

---

## DÖVİZ KURU OYNAKLIĞININ TÜRKİYE’NİN İTHALAT AKIMLARI ÜZERİNE ETKİSİ

---

Oğuz TÜMTÜRK<sup>1</sup>

### Öz

Bu çalışma, Türkiye’deki döviz kuru oynaklığının ithalat akımları üzerindeki etkisini ARDL sınır testi (bound test) ve hata düzeltme modeli kullanarak analiz etmektedir. Döviz kuru oynaklığı ise Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) modeli ile ölçülmüştür. Çalışmada elde edilen bulgulara göre, döviz kuru oynaklığı ve ithalat değişkenleri arasında istatistiki olarak anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Ayrıca, teorik beklentilere uygun şekilde reel efektif döviz kurlarında bir artış ithalatı olumlu etkilemektedir. Son olarak ise, yine beklentilere uygun şekilde, Türkiye’nin milli gelirinde meydana gelecek bir artışın ithalat üzerindeki etkisi pozitif olmuştur.

**Anahtar Kelimeler:** İthalat, Döviz Kuru Oynaklığı, GARCH

**JEL Kodları:** F10, F31, F41

---

## THE IMPACT OF EXCHANGE RATE VOLATILITY ON TURKEY’S IMPORT FLOWS

---

### Abstract

This paper investigates the impact of exchange rate volatility on import volumes in Turkey by conducting autoregressive distributed lag bound testing approach and error correction representation. The volatilities of exchange rate is measured by Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) model. The results show that there is no statistically significant relationship between the exchange rate volatility and import volumes. In addition, an increase in real effective exchange rate reveals a significant positive impact on import volumes in line with theoretical expectations. Finally, an increase in national income produces positive effects on import as expected.

**Keywords:** Import, Volatility of Exchange Rate, GARCH

**JEL Codes:** F10, F31, F41

---

<sup>1</sup> Dr. Öğr. Üyesi. Ordu Üniversitesi. Ünye İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü,  
[oguz.tumturk@gmail.com](mailto:oguz.tumturk@gmail.com) ORCID: 0000-0002-1935-0858

## 1. Giriş

Bretton Woods sisteminin 1970'li yılların başında yıkılmasıyla birlikte, serbest döviz kuru rejimleri oldukça yaygınlaşmaya başlamıştır. Bu durum ise döviz kurları oynaklığının çok çeşitli makroekonomik değişkenler üzerinde etkilerinin analiz edilmesini gerekli kılmıştır. Bunlardan biri de döviz kuru oynaklığının dış ticaret üzerindeki etkisidir. Literatür daha çok döviz kuru oynaklığının ihracat akımları üzerindeki etkilerini incelerken, oynaklığın ithalat üzerindeki etkisi çok dikkate alınmamıştır. Genel olarak bakıldığında ise, döviz kuru oynaklığının ithalat üzerindeki etkisinin yönü teorik olarak hala belirsizken, ampirik çalışmalar da yine belirli bir kalıba uymayan oldukça farklı sonuçlar ortaya koymuşlardır. Ancak, farklı ülkeler özelinde bu etkinin yönünün belirlenebilmesi, politika uygulayıcılar bakımından oldukça büyük önem arz etmektedir. Örneğin, döviz kuru oynaklığındaki bir artış, ithalatçı ülkenin yapmış olduğu ithalat miktarını azaltıyorsa, bu durumda politika uygulayıcılar merkez bankalarının müdahale etmediği tamamen serbest bir döviz kuru rejimi belirlemek isteyebileceklerdir. Ancak döviz kuru oynaklığı ile ithalat arasındaki ilişkinin yönü pozitif ise, bu durumda merkez bankası müdahalelerinin yaygın olduğu daha katı kur rejimleri uygulanabilecektir.

Döviz kurunun oynaklığı ve dış ticaret üzerindeki etkisini açıklamak üzere literatürde yer alan teorik çalışmaların en önemlilerinden bir tanesi Hooper ve Kohlhagen (1978) tarafından yapılmış ve firmaların risk algısı üzerine şekillendirilmiştir. Buna göre, eğer ticaret yapan firmalar riskten yeteri derecede kaçınıyorsa (risk averse) bu durumda artan oynaklık ticaret hacmini düşürecektir. Bunun nedeni ise "ikame etkisi" ile açıklanabilir. Buna göre, dış ticarete konu bir malın fiyatı kontratın yapıldığı sırada belirlenirken, ödeme mal teslim edildiğinde yapılır. Aradan geçen zaman içinde, döviz kurlarında oluşacak aşırı oynaklık elde edilecek kar düzeyi üzerinde belirsizlik yatattığından riskten sakınan firmalar ticaretten vazgeçme eğilimine girebilecektir. İşte döviz kuru oynaklığının ithalat üzerindeki bu olumsuz etkisi "ikame etkisi" tarafından açıklanır. Ancak ikame etkisi, ithalat yapan firmanın karşılaşacağı tek etki değildir. Buna göre, yüksek döviz kuru oynaklığı sonucu ikame etkisinin yarattığı ithal malının talebindeki azalma ithal malından beklenen marjinal faydayı arttıracaktır. Bu durumda ithalat yapan firma ithalat miktarını arttırma yoluna gidebilecektir. Dolayısıyla, döviz kuru oynaklığı ile ithalat miktarı arasında ikame etkisini takiben, pozitif yönlü bir ilişki de ortaya çıkabilecektir. Karşılaşılan net etkinin büyüklüğü ise, döviz kuru oynaklığının ithalat üzerindeki etkisinin yönünü belirleyecektir. Sonuç olarak Arize, Osang and Slottje (2000) tarafından belirtildiği gibi "döviz kuru oynaklığının dış ticaret üzerindeki etkisi gözlemsel bir konudur çünkü teori tek başına döviz kuru oynaklığı ve dış ticaret arasındaki ilişkinin yönünü belirleyememektedir" (s.11).

Bu çalışma, literatürdeki oldukça yaygın eğilim olan döviz kuru oynaklığı- ihracat ilişkisi yerine döviz kuru oynaklığı-ithalat ilişkisini ele almakta, bunu yaparken de ARDL (Autoregressive-Distributed Lag) sınır testi (bound test) ve hata düzeltme modelinin beraberinde getirdiği avantajlardan yararlanmaktadır. Döviz kuru oynaklığı ise, literatürde de yine oldukça sıklıkla kullanılan ve döviz kurunun oynaklığının zaman içinde değişmesine olanak veren Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) modeli ile ölçülecektir. Çalışmada elde edilen sonuçlara göre, döviz kuru oynaklığı ve ithalat değişkenleri arasında istatistiki olarak anlamlı bir ilişki bulunamazken, reel döviz kurunda ve ulusal gelirden meydana gelen artışlar beklentilere uygun olarak ithalatı da arttırmaktadır.

