln RDKU_{it} + u_{it} \quad (2)$$

Burada t zaman periyodunu, i ticaret ortağını göstermektedir.

TIH_{it} : Türkiye'nin i tarımsal ticaret ortağı ile t zamanında yapılan ihracatı,

TIT_{it} : Türkiye'nin i tarımsal ticaret ortağı ile t zamanında yapılan ithalatı,

$GPÜ_{it}$: Türkiye'nin i tarımsal ticaret ortağının t zamanındaki reel gelirini (GSYH),

GTR_t : Türkiye'nin t zamanındaki reel geliri (GSYH),

$\ln$: Değişkenlerin logaritmasını,

RDK_{it} : Reel efektif döviz kur oranını temsil etmektedir.

$RDKU_{it}$: Reel efektif döviz kur oranının oynaklığını ifade etmektedir.

Reel efektif döviz kur endeksleri, Türkiye'nin tüketici fiyat endeksinin dış ticaret yaptığı ülkelerin tüketici fiyat endeksine oranının ağırlıklı geometrik ortalaması alınarak hesaplanmıştır. Burada ülkelerin dış ticaretteki ağırlıkları toplamı 1'e eşittir. Literatürde genel olarak kabul edilen görüşe göre geometrik ortalama aritmetik ortalama yöntemine kıyasla daha tercih edilir istatistiksel özelliklere sahiptir (Pietrobelli, 1991; Atuk ve Ögünç 2001; Saygılı ve ark., 2010). Bu yöntem Eşitlik 3'deki gibi ifade edilebilir.

$$RDK = \sum_{i=1}^N \left[\frac{P_{Tur}}{P_i \times e_{iTR}} \right]^{w_i} \quad (3)$$

RDK : Reel Efektif Döviz Kur Oranı

P_{Tur} : Türkiye'nin Tüketici Fiyat Endeksini

P_i : i ülkesinin Tüketici Fiyat Endeksini

e_{iTR} : i ülkesi parasının TL olarak değeri

N : Analize dahil edilen ülke sayısını (25)

göstermektedir.

Wit : Türkiye'nin t zamanında iki yönlü tarımsal dış ticaret yaptığı i ülkesinin, dış ticaretteki ağırlığının yüzde olarak ifadesidir. Bu ağırlık izlenen 23 yıllık süreçte her yıl farklı olacak şekilde hesaplanmıştır. Baz yıl olarak 2005 yılı dikkate alınmıştır.

Çalışmada reel efektif döviz kuru oynaklığını (RDKU) hesaplayabilmek için Entegre edilmiş Genelleştirilmiş Şartlı Farklı Varyans (IGARCH) kullanılmıştır (Engle ve Bollerslev (1986). Literatürde IGARCH (1,1) parametre tahminlerinin, GARCH(1,1) parametre tahminlerine yakın sonuçlar verdiği belirtilmektedir (Enders, 2004).

Çalışmada kullanılan veri seti için uygun birim kök testleri yapılarak serilerin, durağanlığı incelenmiştir. Panel veri analizlerinde birçok araştırmacı tarafından birim kök testleri önerilmektedir (Pesaran ve Shin, 1997; Harris ve Tzavalis, 1999; Maddala ve Wu, 1999; Choi, 1999; Hadri, 1999; Levin ve ark., 2002). Durağanlık testlerinde serilerin birim kök barındırıp barındırmadığını ortaya koymak ve en uygun modeli belirlemek için, sırasıyla kendi seviyesinde ve birinci dereceden farkı alınmış serilerde sabitsiz ve trendsiz, sabitli, sabitli ve trendli eşitlik modelleri kullanılmıştır.

Değişkenlerin durağanlık seviyeleri belirlendikten sonra eş bütünleşme analizi yapılmıştır. Çalışmanın bu kısmında Pedroni eş bütünleşme analizine yer verilmiştir. Eş bütünleşme ilişkisine ait katsayılar, diğer bir ifadeyle uzun dönemde ülkelerin bireysel etkilerini açıklayan katsayılar ise Pedroni (2000, 2001) tarafından geliştirilen Panel, FMOLS (Full Modified Ordinary Least Square) yöntemi kullanılarak tahmin edilmiştir.

Çalışmada yapılan analizler için, Eviews 8 ve WinRATS Pro 8 istatistik paket programlarından yararlanılmıştır.

Bulgular ve Tartışma

Bu çalışmada Türkiye'nin tarımsal dış ticaretinde önemli olan ülkeler iki farklı açıdan ele alınarak incelenmiştir. Bunlardan birincisi Türkiye'nin tarımsal ihracat yaptığı ülkelerdir. İncelenen dönemde Türkiye'nin toplam tarımsal ihracatının %73,56'sını yansıttığı bu

ülkelerin tarımsal ihracattan aldığı paylar sırasıyla şöyledir. Almanya %14,44, İtalya %8,51, Rusya %8,20, Amerika %7,76, Suudi Arabistan %5,61, Fransa %4,24, Hollanda %3,75, İngiltere %2,43, İsviçre %2,18, Romanya %1,97, İspanya %1,89, Yunanistan %1,81, Mısır %1,68, Avusturya %1,59, Japonya %1,46, Polonya %1,29, Bulgaristan %0,92, Hindistan %0,92, İsrail %0,85, Endonezya %0,58, Macaristan %0,47, Kanada %0,41, Malezya %0,26, Sudan %0,23 ve Çin %0,14'dür.

