

# Euro/Dolar Paritesinin Üst Orta Gelirli Ülkelerin İhracatları Üzerindeki Etkisi: Bir Panel Veri Analizi

## The Effect of Euro/Dollar Parity on the Export of Upper Middle Income Countries: A Panel Data Analysis

Ph.D. Candidate Remzi Can Yılmaz (Beykent University, Turkey)

Ph.D. Candidate Ferhat Orman (Beykent University, Turkey)

Asst. Prof. Dr. Murat Süslü (Beykent University, Turkey)

### Abstract

In this study, the hypothesis that the changes in Euro / Dollar parity affects the export amounts of the economies in real terms, whether the changes in the currencies of the two economies, which constitute almost half of the world economy in total, have a significant effect on the foreign trade balance of other countries; if it is, it is aimed to verify by what extent and in what direction it is. Nineteen upper middle income countries with the largest export volume were selected as the sample of the study. The 2000 - 2017 interval was analyzed with multi - panel regression analysis. As a result, the Euro / Dollar parity was statistically significant and the changes in the said variable affected the exports of the sample countries in the same direction. In addition to the Euro / Dollar parity, the gross domestic product, domestic loan amount and domestic savings ratio were also statistically significant and they changed the exports simultaneously with the changes that occurred in them. This result is mainly attributable to the exports of the upper middle income countries; and that the increase in Euro / Dollar parity has led to an increase in profit margins by lowering imported input costs and making exports more attractive.

### 1 Giriş

28 ülkeden meydana gelen, 509 milyonu aşkın bir nüfusa sahip olan ve kişi başı gayri safi yurtiçi hasılası yaklaşık 38.000 Amerikan Doları olan Avrupa Birliği, şüphesiz, dünyanın en büyük ekonomik pazarlarından ve güçlerinden biridir (Eurostat, 2018).

Dünya toplam gayri safi yurtiçi hasılasının %21.8'ini oluşturan Avrupa Birliği Amerika Birleşik Devletleri'nin (%24.6) ardından söz konusu sıralamada ikinci sırada yer almaktadır (Eurostat, 2018). Dünya mal ihracatının altıda birini gerçekleştiren Avrupa Birliği ülkeleri dünya mal ihracatının %16.3'ünü, dünya mal ithalatının ise %15'ini meydana getirmektedir. Mal ihracatı sıralamasında dünya birincisi, mal ithalatı sıralamasında ise ABD'nin (%18.3) ardından dünya ikincisidir. ABD dünya mal ihracatında ise AB ve Çin Halk Cumhuriyeti'nin ardından üçüncü sırada yer almaktadır. Dünya hizmet ihracatında ve ithalatında ise sırasıyla %24.7 ve %21.1 paylarını alan Avrupa Birliği, dünya hizmet ticaretinde en büyük paya sahip olan ekonomik aktördür. ABD hizmet ticaretinde ise ikinci sırada yer almaktadır (Eurostat, 2018).

İşbu çalışma, Euro/Dolar paritesindeki artışların üst orta gelir ülkelerinin ihracatlarının üzerinde reel bir artışa yol açtığı hipotezini ampirik bir çalışmayla bilimsel bir temele dayandırmayı amaçlamaktadır.

Söz konusu şartlarda Euro/Dolar paritesindeki değişikliklerin dünya ekonomilerinin dış ticaret bilançolarını değiştirip değiştirmediği, eğer değiştiriyorsa ne yönde ve ne oranda bir değişime yol açtığına ortaya çıkarılması hipotezimizin sınanmasında yapılacak olanıdır. Bu şekilde ele alınan ekonomilerin dış ticaret döviz kompozisyonları da araştırılmış olacaktır.

Çalışmanın devamında ilk aşamada literatürdeki benzer çalışmalar üzerine bilgi verilecek, ardından veri seti ve metodoloji ele alınacak, kurulan model sonucu elde edilen bulgular ortaya koyulacak ve değerlendirilecektir. Son olarak sonuç bölümünde bulgular yorumlanacaktır.

### 2 Literatür Taraması

Berument ve Dinçer (2005), Euro/Dolar paritesindeki oynamaların Türkiye ekonomisinin üretim seviyesi, reel döviz kuru ve dış ticaret dengesi üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Çalışmada aylık veriler kullanılmış olup 1985:01-2003:07 dönemi ele alınmıştır. Söz konusu verilerle vektör otoregresif (VAR) modeli kurulmuş ve elde edilen bulgulara göre Euro/Dolar paritesindeki artışların uzun dönemde çıktıyı arttırdığı, yerel para birimini değerlendirdiği ve dış ticaret dengesini iyileştirdiği ortaya çıkmıştır.