Çalışma aşağıdaki bölümlerden oluşacaktır. İkinci bölümde, ithalat ve döviz kuru oynaklığı ilişkisini araştıran çalışmalar kısaca özetlenirken; üçüncü bölüm, kullanılan model, istatistiki method ve avantajları ile birlikte çalışmanın dayandığı veri setini içermektedir. Bu bölümde ayrıca döviz kuru oynaklığının nasıl tahmin edildiği de detaylandırılacaktır. Dördüncü bölümde analiz sonuçları rapor edilirken, son bölüm ise elde edilen sonuçlar tartışılacaktır.

## 2. Literatür

Literatürde dış ticaret-döviz kuru oynaklığı ilişkisini ithalat üzerinden inceleyen çalışmalar genel olarak çok fazla olmamakla birlikte bu bölümde, ilgili çalışmalar hakkında bilgi verilecektir. Söz konusu çalışmalar incelendiğinde, ithalat ve kur oynaklığı arasında negatif ve pozitif anlamlı istatistiki ilişkiler saptayan çalışmalar var olduğu gibi herhangi bir anlamlı ilişki bulamayan çalışmalar da mevcuttur.

Akhtar ve Spence-Hilton (1984), ABD ve Almanya için yaptıkları çalışmada, döviz kuru oynaklığının Almanya'nın reel ithalatında negatif ve istatistiki olarak anlamlı bir etkisinin olduğunu; ABD'nin ithalat hacmi üzerinde ise istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi bulunmadığını tespit etmişlerdir. Choudry ve Hassan (2015), döviz kuru oynaklığının İngiltere'nin üç farklı gelişmekte olan ülkeden (Brezilya, Çin ve Güney Afrika) yaptıkları ithalatı üzerine etkisini ARDL methodunu kullanarak incelemişlerdir. Yazarlar, İngiltere'nin ithalatı ve döviz kuru oynaklığı arasında istatistiki olarak anlamlı negatif bir ilişki bulmuşlardır. Anderton ve Skudelny (2001) euro bölgesi için ithalat fonksiyonunu tahmin etmiş ve ithalatçıların riskten kaçınmaları durumunda (risk aversion), döviz kuru oynaklığının bazı ülkeler arasındaki ithalatı olumsuz, bazı ülkeler arasındaki ithalatı ise olumlu etkilediği sonucuna varmışlardır. Caporal ve Doorodian (1994) GARCH modelini kullanarak döviz kuru oynaklığını ölçtükleri çalışmalarında, döviz kurlarındaki belirsizliğin ABD'nin Kanada'dan yaptığı ithalatı olumsuz etkilediğini ortaya koymuşlardır. Diğer taraftan Gotur (1985), Daly (1997), Mckenzie ve Brooks (1997) ise döviz kuru oynaklığının ithalatı arttırdığına dair pozitif bulgulara ulaşmışlardır.

Arize (1998), Johansen eşbütünleşme analizi kullandığı çalışmasında, ABD'nin ithalatını incelemiş ve döviz kuru oynaklığının negatif bir etki yarattığı sonucuna ulaşmıştır. Wong, Mun Ho, ve Dollery (2012), döviz kuru oynaklığı ve ABD ve Malezya ithalat fonksiyonları arasındaki hem linear hem de nonlinear ilişkileri araştırmışlardır. Bulguları ise bu iki değişken arasında nonlinear bir ilişki olduğunu göstermiştir. Arize ve Shwiff (1998), G7 ülkelerini baz alarak yine Johansen'in eşbütünleşme analizini kullanmışlar ve Kanada dışındaki ülkeler için anlamlı negatif sonuçlar bulmuşlardır. Kanada için ise ilişki pozitif yönlü olmuştur. Sweidan (2013), Ürdün için döviz kuru oynaklığı-dış ticaret ilişkisini incelemiş ve döviz kurundaki değişmelerin hem ihracat hem de ithalat akımlarını etkileyen temel faktörlerden biri olduğunu rapor etmiştir. Son olarak, Senadza ve Diaba (2017) panel veri seti kullanarak Sub-Saharan Afrika ülkelerini incelemişler ve yukarıdaki çalışmalardan elde edilen sonuçların aksine, döviz kuru oynaklığının ithalat üzerinde anlamlı bir ilişkisini bulamamışlardır.

Literatürde, döviz kuru oynaklığı ile ithalat akımları arasındaki ilişkiyi Türkiye özelinde inceleyen çalışmalara da rastlamak mümkündür. Sendilmen ve Celik (2017), reel efektif döviz kuru oynaklığı ile Türkiye-ABD dış ticaretini ARDL yöntemini kullanarak incelemişlerdir. Yazarlar, Türkiye'nin ABD'ye olan ithalatında en önemli etkinin döviz kuru oynaklığı değil Türkiye'nin sanayi üretim endeksinin olduğu sonucuna varmışlardır. Kılıç ve Yıldırım (2015), çalışmalarında sektörel reel efektif döviz kuru oynaklığının Türkiye'nin ithalatı üzerindeki etkilerini araştırmışlardır. İmalat sanayi sektör verileri kullanılarak yapılan analiz sonuçları, 2005-2012 yılları arasındaki döviz kuru oynaklığının, ithalat hacmini istatistiki olarak anlamlı bir şekilde etkilemediğini ortaya koymuştur. Sarı (2010) ise döviz kurunun oynaklığını Markov Switching ARCH yöntemi ile belirlediği çalışmasında, döviz kuru belirsizliğinin ithalat miktarını olumsuz olarak etkilediği sonucuna ulaşmıştır. Erdal, Erdal ve Esengün (2012), reel döviz kuru oynaklığının Türkiye'nin tarımsal mal ithalatı üzerine olan etkilerini 1995-2007 dönemini ele alarak araştırmışlardır. Yazarlar, döviz kurundaki oynaklığın uzun dönemde tarımsal ithalatı negatif etkilediği sonucuna ulaşmışlardır.