İkincisi Türkiye'nin tarımsal ithalat yaptığı ülkelerdir. Bu ülkeler incelenen dönem itibarıyla Türkiye'nin toplam tarımsal ithalatının %61,02'sini yansıtmaktadırlar. Bu ülkelerin payları ise şu şekildedir: Amerika %25,37, Rusya %6,12, Yunanistan %4,72, Almanya %3,88 ve Malezya %2,14'dır. Tarımsal ithalat yapılan diğer ülkelerin payları ise şu şekildedir; Fransa %2,07, Bulgaristan %2,07, Kanada %1,84, Romanya %1,82, Endonezya %1,57, Hollanda %1,38, Macaristan %1,23, Hindistan, %1,21 İsrail %1, Mısır ve Çin %0,82, İtalya %0,80, Polonya %0,47, İspanya %0,42, İngiltere %0,40, Sudan %0,34, Suudi Arabistan %0,18, Avusturya %0,16, İsviçre %0,15 ve Japonya %0,04.

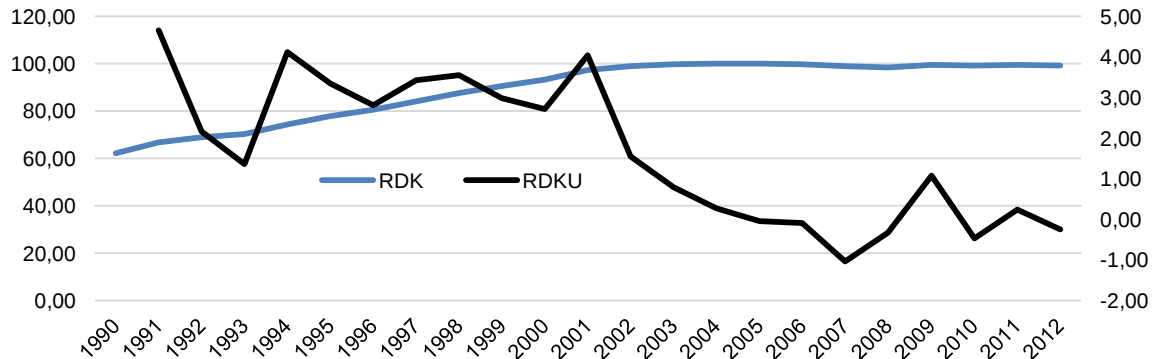
Türkiye'nin dış ticaretinde önemli paya sahip ülkelerin para birimlerinden oluşan sepete göre, Türk lirasının ikili ticaret akımları kullanılarak belirlenen ağırlıklı ortalama değerine nominal döviz kuru denilmektedir. Reel döviz kuru (RDK) ise nominal döviz kurundaki nispi fiyat etkileri arındırılarak elde edilmektedir. RDK'nin artışı TL'nin reel olarak değer kazandığını, diğer bir anlatımla, Türk mallarının yabancı mallar cinsinden fiyatının arttığını göstermektedir. Çalışmada hesaplanan RDK endeksi 1990 yılında 62,21 iken 2001 yılına kadarki dönemde artış eğilimi göstermiş

ve yaklaşık %57'lik bir değişim göstermiştir. 2001 yılından itibaren dalgalı kur rejimine geçilmesiyle birlikte ilerleyen yıllarda RDK endeksinin dengeli ve daha az oynak bir seyir izlediği söylenebilir (Grafik 1).

Çalışmada RDK'deki oynaklığı belirleyebilmek amacıyla her ülke için IGARCH (1,1) modellemesi yapılarak RDKU serileri elde edilmiştir. Çalışmada kullanılan değişkenlere ait durağanlığı ölçmek için Levin, Lin & Chu (2002) ve ADF – Fisher Chi-square testleri kullanılmıştır. Test sonuçları Çizelge 1'de verilmiştir.

Çizelge 1'deki birim kök test sonuçlarına göre tüm değişkenlerin sabit terimli durumda istatistiksel olarak %1 önem seviyesinde durağan olduğu belirlenmiştir. Birim kökler araştırıldıktan sonra seriler arasında uzun dönemde karşılıklı bir ilişkinin bulunup bulunmadığını araştırmak amacıyla Pedroni tarafından geliştirilen panel eş bütünleşme testleri yapılmıştır (Pedroni, 2001). Panel eş bütünleşme test sonuçları Çizelge 2'de verilmiştir.

TİH ile GPÜ ve RDK arasında yapılan eş bütünleşme testi sonuçlarından panel istatistiklerinin (Panel ağırlıklandırılmış t-stat hariç) tamamı %1 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Grup istatistiklerinin ise hepsi %1 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Aynı şekilde, TİT ile GTR ve RDK arasında eş bütünleşme test sonuçlarına göre; grup içi istatistiklerinden Panel ağırlıklandırılmış v-istatistik hariç diğer testler %1 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Gruplar arası istatistiklerin ise tamamının %1 önem seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı bulunduğu görülmektedir. Genel olarak test sonuçları değerlendirildiğinde değişkenler arasında uzun dönemde bir eş bütünleşme ilişkisi olduğu tespit edilmiştir (Çizelge 2).