Yücel (2005), Euro/Dolar paritesindeki artışın Türkiye ekonomisinin üretim seviyesi, reel döviz kuru ve enflasyon seviyesi üzerindeki etkisini çeyreklik verilerle (1987: Q1 - 2004: Q4) kurduğu VAR modeliyle araştırmış ve söz konusu paritedeki artışın yerel para birimine değer kazandırdığını, enflasyon oranını düşürdüğünü ve üretim seviyesini yükselttiği sonucuna varmıştır.

Kahyaoğlu ve Utkulu (2006) ise Euro/Dolar paritesindeki değişimin yerine söz konusu paritedeki volatilitenin Türkiye'nin Euro bölgesine ihracatı üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Çalışmada ampirik yöntem olarak klasik ardışık bağımlı ve ardışık bağımlı şartlı varyans yaklaşımları tercih edilmiştir. İhracattaki ve Euro/Dolar paritesindeki oynaklıkların eşbütünlük olup olmadıkları klasik ve parçalı olarak araştırılmıştır. Veriler aylık olup 1989-2004 dönemi ele alınmıştır. Elde edilen bulgulara göre paritedeki oynaklığın azalması ihracatı arttırmakta; azalması ise ihracatı azaltmaktadır.

Saatçioğlu ve Karaca (2010) Euro/Dolar paritesindeki değişmelerin Türkiye ihracatı üzerindeki etkisini ARDL modeli kurarak araştırmışlardır. Veriler çeyreklik olup 2002: Q1-2010: Q2 dönemleri ele alınmıştır. Elde edilen bulgulara göre Dolar/Euro paritesindeki değişiklikler Türkiye'nin ihracatını uzun ve kısa dönemde söz konusu paritedeki değişimle aynı yönde değiştirmektedir. Söz konusu etki kısa dönemde zayıf; uzun dönemde ise kısa dönemde nispeten güçlüdür.

Mohammad (2010) ise Euro/Dolar paritesindeki hareketlerin Pakistan ekonomisinin üretim düzeyi, fiyatlar genel seviyesi ve para arzı üzerindeki etkisini araştırmıştır. 1960-2004 dönemini yıllık verilerle ele alıp kurduğu VAR modeli sonucu elde ettiği sonuçlara göre Euro/Dolar paritesi ve ele aldığı değişkenler arası istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki mevcut değildir.

Tunalı ve Manga (2017), Euro/Dolar paritesinin Türkiye'de konumlu serbest bölgelerin ihracatı üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Çeyrek dönemlik verilerle (2002-2016) oluşturdukları ARDL modeli sonuçlarına göre Euro/Dolar paritesindeki değişim hem kısa hem uzun dönemde Türkiye'de konumlu serbest bölgelerin ihracatı üzerinde aynı yönde etkilidir.

### 3 Veri ve Metodoloji

Bu çalışmada Euro/Dolar paritesinin ihracat üzerindeki etkisi en büyük ihracat hacmine sahip on dokuz üst orta gelirli ülkenin verilerinden yararlanılarak panel veri analizi yöntemiyle test edilmiştir. Veriler yıllık olup 2000-2017 yılları aralığı çalışmanın gözlem aralığıdır. 342 gözlem sayısıdır.

$$LNIHR_{it} = \beta_0 + \beta_1 ED_{it} + \beta_2 LNKREDI_{it} + \beta_3 LNGSYH_{it} + \beta_4 TASAR_{it} + e_{it}$$

Yukarıda yer alan modelde  $IHR_{it}$  toplam ihracatı,  $ED_{it}$  Euro/Dolar paritesini,  $GSYH_{it}$  gayri safi yurtiçi hasılayı,  $KREDI_{it}$  yurtiçi kredi miktarını,  $TASAR_{it}$  yurtiçi tasarruf oranını,  $e_i$  ise hata terimini temsil etmektedir. Değişkenlerin başında yer alan "LN" sembolü değişkenlerin doğal logaritmalarının alındığını belirtmektedir. Değişkenler arası esneklik ilişkisini bulabilmek için değişkenlerin doğal logaritmaları alınmıştır. ED değişkeninin veri seti Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın (TCMB) Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden (TCMB-EVDS), geri kalan değişkenlerin veri setleri Dünya Bankası Veri Bankası'ndan alınmıştır.