### 3. Model ve Tahmin Yöntemi

Döviz kurunun hem düzey değerinin hem de oynaklığının Türkiye'nin ithalat fonksiyonu üzerindeki etkisini ölçmek için literatürde oldukça yaygın olarak kullanılan aşağıdaki ithalat fonksiyonu kullanılacaktır:

$$M_t = b_0 + b_1 Y_t + b_2 RER_t + b_3 VOL_t + v_t \quad (1)$$

Bu denklemde Türkiye'nin ithalatına konu olan mal miktarı ( $M_t$ ), ithalatçı ülke olan Türkiye'nin reel milli gelirinin ( $Y_t$ ), reel efektif döviz kurunun ( $RER_t$ ) ve son olarak da döviz kuru oynaklığının ( $VOL_t$ ) bir fonksiyonu olarak ifade edilmektedir. Bu eşitlikte ithalat miktarı, hem döviz kuru oynaklığına hem de reel efektif döviz kurunun cari değerine bağlıdır. Son olarak  $v_t$  ise regresyondan elde edilen hata terimidir. (1) numaralı eşitlikte yer alan tüm değişkenlerin logaritmik dönüşümü yapılmıştır. Literatürde, sağ taraf değişkenlerinden ilk ikisinin,  $Y_t$  ve  $RER_t$ , sahip olacakları işaret hakkında herhangi bir tartışma yoktur. Ulusal gelirdeki bir artış ithal mallarına olan talebi de arttıracığından dolayı  $b_1$  katsayısı pozitif beklenmektedir. Ek olarak, çalışmada reel döviz kurunda meydana gelecek bir artış, ulusal para biriminin reel olarak değer kazanması anlamına geldiğinden dolayı  $b_2$  katsayısı da pozitif beklenmektedir. Diğer taraftan, döviz kurundaki oynaklığın ithal mallarına olan etkisi ise giriş bölümünde de ifade edildiği üzere, henüz üzerinde anlaşılan bir husus değildir. Dolayısıyla,  $b_3$  katsayısı pozitif veya negatif olarak tahmin edilebilecektir.

Bu çalışmada, Pesaran ve Shin (1998) and Pesaran, Shin, ve Smith (2001) tarafından önerilmiş ARDL sınır testi ve hata düzeltme modeli kullanılacaktır. Böylece, hem eşitlik (1) deki bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkinin (eşbütünleşme) varlığı test edilecek hem de katsayıların alacağı değerler tahminlenmeye çalışılacaktır. Ancak öncelikle, (1) nolu eşitliğin aşağıdaki (2) numaralı eşitlikte olduğu gibi hata düzeltme modeli şekline getirilmesi gerekmektedir:

$$\Delta M_t = c_0 - \alpha ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^p c_i^M \Delta M_{t-i} + \sum_{i=0}^{q1} c_i^Y \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q2} c_i^{RER} \Delta RER_{t-i} + \sum_{i=0}^{q3} c_i^{VOL} \Delta VOL_{t-i} + e_t \quad (2)$$

$$ECT_{t-1} = \rho_1 M_{t-1} - \rho_2 Y_{t-1} - \rho_3 RER_{t-1} - \rho_4 VOL_{t-1}$$

Burada  $\alpha$  uyarılma hızı katsayısı (speed of adjustment coefficient),  $ECT_{t-1}$  (error correction term) hata düzeltme terimi olarak adlandırılır. Gecikmesi alınmış düzey değişkenlerinin katsayıları ( $\rho_1$ ,  $\rho_2$ ,  $\rho_3$ , ve  $\rho_4$ ) ise uzun dönem tahmin katsayıları olacaktır.<sup>2</sup> Eşitlik (2)'de yer alan  $p$ ,  $q1$ ,  $q2$  and  $q3$  değerleri ise, her bir değişkenin gecikmeli farkları için kullanılan optimum gecikme sayıları olup, ilgili gecikme değerleri literatürde Akaike (1973) (AIC), Schwarz-Bayesian (1978) (SBIC) gibi bilgi kriterleri ile belirlenmektedir. Hata düzeltme modelinin mantığı son derece basittir: eğer ithalatın cari veya kısa dönem toplam miktarı ( $M_t$ ) yine ithalatın uzun dönem değerine- ki bu değer (1) numaralı eşitliğin sağ tarafındaki değişkenlerin linear bir kombinasyonunu ifade eder- herhangi bir nedenle eşit olmadığına, kısa dönemde ithalat miktarı kendini uyarlayacak ve uzun dönem denge değerine doğru yakınsayacaktır. Bu eşitlenmenin ne kadar sürede gerçekleşeceği ise,  $\alpha$  katsayısının modelden tahmin edilen büyüklüğüne bağlı olacaktır.

<sup>2</sup>  $\rho_2$ ,  $\rho_3$ , ve  $\rho_4$  katsayıları  $\rho_1$  üzerinden normalize edilecektir. Bununla birlikte, ARDL hata düzeltme modeli döviz kuru oynaklığının, döviz kuru düzeyinin ve ülke reel milli gelirinin ithalat üzerindeki kısa dönem etkilerini de (sırasıyla  $c_i^{VOL}$ ,  $c_i^{RER}$ ,  $c_i^Y$  katsayıları) ortaya koyabilmektedir. Ancak, yapılan birçok çalışmada bu katsayılar istatistiki olarak anlamsız çıkmakta, anlamlı çıktığı durumlarda ise işaretleri iktisadi beklentilere zıt olabilmektedir. Bu nedenle literatürde, kısa dönem etkilerin belirli bir kalıbı takip etmediği sonucuna ulaşılmıştır. (Bahmani-Oskooee ve Gelan (2018), Huchet-Bourdon ve Korinek (2011)). Ayrıca, ithalatçı firmalar döviz kuru riskini kısa dönemde forward piyasalar aracılığıyla bertaraf edebilirlerken, uzun dönemde bu çok daha maliyeli olacaktır (Perée and Steinherr (1989)). Tüm bu nedenlerden dolayı, bu çalışma da literatüre paralel olarak uzun dönemli etkilere yoğunlaşmıştır.

Bu çalışmada, ARDL sınır testi ve hata düzeltme modelinin kullanılmasının beraberinde getirdiği çeşitli pratik avantajlar söz konusudur. Öncelikle, uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin varlığı hata düzeltme modeli ile kolayca analiz edilebilir. İkinci olarak, ARDL modelinde değişkenlerin sıfırinci ya da birinci dereceden bütünlük olup olmadıklarını belirlemek için gerekli testlere ihtiyaç yoktur. Dolayısıyla, sıfırinci veya birinci dereceden bütünlük değişkenler aynı eşitlik üzerinden tahmin edilebilirler. Üçüncüsü, geleneksel Johansen (1988) metodolojisi denklem sistemi içinde çalışırken, ARDL methodu basit tek denklemlerle bir zaman serisi kurulumuna sahiptir. Dördüncüsü, örnek uzunluğunun çok geniş olmadığı durumlarda çok daha etkin tahminleyiciler üretmektedirler. Son olarak ise, ARDL modelinde farkları alınmış kısa dönem dinamiklerin kullanılması muhtemel bir içsellik (endogeneity) ve seri korelasyon problemlerine karşı çözüm sunabilmektedir.<sup>3</sup>