Grafik 1 1990-2012 Yıllarında RDK Endeksi ve RDKU

Çizelge 1 Panel birim kök testi sonuçları

Değişken / Birim Kök Testleri		Sabit		Sabit ve Trend		Sabit ve Trendsiz	
		Stat	Prob	Stat	Prob	Stat	Prob
TİH	Levin, Lin &Chu testi	-12,24	<0.01	-18,75	<0.01	2,60	0,99
	ADF - FisherChi-square	333,50	<0.01	384,18	<0.01	11,97	1,00
TİT	Levin, Lin &Chu testi	-6,28	<0.01	-8,90	<0.01	3,38	0,99
	ADF - FisherChi-square	101,46	<0.01	137,24	<0.01	12,64	1,00
GPÜ	Levin, Lin &Chu testi	-4,65	<0.01	-6,412	<0.01	3,68	0,99
	ADF - FisherChi-square	113,30	<0.01	02,83	<0.01	9,33	0,86
GTR	Levin, Lin &Chu testi	-21,42	<0.01	0,18	0,57	-3,18	<0.01
	ADF - FisherChi-square	299,92	<0.01	2,22	1,00	41,32	0,80
RDK	Levin, Lin &Chu testi	-7,29	<0.01	0, 55	0,99	0,40	0,99
	ADF - FisherChi-square	75,90	<0,01	0,44	1,00	3,20	1,00

Not: Optimal gecikme uzunluğu Schwarz Bilgi Kriterine göre 4 olarak seçilmiştir.

Çizelge 2 Tarımsal İhracat ve Tarımsal İthalat Panel Eş bütünleşme Testi

Tarımsal İhracat Pedroni Eş bütünleşme Test Sonuçları	t-stat	Prob.	W* t- stat	Prob.
Panel v-Statistic	2,96	<0,01	1,07	0,14
Panel rho-Statistic	-3,40	<0,01	-3,60	<0,01
Panel PP-Statistic	-4,83	<0,01	-5,03	<0,01
Panel ADF-Statistic	-3,30	<0,01	-3,78	<0,01
Grouprho-Statistic	-2,64	<0,01		
Group PP-Statistic	-6,22	<0,01		
Group ADF-Statistic	-5,01	<0,01		
Tarımsal İthalat Pedroni Eş bütünleşme Test Sonuçları	t-stat	Prob.	W* t- stat	Prob.
Panel v-Statistic	3,80	<0,01	1,45	0,07
Panel rho-Statistic	-4,26	<0,01	-3,67	<0,01
Panel PP-Statistic	-5,47	<0,01	-4,96	<0,01
Panel ADF-Statistic	-5,42	<0,01	-4,94	<0,01
Grouprho-Statistic	-2,88	<0,01		
Group PP-Statistic	-6,71	<0,01		
Group ADF-Statistic	-6,66	<0,01		

Not: Uygun gecikme uzunluğu Schwarz Bilgi Kriterine göre 4 olarak belirlenmiştir, Pedroni eş bütünleşme testinde BarlettKernel metodu kullanılmış ve Bandwith genişliği, Newey-West yöntemi ile belirlenmiştir. W* : Ağırlıklandırılmış (t istatistik) anlamındadır.