$\beta_1$  parametresinin pozitif bir değer alması beklenmektedir. Söz konusu parametrenin pozitif ve anlamlı çıkması durumunda örneklem ülkelerinin ihracatlarının Euro/Dolar paritesindeki değişmelerle aynı yönlü etkilendiği ortaya çıkacak ve hipotezimiz onaylanacaktır.  $\beta_2$  parametresinin de pozitif bir değer alması beklenmektedir. Yurtiçi kredi miktarındaki artışların yatırım harcamalarına dönüşmesi ve söz konusu yatırım harcamalarının belli bir kısmının ihracata konu olan malların üretim alanlarında gerçekleşeceğini ve toplam ihracatı artırıcı bir etkide bulunacağı beklenmektedir.  $\beta_3$  parametresinin de pozitif bir değer alması beklenmektedir. Bu senaryoda artan milli gelirle birlikte ekonomide bir toplam talep artışının gerçekleşmesi, bu durumda artan tüketim malları talebiyle birlikte firmaların artan toplam talebi karşılamak için yatırım harcamalarını da arttırmaları beklenmektedir. Hızlandırıcı etkisinin devreye girmesiyle milli gelirdeki artış yatırım harcamalarını da arttıracaktır.  $\beta_4$  parametresinin pozitif değer alması beklenmektedir. Yurtiçi tasarruf oranının yükselmesi yurt dışı finansman kaynakları talebini düşürecek, bu durum yerli paranın değerlenmesini engelleyecektir. Bu senaryoda yerli parası değerlenmeyen ekonomiler dış ticarete rekabet üstünlüğüne sahip olacaklardır.

### 4 Bulgular

Çalışmada panel regresyon modeli kurulmuştur. Çalışmanın başında birim ve zaman etkilerinin olup olmadığı incelenmiştir. Birim ve zaman etkilerinin olmadığı durumda klasik model; birim ve/veya zaman etkilerinin bulunduğu durumda sabit ya da tesadüfi etkiler modellerinden kullanılması gerekmektedir. İlk aşamada zaman ve birim etkilerinin var olup olmadığına olabilirlik oranı testiyle bakılmıştır.

Olabilirlik Oranı (LR) Testi	Chi <sup>2</sup> (2)	Prob.
	734.26	0.0000

*Tablo 1: İki Yönlü Modelin Geçerliliğinin Sınanması*

Sonuçlara göre birim ve zaman etkilerinin standart hatalarının en az birisinin 0'a eşit olduğu  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Birim ve zaman etkilerinin tek tek sınanması gerekmektedir.

F Testi	LR Testi	LM Testi	Score Testi
<b>F(18, 319) = 187.82</b> <b>Prob = 0.000</b>	chibar2(01)=712.09 Prob= 0.000	chibar2(01)=2266.6 Prob= 0.000	chi2(1)= 6.7e+05 Prob= 0.000

**Tablo 2: Birim Etkinin Sınanması**

Birim etkinin sınanmasında ilk olarak F testi uygulanmıştır. Tüm birim etkilerin sıfır olduğu  $H_0$  hipotezi ( $H_0: \mu_i=0$ ) test edilmiş ve reddedilmiştir. Birim etki vardır.

İkinci olarak olabilirlik oranı (LR) testiyle birim etki sınanmıştır. Birim etkilerin standart hatalarının sıfıra eşit olduğu  $H_0$  ( $H_0: \sigma_i=0$ ) hipotezi de reddedilmiştir.

Üçüncü test olarak Breusch-Pagan Lagrange Çarpanı Testi uygulanarak birim etkilerin varyanslarının sıfıra eşit olduğu  $H_0$  ( $H_0: \sigma_i^2=0$ ) hipotezi sınanmıştır.  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir ve klasik modelin uygun olmadığı bir kez daha görülmüştür. Birim etki mevcuttur.

Birim etki sınanmasında son olarak LR testinden türetilmiş olan Score testi uygulanmıştır. Birim etkilerin standart hatalarının sıfıra eşit olduğu  $H_0$  ( $H_0: \sigma_i=0$ ) hipotezi test edilmiş ve reddedilmiştir. Birim etki vardır (Tatoğlu, 2018).

F Testi	LR Testi
F(17, 321) = 1.40 Prob. = 0.1321	chibar2(01) = 8.5e-13 Prob. = 1.0000

**Tablo 3: Zaman Etkisinin Sınanması**

Zaman etki sınanmasında F Testi sonucunda zaman etkilerinin sıfıra eşit olduğu  $H_0$  hipotezi reddedilememekte ve zaman etkilerinin anlamsız olduğu görülmektedir.