(1) numaralı ithalat fonksiyonundaki ilişkileri, hata düzeltme modeli ile tahmin etmenin ilk adımı ARDL sınır testi yaklaşımı ile bağımlı ve bağımsız değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığını araştırmaktır. Buna göre eşbütünleşmenin varlığı için (2) numaralı eşitlik öncelikle basit OLS ile tahmin edilir ve gecikmeli düzey değişkenlerin katsayılarının sıfıra eşit olduğunu söyleyen yokluk hipotezi  $\rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \rho_4 = 0$  -ki aynı zaman da eşbütünleşmenin olmadığını ifade eder- eşbütünleşmenin olduğunu söyleyen alternatif hipoteze  $\rho_1 \neq \rho_2 \neq \rho_3 \neq \rho_4 \neq 0$  karşılık test edilir. Ancak geleneksel F testi ARDL yaklaşımında uygulanamayacağından, Pesaran vd. (2001) alt ve üst kritik sınırlar (bounds) adı verilen iki farklı kritik değer rapor etmişlerdir. Buna göre eşbütünleşmenin varlığı, ARDL yaklaşımından hesaplanan F değerinin, kritik üst sınır değerinden yüksek olmasını gerektirir. Eğer hesaplanan F değeri, kritik alt sınır değerinin altındaysa eşbütünleşme yoktur denir. Son olarak hesaplanan F değeri, alt ve üst kritik değerlerinin arasında ise test sonuçsuz kalacaktır.

Eşbütünleşme ilişkisinin varlığının ARDL sınır testi yaklaşımı ile belirlenmesinden sonra, (2) numaralı eşitlikteki uzun dönem katsayılar tahminlenebilir. Bununla birlikte negatif ve istatistiki olarak anlamlı bir hata düzeltme katsayısının varlığı bir yandan uzun dönemli bir ilişkisinin varlığını doğrularken, diğer yandan uzun dönem denge değerine hangi hızla yaklaşılacağına göstergesi olacaktır. Son olarak ise, ARDL hata düzeltme modelinin veri setine ne kadar uyumlu olduğunu test edebilmek için tahmin sonrası bazı diagnostik testleri yapılacaktır. Bunlar, hataların otokorelasyona sahip olup olmadığını test eden Breusch–Godfrey Lagrange Multiplier Testi, Ramsey (1969) tarafından önerilen ve modelin linear olarak doğru kurgulanıp kurgulanmadığını linear olmayan alternatif spesifikasyona göre test eden Ramsey Reset testi, ve hata terimlerinin sabit bir varyansa sahip olup olmadığını test eden White (1980) heteroskedastisite testleridir.

### 3.1. Veri Seti

Bu çalışmada, Türkiye'nin mal ithalatı ile döviz kuru oynaklığı arasındaki ilişki, ekonomik olarak görece daha durağan bir dönemi kapsayan 2008-2009 krizi sonrası (2009:M7-2019:M8 dönemi) aylık verileriyle tahmin edilecektir. Türkiye'nin aylık "mal ithalatı" verisi OECD'nin internet sitesinden indirilmiştir. GSYİH verisi aylık olarak yayınlanmadığından, Federal Reserve Bank of St. Louis (FRED)'in internet sitesinden elde edilen aylık sanayi üretim endeksi (2015=100) verisi kullanılmıştır. Son olarak reel efektif döviz kuru (2015=100) verisi ise yine FRED'in internet sitesinden elde edilmiştir.

<sup>3</sup> ARDL hata düzeltme modelinde bazı açıklayıcı değişkenlerin muhtemel dışsallığı varsayımı altında, Pagan ve Ullah (1988) tarafından önerilen araç değişkenleri (instrumental variables) kullanılmaktadır. Bu araç değişkenleri ise sabit katsayısı, bir gecikmeli hata düzeltme katsayısı ( $ECT_{t-1}$ ) ve bilgi kriterine göre belirlenecek sayıda gecikmesi farkları alınmış açıklayıcı değişkenlerdir.

### 3.2. Döviz Kuru Oynaklığının Ölçümü

Yukarıdaki (2) numaralı eşitliğin tahmin edilebilmesi için döviz kuru oynaklığı değişkenliğinin modele eklenmesi gerekmektedir. Literatüre bakıldığında döviz kuru oynaklığını tahmin etmede kullanılan çeşitli ölçütler görülebilmektedir. Bunlardan en yaygınları ise döviz kuru değişkeninin birinci farklarının standart sapmaları, hareketli standart sapmalar yöntemi ve son olarak da ARCH/GARCH modellemesine dayanan şartlı oynaklık veya şartlı varyans yaklaşımlarıdır.<sup>4</sup> Bu çalışmada ise GARCH yöntemine dayalı döviz kuru oynaklığı ölçüsü kullanılacaktır. Genelleştirilmiş ARCH modeli (GARCH), ARCH modeline şartlı varyansın gecikmeli değerini eklemekte ve özellikle finansal zaman serilerinde çok sık olarak görülen oynaklık kümelenmesini (volatility clustering) modellemede oldukça yaygın olarak kullanılmaktadırlar<sup>5,6</sup>. Bu çalışmada döviz kuru oynaklığını ölçmek için birinci dereceden genelleştirilmiş ARCH modeli, yani GARCH(1,1) modeli kullanılacaktır:<sup>7</sup>

$$\Delta RER_t = \omega + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\sigma_t^2 = \gamma_c + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \zeta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (4)$$

$$\varepsilon_t \sim \text{GED}(0, \sigma_t^2, \mu)$$

Burada  $\varepsilon_t$  hata terimini,  $\omega$  sabit bir katsayıyı,  $\gamma_1$  ARCH parametresini ve son olarak da  $\zeta_1$  GARCH parametresini temsil etmektedir. GARCH modeli şartlı ortalama (3) ve şartlı varyans (4) eşitliklerinden oluşmaktadır.  $\mu$ , Genelleştirilmiş Hata Dağılımına (Generalized Error Distribution (GED)) ait şekil parametresidir. Burada dikkat edilecek hususlardan en önemlisi, hata teriminin şartlı dağılımının ne olacağıdır. Uygulamada pek çok finansal zaman serisi leptokurtic bir dağılıma sahip olmaktadır. Diğer bir deyişle, aşırı uçlarda yer alan değerlere normal dağılıma göre çok daha sık karşılaşılabilecek ve dağılımın kuyruk bölgesi daha şişkin bir hal alabilecektir. Bu durumda kuyruk bölgesi daha yaygın olan ve sıfır değerine normal dağılıma göre asimptotik olarak çok daha yavaş yaklaşan GED dağılımını kullanmak, normal dağılıma göre daha makul olacaktır.<sup>8</sup> Eğer şekil parametresi ikiden küçük ise, bu durumda GED dağılımının kuyruk bölgesi normal dağılıma göre daha yaygın olacaktır. Dolayısıyla kullanılan GED dağılımının uygun olup olmadığına GARCH modelinin tahmininden elde edilen şekil parametresine bakarak karar vermek mümkündür. Bu çalışmada şartlı volatilité ise (4) nolu eşitliğin tahmini ile elde edilecektir.