Çizelge 3 Panel FMOLS analiz sonuçları

Ülke	TİH			TİT		
	GPÜ	RDk	RDkU	GTR	RDk	RDkU
Almanya	0,74 (4,72) ^a	0,24 (1,68) ^c	-10,07 (-1,51)	0,70 (0,81)	8,82 (0,80)	-83,79 (-2,20) ^b
Amerika	0,11 (0,10)	-1,29 (-1,06)	-19,42 (-2,66) ^a	0,56 (0,85)	10,87 (1,31)	-19,39 (-1,27)
Avusturya	-0,37(-2,93) ^a	-0,54 (-2,84) ^a	13,89 (2,20) ^b	2,72 (0,79)	33,65 (0,78)	-80,75 (-0,53)
Bulgaristan	0,81 (1,99) ^b	16,00 (2,33) ^b	56,27 (0,62)	-0,34 (-0,28)	-23,93(-1,49)	-570,2(-10,54)*
Çin	0,33 (0,52)	9,90 (3,01) ^a	-30,05 (-0,57)	1,96 (1,28)	30,86 (1,62)	-18,57 (-0,43)
Endonezya	1,03 (4,05) ^a	3,74 (2,51) ^b	-1,34 (-0,17)	-0,20 (-0,09)	1,66 (0,06)	-19,96 (-0,70)
Fransa	1,34 (6,11) ^a	0,32 (0,90)	-3,14 (-0,47)	0,29 (1,33)	-0,39 (-0,22)	-84,20 (-2,18) ^b
Hindistan	0,86 (1,66) ^c	1,07 (0,56)	-39,74 (-1,61)	1,12 (0,71)	12,91 (0,63)	-79,00 (-1,54)
Hollanda	1,08 (6,92) ^a	0,47 (1,71) ^c	9,24 (1,21)	1,88 (3,19) ^a	25,88 (3,51) ^a	-86,48 (-3,43) ^c
İngiltere	0,09 (0,39)	-0,85(-2,17) ^b	-15,46 (-2,51) ^b	-0,14 (-1,12)	1,76 (1,95) ^c	28,32 (1,51)
İspanya	0,81 (3,97) ^a	-0,05 (-0,12)	-18,07 (-1,43)	-0,98 (-0,77)	-6,62 (-0,42)	63,95 (1,14)
İsrail	1,59 (5,51) ^a	0,90 (2,10) ^b	7,33 (2,84) ^a	-0,09 (-0,35)	0,46 (0,33)	6,87 (0,51)
İsviçre	1,10 (5,37) ^a	-0,05 (-0,10)	3,58 (0,49)	2,69 (2,12) ^b	30,42 (1,94) ^c	-53,75 (-1,52)
İtalya	2,19 (7,09) ^a	2,42 (5,23) ^a	7,65 (1,01)	0,92 (0,80)	16,78 (1,18)	2,66 (0,10)
Japonya	0,34 (0,29)	0,57 (0,52)	10,80 (0,32)	4,77 (3,14) ^a	60,69 (3,19) ^a	-10,64 (-0,19)
Kanada	3,01 (3,82) ^a	0,56 (0,19)	2,40 (0,05)	-0,62 (-0,33)	-3,03 (-0,12)	-45,02 (-0,55)
Macaristan	0,55 (2,42) ^b	3,51 (7,22) ^a	-0,17 (-0,02)	-1,36 (-0,69)	-12,27(-0,49)	46,84 (0,92)
Malezya	0,63 (2,34) ^b	1,01 (1,72) ^c	2,22 (0,19)	-0,15 (-0,17)	-2,82 (-0,25)	26,24 (1,26)
Mısır	0,83 (1,08)	0,33 (0,51)	-5,37 (-0,93)	-0,09 (-0,58)	0,98 (0,75)	6,75 (0,63)
Polonya	1,91 (2,95) ^a	4,62 (2,91) ^a	-0,22 (-0,20)	0,89 (2,73)	1,49 (0,53)	-2,55 (-1,09)
Romanya	0,36 (1,37)	4,37 (2,04) ^b	-0,69 (-0,48)	0,16 (0,63)	1,26 (0,60)	-1,97 (-1,43)
Rusya	-1,17(-2,80) ^a	3,76 (1,76) ^c	5,74 (3,39) ^a	-0,39 (-1,36)	-0,08 (-0,03)	0,60 (0,69)
Sudan	0,55 (0,60)	3,65 (0,71)	-4,47 (-0,46)	0,57 (3,70) ^a	-0,43 (-0,30)	-9,53 (-4,23) ^a
S. Arabistan	-0,11 (-0,50)	-1,24 (-1,93) ^c	-6,84 (-0,56)	0,94 (3,61) ^a	2,06 (0,80)	-66,82 (-1,77) ^c
Yunanistan	0,66 (1,98) ^b	2,56 (4,97) ^a	-0,67 (-0,06)	-0,51 (-6,77) ^a	-0,70 (-0,83)	27,30 (2,06) ^b
Panel	0,77 (11,79) ^a	2,24 (6,53) ^a	-1,46 (-0,26)	0,61 (2,64) ^a	7,61 (3,16) ^a	-18,83 (4,95) ^a

Not: t-istatistik değerleri parantez içinde verilmiştir. a, b, c sırasıyla %1, %5, %10 seviyesinde anlamlı, demektir.*Bulgaristan ait değer extrem olduğu için panel hesaplamasına dahil edilmemiştir.

Bağımlı ve açıklayıcı değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi mevcut olup, bunlar birinci dereceden durağan iken, böyle bir modelin en küçük kareler (EKK) yöntemi ile tahmin edilmesi, EKK'nin sapmasız, tutarlı ve etkinlik şeklindeki özelliklerinden sapmalar yaratmaktadır. Bununla birlikte EKK tahmincilerinin özellikleri bozulduğunda uygulanacak tekniğin etkinliği de bozulmakta ve hipotez testleri geçersiz hale gelmektedir. Dolayısıyla iki değişken eş bütünleşik iken açıklayıcı değişkenler ve hata terimleri

arasında ilişki ortaya çıkmakta ve içsellik problemi yaratmaktadır. Bu durumda değişkenler, asimptotik özelliklerini kaybetmektedir. Bu nedenle eş bütünleşme testleri uygulandıktan sonra bu ilişkinin nihai sapmasız katsayılarını tahmin etmek üzere, Pedroni (2000, 2001) tarafından geliştirilen FMOLS modeli kullanılmıştır.

Panel ve bireysel FMOLS model sonuçları Çizelge 3'de verilmiştir. Model sonuçlarına göre, TİH ile GPÜ arasındaki ilişki panel olarak ele alındığında, %1 seviyesinde anlamlı ve pozitif yönlü olduğu

görülmektedir. Elde edilen katsayılara göre, GPÜ'de %1 artış olması durumunda TİH'in %0,77 arttığı söylenebilir. Yine TİH ile RDK arasındaki panel bazlı ilişki %1 seviyesinde anlamlı ve pozitif yönlü olarak tespit edilen ilişki ve katsayılarından RDK'nin %1 artması durumunda TİH'in %2,24 artacağı ifade edilebilir. Diğer taraftan RDKU ile TİH arasında panel olarak anlamlı bir ilişkiye rastlanılmamıştır (Çizelge 3).