Olabilirlik oranı (LR) testinde de zaman etkilerinin sıfıra eşit olduğu  $H_0$  hipotezi reddedilememektedir. Dolayısıyla zaman etkileri yoktur.

Sonuç olarak birim etkinin varlığı kabul edilmiştir. Bu durumda sabit etkiler modelinin mi tesadüfi etkiler modelinin mi kullanılması gerektiğini anlamak için Hausman testi yapılacaktır.

Hausman Testi
chi2(4) = 10.51 Prob. = 0.0327

**Tablo 4: Tahminci Seçimi**

Hausman testinde parametreler arasındaki fark sistematik değildir veya bir diğer deyişle tesadüfi etkiler modeli uygundur şeklindeki  $H_0$  hipotezi test edilmiştir. Prob. değeri 0.05'ten küçük çıkmıştır ( $0,05 > 0.0327$ ).  $H_0$  hipotezi reddedilmiş yani tesadüfi etkiler tahmincisinin tutarsız olduğuna ve sabit etkiler tahmincisinin geçerli olduğuna karar verilmiştir.

Değiştirilmiş Wald Testi	DW – LBI Test	Pesaran Testi
Chi2 (19) = 764.05 Prob. = 0.0000	DW= .54715165 LBI= .70289685	Yatay Kesit Bağımsızlığı = 3.955 Prob. = 0.0001

**Tablo 5: Temel Varsayım Testleri**

Değiştirilmiş Wald Testiyle  $H_0$  ( $H_0$ : birimler sabit varyansa sahiptir) hipotezi sınanmıştır.  $H_0$  hipotezi reddedilmiş, varyansın birimlere göre değiştiği anlaşılmış ve birimlere göre değişen varyans olduğu anlaşılmıştır.

Durbin Watson – Baltagi Wu LBI testi birinci dereceden otokorelasyonu sınamaktadır. Bu testte otokorelasyon katsayısının sıfıra eşit olduğu  $H_0$  hipotezi test edilmektedir. İki değer de kritik değer olan 2'den küçük olduğu için sabit etkiler modeli için otokorelasyonun ciddi olduğu anlaşılmıştır.

Birimler arası korelasyonun varlığının sınanması Pesaran testiyle yapılmıştır. Hata terimlerinin birimlere göre bağımsız olduğu temel varsayımlardan birisidir. Ancak yatay kesit birimler boyunca hataların eşzamanlı korelasyona sahip olmasıyla karşı karşıya kalılabilmektedir. Çıkan sonuca göre  $H_0$  yani birimler arasında korelasyon yoktur hipotezi reddedilmiştir. Birimler arası korelasyon mevcuttur.

Elde edilen sonuçlara göre modelde heteroskedastisite, otokorelasyon ve birimler arası korelasyon vardır. Bu durumda Driscoll – Kraay Standart Hatalar Tahmincisiyle sabit etkiler regresyonu tahmin edilmiştir (Tatoğlu, 2018).

$$\ln IHR_{it} = \beta_0 + \beta_1 ED_{it} + \beta_2 \ln KREDI_{it} + \beta_3 \ln GSYH_{it} + \beta_4 TASAR_{it} + e_{it}$$

Değişken	Katsayı	Prob.	Standart Hata
ED ( $\beta_1$ )	0.3230718	0.000	0.0673976
lnKREDI ( $\beta_2$ )	0.655421	0.018	0.249674
lnGSYH( $\beta_3$ )	0.7730718	0.000	0.435387
TASAR ( $\beta_4$ )	0.0195189	0.000	0.001058
C( $\beta_0$ )	2.09109	0.001	0.4994613
R <sup>2</sup> (within)	0.9632		

**Tablo 6:** Tahmin Edilen Modelin Regresyon Sonuçları

On dokuz üst orta gelirli ülke üzerine yapılan çalışma sonucunda Euro / Dolar paritesi ( $\beta_1$ ), yurtiçi kredi miktarı ( $\beta_2$ ), gayri safi yurtiçi hasıla ( $\beta_3$ ) ve yurtiçi tasarruf oranı ( $\beta_4$ ) parametreleri istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır.