### 4. Analiz Sonuçları

Eşitlik 3'te görülebileceği üzere, döviz kuru serisi durağan olmadığından dolayı, şartlı volatilité tahmin edilirken döviz kuru serisinin birinci farkları alınmıştır.<sup>9</sup> Tablo 1, durağan olmayan döviz kuru

<sup>4</sup> Literatürdeki farklı ölçülere ait çalışmalar için McKenzie (1998), Huchet-Bourdon and Korinek (2011), Arize vd.(2000), Nicita (2013), Sauer and Bohara (2001), Hall, Hondroyiannis, Swamy, Tavlas ve Ulan (2010) incelenebilir.

<sup>5</sup> Oynaklık kümelenmesi, zaman serilerinde meydana gelen büyük (küçük) bir değişimin yine büyük (küçük) bir değişime tarafından takip edileceğini belirtir ve literatürde ilk defa Mandelbrot (1963) tarafından kullanılmıştır.

<sup>6</sup> ARCH/GARCH modeli ile döviz kuru oynaklığını ölçen çalışmalar için Pozo (1992), Dorodian (1999), Wang ve Barrett (2007), Rahmatsyah, Rajaguru, and Siregar (2002), Hall vd. (2010), Kroner ve Lastrapess (1993), McKenzie ve Brooks (1997), McKenzie (1998) incelenebilir.

<sup>7</sup> Ampirik çalışmalarda döviz kuru oynaklığını tahminleyebilmek için kullanılan en yaygın model GARCH(1,1) modeli olmaktadır (Bollerslev, 1986; Hsieh, 1989; Baillie ve Bollerslev, 1992; Dominguez, 1998; Hall, Hondroyiannis, Swamy, Tavlas ve Ulan, 2010; Huchet-Bourdon and Korinek, 2011).

<sup>8</sup> Normal dağılımdan daha kalın kuyruklara sahip diğer dağılımlar ise Laplace ve Student-t dağılımlarıdır. Örneğin, Student-t dağılımı serbestlik dercesi sonsuza yaklaştıkça normal dağılıma yakınsamaktadır.

<sup>9</sup> Reel efektif döviz kurunun durağan olmadığını gösteren Phillips-Perron (1988) birim kök test sonuçları Ek-A kısmında Tablo A1 içinde yer almaktadır. Sonuçlar trend, hem trend hem sabit ve son olarak da hiçbiri olmak üzere

serisini durağan hale getirmek için birinci farkı alınmış halinin tanımlayıcı özet istatistiklerini sunmaktadır. Birinci farkı alınmış döviz kuru serisi ARCH/GARCH modelinin genel özelliklerini taşımaktadır. Aşırı kurtosis ve negatif skewness bunlara örnek gösterilebilir.<sup>10</sup> Ayrıca normallik testi için uygulanan Shapiro-Wilk (1965) W test sonuçları serinin normal dağılmadığını göstermektedir. Son olarak uygulanan Engle (1982) ARCH-LM test sonuçları da serinin geleneksel hata seviyelerinde ARCH etkisi taşıdığını ortaya koymaktadır. Bununla birlikte, Westerfield (1977) ve Hsieh (1989) tarafından da belirtildiği gibi, leptokurtic dağılıma sahip finansal değişkenler volatilité kümelenmesi gösterme eğilimindedirler ve GARCH modelleri bu tür değişkenleri modellemede son derece başarılıdır. Tüm bu ön bulgulardan çıkarılacak sonuç, Türkiye'nin döviz kuru oynaklığını ölçmede GARCH modelinin oldukça uygun olacağını göstermektedir.

Tablo 1: Tanımlayıcı Özet İstatistikler

Skewness		-1.009
Kurtosis		12.388
Shapiro-Wilk W Test İstatistik <sup>a</sup>		0.8823 (Prob.>z: 0.000)
ARCH-LM Test <sup>b</sup>	Gecikme	Prob.>Ki Kare
	3	0.0035
	6	0.0065
	9	0.0308
	12	0.0804

Notlar: <sup>a</sup> Yokluk hipotezi serinin normal dağıldığını ifade eder.

<sup>b</sup> Engle (1982) ARCH-LM testi için yokluk hipotezi serinin ARCH etkisi taşımadığını ifade eder. Sonuçlar, alternative gecikme düzeylerine (3, 6, 9, 12) göre rapor edilmiştir.

Tablo 2, GARCH(1,1) modelinden elde edilen tahmin değerlerini ve tahmin sonrası diagnostic test sonuçlarını vermektedir. Buna göre  $\pi$ , log-likelihood yakınsamasının sağlanması için gerekli iterasyon sayısıdır. Ln L ise log-likelihood fonksiyonunun ilgili iterasyondaki değerini vermektedir. Son olarak, GED dağılımına ait ikiden düşük şekil parametresi ( $\mu$ ), GED dağılımının normal dağılıma göre daha şişkin kuyruklara sahip olduğunu, dolayısıyla (3) nolu şartlı ortalama regresyon hata teriminin şartlı dağılımı olarak GED dağılımını kullanmanın uygunluğunu ifade etmektedir.

Tablo 2: GARCH(1,1) Tahmin Sonucu; Şartlı Varyans Tahmin Değerleri

	Tahmin Sonuçları
$\gamma_1$	0.185
$\zeta_1$	0.393
$\pi$	15
ln L	263.511
$\mu$	1.180

üç değişik duruma göre verilmiştir. Ayrıca, Tablo A1 diğer değişkenlere ait birim kök test sonuçlarını da rapor etmektedir.

<sup>10</sup> Aşırı kurtosis dağılımın kuyruk bölgesinin normal dağılımdan daha şişman olduğunu belirtir. Kurtosis değeri üçten büyük olan dağılımlar "leptokurtic" olarak adlandırılır ve bu tür dağılımlar normal dağılıma göre kuyruk bölgelerinde daha fazla aykırı değer barındırır. Negatif skewness ise sol kuyruk bölgesinde sağ kuyruk bölgesine göre daha fazla aykırı değer olduğunu ifade eder.