TİT ile GTR ve RDK arasındaki ilişki panel olarak ele alındığında, %1 seviyesinde anlamlı ve pozitif yönlü olarak tespit edilmiştir. Bu durumda, GTR'deki %1 oranındaki artışın, TİT'i %0,61 oranında artıracağı ve RDK'daki %1 oranındaki artışın ise TİT'i %7,61 oranında artıracağı söylenebilir. Bunun karşısında RDKU ile TİT arasında tespit edilen negatif yönlü ilişkiden RDKU'daki %1'lik artışın TİT'de %18,83 oranında bir azalış oluşturacağı görülmektedir. Bu da, kurlardaki olası bir oynaklığın özellikle tarımsal ithalatta önemli ölçüde azalışa neden olacağı anlamına gelmektedir (Çizelge 3).

Türkiye'nin TİH ile GPÜ arasında herhangi bir ilişki olup olmadığı ülke bazında analiz edildiğinde, uzun dönemde 25 ülkenin 17'sinde anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. Bu ülkelerden Almanya, Endonezya, Fransa, Hollanda, İspanya, İsrail, İsviçre, İtalya, Kanada ve Polonya arasında %1 seviyesinde pozitif yönlü anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. Bu ülkelerin GSYH'lerinde %1 artış olması durumunda Türkiye'nin tarımsal ihracatının, Almanya'ya %0,74, Endonezya'ya %1,03, Fransa'ya %1,34, Hollanda'ya %1,08, %İspanya'ya %0,81, İsrail'e %1,59, İsviçre'ye %1,10, İtalya'ya %2,19, Kanada'ya %3,01 ve Polonya'ya %1,91 oranında artış göstereceği söylenebilir.

Öte yandan Avusturya ve Rusya'ya yapılan ihracat ile bu ülkelerin geliri arasında %1 seviyesinde anlamlı ve negatif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. Avusturya'nın GSYH'sinde %1 artış olması durumunda Türkiye'nin tarımsal ihracatında %0,37 azalış meydana gelmesi, yine Rusya'nın GSYH'sinde %1 artış olması durumunda Türkiye'nin tarımsal ihracatında %1,17 azalış meydana gelmesi beklenmektedir.

TİH ile Yunanistan, Bulgaristan, Macaristan ve Malezya'nın GSYH'si arasında %5 seviyesinde anlamlı ve pozitif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. Bu ülkelerin GSYH'lerinden %1 artış olması durumunda, Türkiye'nin tarımsal ihracatının Yunanistan'a %0,66, Bulgaristan'a %0,81, Macaristan'a %0,55 ve Malezya'ya %0,63 oranlarına artış göstereceği söylenebilir. Hindistan'ın GSYH'sinde %1 oranında artış olması durumunda, Türkiye'nin tarımsal ihracatı ise %10 anlamlılık seviyesinde %0,86 oranında artış gösterecektir (Çizelge 3).

TİH ile Amerika, Çin, İngiltere, Japonya, Mısır, Romanya, Sudan ve Suudi Arabistan'ın GSYH'si arasında herhangi bir anlamlı ilişki tespit edilememiştir. TİH ile RDK arasında herhangi bir ilişki olup olmadığı ülke bazında analiz edildiğinde, uzun dönemde 25 ülkenin 16'sında anlamlı bir ilişki olduğu tespit edilmiştir. Bu ülkelerden Avusturya, İngiltere ve Suudi Arabistan ile yapılan TİH ve RDK arasında negatif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. RDK'nın %1 artması durumunda bu ülkelere yapılan TİH'in sırasıyla; %0,54, %0,85 ve %1,24 azalış göstereceği söylenebilir.

Çin, İtalya, Macaristan, Yunanistan ve Polonya

ülkelerinde TİH ile RDK arasında uzun dönemde %1 seviyesinde anlamlı ve pozitif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. Bu ülkelerin RDK'lerinde %1 artış olması durumunda Türkiye'nin tarımsal ihracatının Çin'e %9,90, İtalya'ya %2,42, Macaristan'a %3,51, Yunanistan'a %2,56 ve Polonya'ya %4,62 oranında artış göstereceği ifade edilebilir.

Türkiye'nin Bulgaristan, Endonezya, İsrail ve Romanya ülkelerine yaptığı TİH ile RDK arasında uzun dönemde %5 seviyesinde anlamlı ve pozitif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. Bu ülkelerin RDK'lerinde %1 artış olması durumunda Türkiye'nin tarımsal ihracatının Bulgaristan'a %16,00, Endonezya'ya %3,74, İsrail'e %0,90 ve Romanya'ya %4,34 oranında artacağı söylenebilir.

Almanya, Hollanda, Malezya ve Rusya ülkelerine yapılan TİH ile RDK arasında uzun dönemde %10 seviyesinde anlamlı ve pozitif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. Bu ülkelerin RDK'lerinde %1 artış olması durumunda Türkiye'nin tarımsal ihracatı Almanya'ya %0,24, Hollanda'ya %0,47, Malezya'ya %1,01 ve Rusya %3,76 oranında artış göstermektedir. Diğer ülkelere yapılan TİH ile RDK arasında anlamlı bir ilişki bulunamamıştır.

TİH ile RDKU arasında herhangi bir ilişki olup olmadığı ülke bazında analiz edildiğinde uzun dönemde 25 ülkenin 5'inde anlamlı bir ilişki tespit edildiği görülmektedir. Bu ülkelerden Amerika ve İsrail'e yapılan TİH ile RDKU arasında %1 seviyesinde önemli bir ilişki tespit edilmiştir. RDKU'nun %1 artması durumunda Amerika'ya yapılan ihracatın %19,42 azalış göstereceği, İsrail'e yapılan ihracatın ise %7,33 oranında artış göstereceği söylenebilir. Öte yandan Rusya'ya yapılan TİH ile RDKU arasında %1 seviyesinde anlamlı ve pozitif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. RDKU'nun %1 artması durumunda Rusya'ya yapılan ihracatın %5,74 artacağı belirlenmiştir.

İngiltere ve Avusturya'ya yapılan TİH ile RDKU arasında %5 seviyesinde anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. RDKU'da %1 artış olması durumunda İngiltere ile yapılan TİH'in %15,46 oranında azalış, Avusturya ile yapılan TİH'in %13,89 oranında artış göstereceği belirtilebilir. Diğer ülkelere yapılan TİH ile RDKU arasında anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir.

TİT ile GTR arasında herhangi bir ilişki olup olmadığı ülke bazında analiz edildiğinde uzun dönemde 25 ülkenin 7'sinde anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. Bu ülkelerden Hollanda, Japonya, Polonya, Sudan, Suudi Arabistan ve Yunanistan'a yapılan TİT ile GTR arasında %1 önem düzeyinde, İsviçre'ye yapılan TİT ile GTR arasında %5 önem düzeyinde bir ilişki tespit edilmiştir. GTR'nin %1 artması durumunda TİT Hollanda'dan %1,88, Japonya'dan %4,77, Polonya'dan %8,89, Sudan'dan %0,57, İsviçre'den %2,69 ve Suudi Arabistan'dan %0,94 oranında artış gösterirken, Yunanistan'dan yapılan tarımsal ithalat %0,51 oranında azalış göstermektedir. Diğer ülkelerden yapılan TİT ile GTR arasında anlamlı bir ilişkiye rastlanmamıştır.

TİT ile RDK arasında herhangi bir ilişki olup olmadığı bireysel olarak ülke bazında analiz edildiğinde uzun dönemde 25 ülkeden yalnızca Hollanda ve Japonya'da %1 seviyesinde, Çin, İngiltere ve İsviçre'de %5 seviyesinde anlamlı ve pozitif yönde bir ilişki tespit

edilmiştir. RDK'nin %1 artması durumunda bu ülkelerden yapılan TİT Hollanda'dan %25,88, Japonya'dan %60,69, Çin'den %30,86, İngiltere'den %1,76 ve İsviçre'den %30,42 artış göstermektedir. Diğer ülkeler yapılan tarımsal ithalat ile RDK arasında herhangi bir ilişki gözlenmemiştir.

TİT ile RDKU arasında herhangi bir ilişki olup olmadığı bireysel olarak ülke bazında analiz edildiğinde uzun dönemde 25 ülkenin 7'sinde anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. Bu ülkelerden Bulgaristan, Hollanda ve Sudan %1 seviyesinde anlamlı ve negatif yönde bir ilişki, Almanya, Fransa ve Suudi Arabistan %5 seviyesinde negatif yönde bir ilişki tespit edilirken, Yunanistan ile %5 anlam düzeyinde pozitif yönde bir ilişki tespit edilmiştir.

RDKU'nun %1 artması durumunda bu ülkelerden yapılan TİT Almanya'dan %83,79, Fransa'dan %84,20, Hollanda'dan %86,49, Sudan'dan %9,53, Suudi Arabistan'dan %66,82 azalış göstermektedir. Son olarak RDKU'da %1 artış olması durumunda Yunanistan'dan yapılan tarımsal ithalat %27,30 oranında artış göstermektedir (Çizelge 3).

Çalışmada, elde edilen bulgular literatürde verilen çalışmaları destekleyici niteliktedir. Reel efektif döviz kuru oynaklığı bir istikrarsızlık belirtisi olarak kabul edilebilir çünkü literatür araştırmalarında oynaklığın dış ticareti genellikle negatif etkilediği, bu etkinin ise özellikle tarımsal dış ticarete daha fazla hissedildiği görülmektedir.

Sonuç

Çalışmada elde edilen panel veri analiz sonuçlarına göre; Türkiye'nin tarımsal ihracatı ile partner ülkenin reel geliri ve reel efektif döviz kuru arasında eş bütünleşme olduğu tespit edilmiştir. Aynı şekilde tarımsal ithalat ile Türkiye'nin reel geliri ve reel efektif döviz kuru arasında eş bütünleşme olduğu belirlenmiştir.