Tablo 3: ARDL Sınır Testi ve Uzun Dönem Tahmin Sonuçları

ARDL ECM için Optimum Gecikme Uzunlukları <sup>a</sup> ARDL(p, q1, q2, q3)	ARDL(2,0,1,0)
$\alpha$	-0.152 (0.002)
$\gamma$	2.570 (0.001)
RER	0.329 (0.053)
VOL	-22.29 (0.660)
F İstatistik <sup>b</sup>	4.55
Breusch-Godfrey LM Test İstatistik <sup>c</sup>	0.122 (0.726)
Ramsey's Reset Test İstatistik <sup>d</sup>	2.12 (0.112)
White Test İstatistik <sup>e</sup>	9.43 (0.802)

Notlar: Parantez içinde rapor edilen eğerler ilgili prob. değerleridir.

<sup>a</sup> Hata düzeltme modeli için optimum gecikme uzunlukları (p, q1, q2, q3) SBIC ile belirlenmiştir.

<sup>b</sup> Alt ve üst limit kritik değerler sırasıyla %10 önem düzeyinde 3.47 ve 4.45'dir. Yokluk hipotezi ise eşbütünlüğün olmadığını ifade eder.

<sup>c</sup> Breusch-Godfrey LM testi için yokluk hipotezi otokorelasyon olmadığını ifade eder.

<sup>d</sup> Ramsey (1969) Reset testi için yokluk hipotezi model spesifikasyonunun yanlış olmadığını ifade eder.

<sup>e</sup> White (1980) değişen varyans testi için yokluk hipotezi hataların sabit varyansa sahip olduğunu ifade eder.

GARCH(1,1) modeli yardımıyla döviz kuru oynaklığının (VOL<sub>t</sub>) elde edilmesinden sonra, (2) no'lu ARDL hata düzeltme modelinden, ARDL sınır testi ve uzun dönem tahmin sonuçları elde edilebilir. Tablo 3, söz konusu F istatistiğini, uzun dönem katsayılarını ve tahmin sonrası bazı diagnostik test sonuçlarını içermektedir. İlk olarak ARDL hata düzeltme modelinden hesaplanan F istatistiği kritik üst sınır değerinden daha yüksektir. Yani, ARDL sınır testi sonuçları eşbütünlük ilişkisinin varlığını işaret etmektedir. Ayrıca,  $\alpha$  katsayısı düzgün çalışan bir hata düzeltme modelinden beklendiği gibi negatif ve istatistiki olarak anlamlıdır. Uyarılama hızı katsayısının büyüklüğü ise bize uzun dönem dengeye ne hızla yaklaşacağımız hakkında bilgi verir. Yani, kısa dönemde meydana gelen bir şok karşısında, uzun dönem ithalat denge düzeyinden sapmanın yaklaşık %15'i kendini ilk ay içinde düzeltmektedir. Bu durumda, uzun dönem denge düzeyinden sapma yaklaşık 7 ay içinde ortadan kalkacaktır. Eşbütünlük ilişkisi doğrulandıktan sonra, ithalat fonksiyonuna ait hata düzeltme modelinin iyi çalışıp çalışmadığının, tahmin sonrası diagnostik testler yardımıyla kontrol edilmesi gerekmektedir. Öncelikle, White (1980) testi sonuçları, hata düzeltme modelinden elde edilen hata terimlerinin varyansının sabit olduğunu belirten yokluk hipotezinin reddedilemediğini ifade etmektedir. Diğer taraftan, Ramsey (1969) Reset test sonuçları, model spesifikasyonunun yanlış olmadığını gösterirken, Breusch-Godfrey test sonucu ise hata düzeltme modelinden elde edilen hata terimlerinde otokorelasyon olmadığını ortaya koymaktadır. Tüm diagnostik testlerin ortaya çıkardığı sonuç ise, ARDL hata düzeltme modelinin Türkiye için elde edilen veri setine oldukça uygun olduğudur.

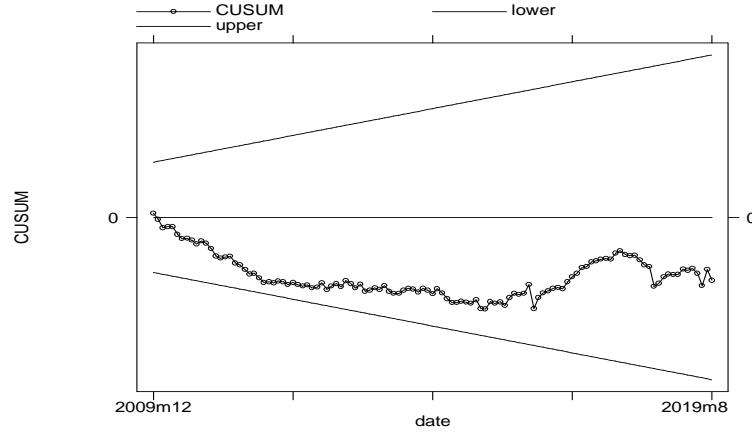
Tablo 3 ayrıca uzun dönem tahmin değerlerini de rapor etmektedir. Öncelikle döviz kuru oynaklık değişkeni negatif bir işaret taşımakta, yani oynaklık artışı ithalatı olumsuz etkilemektedir. Ancak katsayı istatistiki olarak anlamsızdır. İkincisi, teorik olarak beklentilere uygun şekilde döviz kurlarındaki bir artış ya da ulusal paranın reel olarak değer kazanması ithalatı olumlu etkilemektedir. Son olarak ise, yine teorik beklentilere uygun şekilde ulusal gelirden gelecek bir artışın ithalat üzerindeki etkisi pozitif olmuştur. Özetlemek gerekirse, Türkiye'de ithalatı etkileyen faktörler sırasıyla ülkenin gelir düzeyi ve döviz kuru düzeyidir, döviz kuru oynaklığının ithalat üzerinde etkisi ise istatistiki olarak doğrulanmamıştır.

Son olarak, eşbütünlüğün varlığı tahmin edilen parametrelerin kararlılığını garanti etmeyeceğinden, tahmin edilen parametrelerin zaman içinde kararlı olup olmadığını test etmek için CUSUM (cumulative sum of recursive residuals) testi uygulanmış ve Şekil 1'de rapor edilmiştir. CUSUM



testine göre ARDL hata düzeltme modelinden elde edilen tekrarlamalı hataların kümülatif toplamı %5 önem seviyesinde alt ve üst kritik limitleri içinde kalıyorsa, tahmin edilen katsayılar kararlı olacaktır. Şekil 1'e göre ilgili değerler kritik sınırlar içinde kaldığından dolayı, tahmin edilen katsayılar istikrarlıdır.

Şekil 1: CUSUM Testi, Tekrarlamalı Hataların Kümülatif Toplamı



## 5. Sonuç

Döviz kuru oynaklığı ve dış ticaret arasındaki ilişkiyi açıklayan çalışmalar daha çok döviz kuru oynaklığı ve ihracat ilişkisi üzerine yoğunlaşmışken, bu çalışma döviz kuru oynaklığının ithalat akımları üzerindeki etkisini Türkiye örneği üzerinden incelemektedir. Döviz kuru oynaklığını ölçmek için ise oynaklığın zaman içinde değişmesine olanak kılan GARCH modeli kullanılmıştır.