Türkiye'nin tarımsal ihracatı ile partner ülkelerin reel geliri arasında yapılan FMOLS analiz sonuçlarına göre, bu iki değişken arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğu ve partner ülkelerin gelirinde %1'lik bir artış olması durumunda, Türkiye'nin tarımsal ihracatının %0,77 oranında artacağı tespit edilmiştir. Türkiye'nin tarımsal ihracatı ile reel efektif döviz kuru arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğu tespit edilmiştir. Bu ilişkide reel döviz kurunun %1 artması durumunda Türkiye'nin tarımsal ihracatının %2,24 artacağı söylenebilir. Benzer şekilde Türkiye'nin tarımsal ithalatı ile Türkiye'nin reel geliri arasında da pozitif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. Bu ilişki, Türkiye'nin reel gelirindeki %1'lik bir artışın tarımsal ithalatında %0,61'lik bir artış yapacağı şeklinde ifade edilebilir. Türkiye'nin tarımsal ithalatı ile reel efektif döviz kuru arasında da pozitif yönlü anlamlı bir ilişki olduğu ve reel efektif döviz kurundaki %1 oranındaki bir artışın Türkiye'nin tarımsal ithalatında %7,61 oranında bir artış yapacağı belirlenmiştir. Bu sonuç, reel efektif döviz kurundaki %1'lik bir artışın, Türkiye'nin tarımsal ithalatını tarımsal ihracatına göre 3,39 kat daha fazla artıracığı anlamına gelmektedir. Türkiye'nin tarımsal ithalatının tarımsal ham madde ve ara malı ağırlıklı olması nedeniyle, özellikle kısa dönemde döviz kuru artışlarının ve oynaklığının tarımsal ihracata göre ithalatta artma ya da azalma yönünde daha

fazla etki yapabileceği söylenebilir. Çalışmada reel efektif döviz kur oynaklığı ile tarımsal ihracat arasında panel bazında anlamlı bir ilişkiye rastlanmazken reel efektif döviz kur oynaklığının %1 artması durumunda, Türkiye'nin tarımsal ithalatının %18,83 oranında azalış göstereceği şeklinde bir sonuç da bu bilgiyi desteklemektedir.

Reel efektif döviz kuru oynaklığının ithalat partneri ülkeler açısından ele alındığında, kur oynaklığının artması durumunda Yunanistan ile yapılan tarımsal ithalat pozitif etkilenmesine karşın; Almanya, Fransa Hollanda, Bulgaristan, Sudan ve Suudi Arabistan'dan yapılan tarımsal ithalat önemli ölçüde azalmaktadır. Kur oynaklığının artması durumunda Amerika'ya ve İngiltere'ye yapılan tarımsal ihracat azalış göstermesine karşın, Avusturya'ya, Rusya'ya ve İsrail'e yapılan tarımsal ihracat artış göstermektedir.

Döviz kuru ve döviz kuru oynaklığının, dış ticarete ülke bazında farklılık gösterme nedenleri; Türkiye'nin ve ticari partnerin tarımsal ithalatı ve tarımsal ihracatı, Türkiye'nin tüketici fiyat indeksi, partner ülkenin tüketici fiyat endeksi ve partner ülkenin parasının Türk Lirası cinsinden değeri ile oldukça yakından ilgilidir. Ayrıca ülkelerin ekonomik yapılarının, kur politikalarının, gelişmişlik düzeylerinin ve tarımsal ürün desenlerinin çeşitli olmasının da döviz kuru oynaklığı üzerinde etkili olduğu söylenebilir.

Tarım ürünlerinin arz ve talep elastikiyetlerinin düşük olması ve tarımsal üretim maliyetlerinin döviz kuru oynaklığı karşısında değişmesi nedeniyle tarımsal üreticiler olumsuz etkilenmektedirler. Bu durum, özellikle tarımsal üreticileri yoksullaştırarak döviz piyasasını elinde bulunduran piyasa yönlendiricilerini güçlendirmektedir. Bir başka ifade ile 'kur oynaklığı, yoksul ülkelere kur yönlendiricilerine para transferinin farklı bir şeklidir' denilebilir.

Dış ticarete döviz kurunu ve onun oynaklığının yanında ihraç edilen tarımsal ürünlerin ve ithal edilen tarımsal ürünlerin fiyat esnekliği de önemlidir. Tarım ürünlerinin arzı kısa dönemde neredeyse hiç değiştirilemez. Bunun anlamı kısa dönemde tarımsal ürün arzı esnekliği yaklaşık olarak sifıra eşittir. Bunların bir sonucu olarak Türkiye'de döviz kurlarındaki artış tarımsal ihracatı daha az etkilerken tarımsal ithalatı ise daha fazla etkilemektedir.

Türkiye'de ihracatı desteklemek amacıyla geliştirilen Dahilde İşleme Rejimi bazen istismara açık hale gelebilmektedir. Ayrıca bu rejim ithalatın artışına da sebep olabilmektedir. Türkiye'deki politika yapıcılar, gerek tarımsal üretimde gerekse tarımsal dış ticarete, dış ticaret mevzuatını dünyanın gerçeklerine ve bilimsel temellere göre revize etmelidirler. Türkiye'de dış ticaret işlemleri esnasında yaşanan sorunların temeli yapısal kaynaklı sorunlardır. Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelere döviz kuru oynaklığı, faiz oranları ve enflasyon gerekçesiyle bir arada değerlendirildiğinde, mevcut dış ticaret mevzuatının dinamik bir yapıya kavuşturulması çok önemlidir.