Bu çalışmadan elde edilen sonuçlar, değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığını ortaya koymaktadır. Yani, uzun dönem ithalat miktarından herhangi bir kısa dönem sapma karşısında, sistemin kendiliğinden dengeye gelmesini sağlayan piyasa güçleri mevcuttur. Uzun dönem dengeden sapma yaklaşık 7 ay içinde ortadan kalkacaktır. İkinci olarak, döviz kuru oynaklığı ile ithalat arasında istatistikî olarak anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Diğer taraftan, teorik beklentilere uygun şekilde, reel döviz kurunda meydana gelecek bir artış ithalatı arttırırken, ulusal gelirden meydana gelen bir artışta yine ithalatı arttırmaktadır. Analiz sonucu elde edilen en önemli bulgu ise ulusal gelirdeki artışların ithalatı etkileyen en önemli unsur olduğudur. Bu durumda yapılması gereken ise, marjinal tüketim eğilimini azaltacak ve dolayısıyla tasarrufları arttıracak tedbirlerin alınması ve ithal mallara olan talebin düşürülmesidir. Türkiye gibi ortalama gelir düzeyinin nispeten daha düşük olduğu ülkelerde bu oranı düşürmek çok da kolay olmamaktadır. Marjinal tüketim eğiliminin azaltılması ve tasarrufların arttırılması ancak daha yüksek gelir düzeylerini gerektirdiğinden, ithalat artışlarını azaltmak yapısal bir sorun olarak devam edecek gibi görünmektedir.

Bu çalışma ayrıca ileride yapılacak çalışmalar hakkında da bazı fırsatlar sunmaktadır. Özellikle, ithalat ve döviz kuru oynaklığı ilişkisinin gelişmekte olan ülkeler için geniş bir panel veri seti kullanılarak analizi, bu konudaki çalışmaların oldukça kısıtlı da olması değerlendirildiğinde önemli olabilecektir.

## Kaynakça

- Akaike, H. (1973). Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle. Second International Symposium on Information Theory, Budapest: Academiai Kiado.
- Akhtar, M. A. and Spence Hilton, R. (1984). Effects of Exchange Rate Uncertainty on German and U.S. Trade. *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, Spring, 7-16

- Anderton, R. and Skudelny, F. (2001). Exchange Rate Volatility and Euro Area Imports. European Central Bank Working paper series, no:64
- Arize, C.A. (1998). The Effects of Exchange Rate Volatility on U.S. Imports: An Empirical Investigation. *International Economic Journal*, 12(3), 31-40.
- Arize A.C., Osang, T. and 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. and Shwiff, S. S. (1998). Does Exchange-Rate Volatility Affect Import Flows in G-7 Countries? Evidence from Cointegration Models. *Applied Economics*, 30(10), 1269-1276.
- Bahmani-Oskooee, M. and Gelan, A. (2018). Exchange-rate Volatility and International Trade Performance: Evidence from 12 African Countries. *Economic Analysis and Policy*, 58, 14-21.
- Baillie, R.T. and Bollerslev, T. (1989). The Message in Daily Exchange Rates: A Conditional-Variance Tale. *Journal of Business & Economic Statistics*, 7(3), 297-305.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307–32.
- Choudhry, T. and Hassan, S. S. (2015). Exchange Rate Volatility and UK Imports from Developing Countries: The Effect of the Global Financial Crisis. *Journal of International Financial Markets Institutions and Money*, 39, 89-101.
- Daly, K. (1997). Does Exchange Rate Volatility Impede the Volume of Japan's Bilateral Trade?. *Japan and the World Economy*, 10: 333–48
- Dominguez, K. M. (1998). Central Bank Intervention and Exchange Rate Volatility. *Journal of International Money and Finance*, 17(1), 161–190.
- Doroodian, K. (1999). Does Exchange Rate Volatility Deter International Trade in Developing Countries? *Journal of Asian Economics*, 10, 465–474.
- Engle, R.F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50(4), 987–1007.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276.
- Erdal, G., Erdal, H. and Esengün, K. (2012). The Effects of Exchange Rate Volatility on Trade: Evidence from Turkish Agricultural Trade. *Applied Economics Letters*, 19(3), 297-303.
- Gotur, P. (1985). Effects of Exchange Rate Volatility on Trade: Some Further Evidence. *IMF Staff Papers*, 32(3), 475-512.
- Hall, S., Hondroyannis, G., Swamy, P.A.V.B., Tavlas, G. and Ulan, M. (2010). Exchange-Rate Volatility and Export Performance: Do Emerging Market Economies Resemble Industrial Countries or Other Developing Countries? *Economic Modelling*, 27, 1514–1521.
- Hsieh, D. A. (1989). Modeling Heteroscedasticity in Daily Exchange Rates. *Journal of Business and Economic Statistics*, 7(3), 307–317.
- Huchet-Bourdon, M. and Korinek, J. (2011). To What Extent Do Exchange Rates And Their Volatility Affect Trade? *OECD Trade Policy Papers*, No. 119, OECD Publishing, Paris. <http://dx.doi.org/10.1787/5kg3slm7b8hg-en>

- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2-3), 231-254.
- Kılıç, E. ve Yıldırım, K. (2015). Sektörel Reel Döviz Kuru Oynaklığı İthalat Hacmini Etkiler mi? Türkiye Üzerine Bir Uygulama. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 43, 192-199.
- Kroner, K.F. and Lastrapes, W.D. (1993). The Impact Of Exchange Rate Volatility on International Trade: Reduced Form Estimates Using the GARCH-In-Mean Model. *Journal of International Money and Finance*, 12, 298-318.
- Mandelbrot, B. B. (1963). The Variation of Certain Speculative Prices. *Journal of Business*, 36(4), 394–419.
- Mckenzie, M.D. (1998). The Impact of Exchange Rate Volatility on Australian Trade Flows. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 8, 21-38.
- McKenzie, M.D. and Brooks, R.D. (1997). The Impact of Exchange Rate Volatility on German–US Trade Flows. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 7, 73–87.
- Newey, W. K. and West K. D. (1987). A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 55, 703–708.
- Nicita, A. (2013). Exchange Rates, International Trade and Trade Policies. *International Economics*, 135–136, 47-61.
- Perée, E. and Steinherr, A. (1989). Exchange Rate Uncertainty and Foreign Trade. *European Economic Review*, 33, 1241–1264.
- Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1998). An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. In *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century. The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, ed. S. Strøm, chap. 11, 371–413. Cambridge: Cambridge University Press.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289–326.
- Phillips, P. C. B. and Perron P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75: 335–346.
- Pozo, S. (1992). Conditional Exchange Rate Volatility and the Volume of International Trade: Evidence from the Early 1900s. *Review of Economics and Statistics*, 74(2), 325-329.
- Rahmatsyah, T., Rajaguru, G. and Siregar, R.Y. (2002). Exchange-rate Volatility, Trade and “Fixing for Life” in Thailand. *Japan and World Economy*, 14, 445–470.
- Ramsey, J. B. (1969). Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B.*, 31(2), 350–371.
- Sarı, A. (2010). Döviz Kuru Oynaklığının İthalata Etkileri: Türkiye Örneği. *Ekonometri ve İstatistik*, 11, 31–44.
- Sauer, C., and Bohara, A.K. (2001). Exchange Rate Volatility and Exports: Regional Differences between Developing and Industrialized Countries. *Review of International Economics*, 9 (1), 133–152.
- Schwarz, G.E. (1978). Estimating the Dimension of a Model. *Annals of Statistics*, 6(2): 461–464

- Senadza, B. and Diaba, D.D. (2017). Effect of Exchange Rate Volatility on Trade in Sub-Saharan Africa. *Journal of African Trade*, 4(1-2), 20-36.
- Sendilmen B. and Celik, A. (2017). The Impact of Real Effective Exchange Rate Volatility on the Trade between the U.S. and Turkey: an ARDL approach, *Journal of Yasar University*, 12(46), 103-112.
- Shapiro, S. S. and Wilk M. B. (1965). An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples). *Biometrika*, 52, 591-611.
- Sweidan, O. D. (2013). The Effect of Exchange Rate on Exports and Imports: The Case of Jordan. *The International Trade Journal*, 27(2,) 156-172.
- Wang, K.L. and Barrett, C.B. (2007). Estimating the Effects of Exchange Rate Volatility on Export Volumes. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 32(2), 225-255.
- Westerfield, J. (1977). An Examination of Foreign Exchange Risk under Fixed and Floating Rate Regimes. *Journal of International Economics*, 7(2), 181-200.
- White, H. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*. 48 (4): 817-838
- Wong, Y.S., Mun Ho, C. and Dollery, B. (2012). Impact of Exchange Rate Volatility on Import Flows: The Case of Malaysia and the United States. *Applied Financial Economics*, 22(24), 2027-2034.

## EK-A

Tablo A1: Reel Efektif Döviz Kuru, Phillips-Perron (PP) Birim Kök Test Sonucu

Değişkenler	Model	Düzy	Birinci Fark	Sonuç
		PP Test İstatistik (Kritik Değer)	PP Test İstatistik (Kritik Değer)	
RER	Trend ve Sabit	-2.818(-3.447)	-8.372(-3.447)	I(1)
	Sabit	-0.649(-2.889)	-8.397(-2.889)	I(1)
	Hiçbiri	-1.000(-1.950)	-8.379(-1.950)	I(1)
Y	Trend ve Sabit	-1.979(-3.447)	-18.637(-3.447)	I(1)
	Sabit	-2.711(-2.889)	-17.367(-2.889)	I(1)
	Hiçbiri	3.493 (-1.950)		I(0)
M	Trend ve Sabit	-2.530(-3.447)	-14.554(-3.447)	I(1)
	Sabit	-2.895(-2.889)		I(0)
	Hiçbiri	0.377(-1.950)	-14.132(-1.950)	I(1)

Notlar: Phillips-Perron testleri için yokluk hipotezi birim kökün varlığını ifade eder. Parantez içindeki kritik değerler %5 önem seviyesine göre rapor edilmiştir. Phillips-Perron testi otokorelasyonun varlığını dikkate alan Newey-West (1987) standart hatalarını kullanır ve ilgili Newey-West gecikme uzunluğu için gecikme sayısı dört olarak belirlenmiştir.

---

**THE IMPACT OF EXCHANGE RATE VOLATILITY ON TURKEY'S IMPORT FLOWS**

---

**Extended Abstract**

**Aim:** The common trend in literature is to mainly focus on the exchange rate volatility and export flows relationship. However, this paper differs from others and investigates the impact of exchange rate volatility on import volumes in Turkey. The relationship between import volumes and exchange rate volatility is measured by covering the relatively more stable economic period, 2009:M7-2019:M8 with monthly data.

**Method:** This paper conducts an autoregressive distributed lag bound testing approach (ARDL) and error correction representation. Unlike the conventional methods such as Johansen (1988) maximum likelihood which determines the cointegration relationship in system equations, ARDL method uses a single equation time series form. The volatility of exchange rate is measured by Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) model, which allows exchange rate volatility to change over time since GARCH models were empirically considered quite successful in modelling "volatility clustering" feature of the exchange rate data. Volatility clustering simply refers that large changes are tend to be followed by large changes and small changes are tend to be followed by a small change.

**Findings:** The ARDL bound test results indicate the existence of cointegration relationship among the variables in the import model. The speed of adjustment coefficient ( $\alpha$ ) is found negative and statistically significant, as expected from a well-behaved error correction model. The significant and negative speed of adjustment coefficient refers the adjustment toward long run equilibrium and presents another evidence that cointegration relationship is valid.

To confirm whether or not the findings obtained from error correction form of the import model is valid, one should perform some diagnostic checks. According to the White (1980) test results, the null hypothesis which indicates that the variance of error terms obtained from the error correction model is constant cannot be rejected. On the other hand, the Ramsey (1969) Reset test results show that there is not a functional form misspecification, i.e. non-linear combinations of the explanatory variables cannot explain the import variable. Finally, the Breuch-Godfrey test result indicates no autocorrelation in the error terms obtained from the error correction model. Consequently, all diagnostic tests provide support for the ARDL error correction representation, and the statistical fit of the import model to the Turkish data is quite reasonable.

Finally, since the existence of cointegration does not guarantee the stability of the estimated parameters, the CUSUM (cumulative sum of recursive residuals) test was used to investigate whether the estimated parameters from the import model are stable over time. According to the CUSUM test results, the estimated coefficients are stable since the relevant values are within the critical limits.

**Conclusion:** The empirical results can be summarized as follows:

First, the magnitude of the speed of adjustment coefficient shows that about 15% of the deviation from the long-run equilibrium corrects itself within the first month. In this case, the deviation from the long-run equilibrium level will disappear in about 7 months. Second, the exchange rate volatility coefficient has negative sign; that is, an increase in exchange rate volatility produces negative impacts on import volumes. However, there is no statistically significant relationship between the exchange rate volatility and import variables. Third, an increase in real effective exchange rate reveals a significant positive impact on import volumes in line with theoretical expectations. Finally, an increase in national income also produces positive effects on import as expected.