Döviz kuru oynaklığı kaygısı ihracatçıların karar almasını zorlaştırmaktadır. Karar almakta zorlanan ihracatçıların beklenti içerisine girmekte ve dış ticaret işlemlerini yavaşlatmaktadır. Bu nedenle Türkiye'deki politika yapıcılar döviz kurlarında istikrarı sağlayacak

politikalar üzerinde durmalı ve koruyucu tedbirleri artırmalıdır.

Kaynaklar

- Atuk O, Ögünç F. 2001. Reel Efektif Kur Hesaplamaları: Türkiye Uygulaması. 2. İstatistik Kongresi Bildiriler Kitabı, 2-6 Mayıs 2001 Antalya, Türkiye.
- Babula RA, Rupper FJ, Bessler DA. 1995. U.S. Corn Export: The Role of the Exchange Rate. *Journal of Agricultural Economics*, 13: 75-88.
- Bahmani-Oskooee M, Wang Y. 2008. Impact of exchange rate uncertainty on commodity trade between the US and Australia. *Aust. Econ. Papers*, 47: 235-258.
- Bollerslev T. 1986. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31: 307-27.
- Cho G, Sheldon I, McCorriston S. 2002. Exchange Rate Uncertainty and Agricultural Trade. *American Journal of Agricultural Economics*, 84: 931-942.
- Enders W. 2004. *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons, Inc., New York. 2004.
- Erdal G, Erdal H, Esengün K. 2012. The effects of exchange rate volatility on trade: evidence from Turkish agricultural trade. *Applied Economics Letters*, 19(3): 297-303.
- Erdem E, Nazlioglu S, Erdem C. 2010. Exchange rate uncertainty and agricultural trade: panel cointegration analysis for Turkey. *Agricultural Economics*, 41:6, 537-543.
- Engle RF, Bollerslev T. 1986. Modelling the Persistence of Conditional Variances. *Econometric Reviews*, 5, 1-50: 81-87.
- Engel C, Hakkio CS. 1993. Exchange Rate Regimes and Volatility, *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, Third Quarter, 1993, pp. 43-58.
- Hadri K. 2000. Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data, *Econometric Journal*, 3: 148-161.
- Im KS, Pesaran MH, Shin Y. 2003. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *J. Econometrics*. 115: 53-74.
- Johnson PR, Grennes T, Thursby M. 1977. Devaluation, Foreign Trade Control, and Domestic Wheat Prices. *American Journal of Agricultural Economics* 59: 619-627.
- Kandilov TI. 2008. The Effects of Exchange Rate Volatility on Agricultural Trade, *American Journal of Agricultural Economics*, 90:4, 1028-1043.
- Kafle KR. 2011. Exchange Rate Volatility and Bilateral Agricultural Trade Flows: The Case of the United States and OECD Countries, *Tribhuvan University Master Thesis*, http://etd.lsu.edu/docs/available/etd-11072011-175708/unrestricted/Kafle_thesis.pdf, (12.11.2011).
- Lamb RL. 2000. Food Crops, Exports, and the Short-Run Policy Response of Agriculture in Africa. *American Journal of Agricultural Economics*, 22: 271-298.
- Levin A, Lin CF, Chu. CSJ. 2002. Unit root tests in panel. Asymptotic and finite sample properties, *Journal of Econometrics*, 108: 1-24.
- Maddala GS, Shaowen W. 1999. Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Special Issue*, 61: 631-652.
- Pedroni P. 2000. Fully-Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels, *Advances in Econometrics*, 15, s.93-130.
- Pedroni P. 2001. Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *Review of Economics and Statistics*, 83: 727-731.
- Pietrobelli C. 1991. Real Effective Exchange Rates: Methodological Proposals for a Computable Index and an Application to Chile (1973-1986), *Economia Internazionale*, Vol. 44: 1, 57-85.
- Saygılı H, Saygılı M, Yılmaz G. 2010. Türkiye için Yeni Reel Efektif Döviz Kuru Endeksleri. TCMB Çalışma Tebliği No: 10/12. <http://www.tcmb.gov.tr/research/discus/2010/WP1012.pdf>
- Sever E. 2012. Döviz Kuru Dalgalarının Tarımsal Dış Ticarete Etkisi: Türkiye Örneği. *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, Yıl 4 - Sayı 7 – Kasım 2012. Aksaray.
- Sheldon I. 2003. Exchange Rate Uncertainty and Agricultural Trade, the Ohio State University Conference Paper.
- Sheldon I, Khadka Mishra S, Pick D, Thompson S. R. 2013. Exchange Rate Uncertainty and US Bilateral Fresh Fruit and Fresh Vegetable Trade: An Application of the Gravity Model, *Applied Economics*, 45(15): 2067-2082.
- TİM. 2015. Türkiye İhracatçıları Meclisi, İhracatçı Eğilim Araştırması 1. Çeyrek Sonuçları Ocak-Mart 2015 Gerçekleşmeleri, Nisan -Haziran 2015 Beklentileri, Nisan 2015, İstanbul. (17.05.2015).
- TÜİK. 2015. Türkiye İstatistik Kurumu. Tarımsal Dış Ticaret Verileri, www.tuik.gov.tr. (08.04.2015).
- Wang KL, Baret CB. 2007. Estimating the Effects of Exchange Rate Volatility on Export Volumes, *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 32(2): 225-255.
- Yanikkaya H. 2001. The Influence of Real Exchange Rates on Turkish Agricultural Exports. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 2: 69-80.