## 5 Araştırma Sonuçları

Çalışmanın başında iki yönlü modelin geçerliliği olabirlik oranı (LR) testiyle sınanmıştır. Çıkan sonucun ardından zaman ve/veya birim etkinin mevcut olduğu anlaşılmış ve birim etkinin varlığı test edilmiştir. Bunun için sırasıyla F testi, LM testi, LR testi ve Score testi yapılmıştır. Elde edilen bulgulara göre birim etkinin varlığı kabul edilmiştir.

İkinci aşamada zaman etkisinin varlığı test edilmiştir. F testi ve LR testi uygulanmış ve zaman etkilerinin anlamsız olduğu ortaya çıkmıştır.

Bir sonraki aşamada Hausman testi yapılmış ve sabit etkiler tahmincisinin etkin olduğu ortaya çıkmıştır.

Sabit etkiler modelinde varsayımdan sapmalar sınanmıştır. Otokorelasyon varlığı Durbin Watson – Baltagi Wu LBI testiyle sınanmıştır. İki değer de kritik değer olan 2'den küçük çıktığından dolayı otokorelasyonun önemli olduğu sonucuna varılmıştır. Birinci mertebeden otokorelasyon mevcuttur.

Bir diğer varsayımdan sapma olarak değişen varyans veya alt ana kütle hata terimlerinin varyanslarının sabit olmama durumu Değiştirilmiş Wald testiyle sınanmıştır.  $H_0$  hipotezi reddedilmiş ve varyansın birimlere göre değiştiği anlaşılmıştır.

Son olarak Pesaran testiyle birimler arası korelasyon test edilmiş ve birimler arası korelasyon olduğu sonucuna varılmıştır.

Modelde otokorelasyon, heteroskedastisite ve birimler arası korelasyon tespit edildiğinde dolayı Driscoll ve Kraay Tahmincisi ile regresyon analizi yapılmıştır. Sonuçlara göre parametrelerin tümü beklendiği gibi anlamlı ve pozitif değerli çıkmıştır. Euro/Dolar paritesindeki 0,01 birimlik artış ihracatı yüzde 0,32 oranında arttıracaktır. Bu sonuç ele alınan üst orta gelir ülkelerde, üretimde kullanılan girdilerin ithalatının ağırlıklı olarak dolar ile yapıldığını ancak ihracatın Euro ile yapıldığını göstermektedir.

Yurtiçi kredi miktarı değişkeni de beklendiği gibi pozitif değerli çıkmıştır. Yurtiçi kredi miktarındaki artışların bir kısmı yatırım harcamaları olarak gerçekleşmekte ve ihracata konu olan mal ve hizmetlerin üretimi artış göstermektedir. Sonuçlara göre yurtiçi kredi miktarındaki yüzde 1 oranındaki bir artış ihracatı yüzde 0.65 oranında arttıracaktır.

Milli gelir parametresi pozitif bir değer almıştır. Milli gelir artışı beraberinde harcamaların artışını, bir diğer deyişle, toplam talep artışını getirecek, artan tüketim malları talebiyle birlikte firmalar söz konusu talebi karşılamak için mevcut sermaye stokuna ilave yani yatırım yapacaklardır. Hızlandıran etkisinin devreye girmesiyle milli gelirdeki artış yatırım harcamalarını da arttıracaktır. Gayri safi yurtiçi hasılda meydana gelen yüzde 1'lik bir artışın ihracatı yüzde 0.77 oranında arttırması beklenmektedir.

Yurtiçi tasarruf oranındaki 0,01 birimlik artışın ihracatı yaklaşık yüzde 0,02 oranında arttırması beklenmektedir. Yabancı parayla borçlanmayan bir ekonomide yerli paranın döviz karşısında değerlendirilmesi mevcutsa hız kaybedecektir. Bu durumda ekonominin rekabet gücü de nispeten yüksek gerçekleşecektir.

## 6 Sonuç

1995 yılında kabul edilmiş olan Euro para birimi 1 Ocak 1999 yılında hesap para birimi olarak dünya finans piyasalarına tanıtılmıştır. 1 Euro 1,1743 ABD Doları olarak ECU (European Currency Unit)'nin yerini almıştır.

Bu çalışma, Euro/Dolar paritesindeki değişikliklerin ekonomilerin ihracat miktarlarını reel olarak etkilediği hipotezi sınanmıştır. Söz konusu hipotez, çalışmada, 2000 – 2017 yılları aralığı yıllık veriler ele alınarak sınanmıştır. Yapılan ekonometrik analizlerin sonucuna göre hipotezimizin doğruluğu onaylanmıştır. Euro/Dolar paritesindeki değişimler ele alınan ekonomilerin ihracatını eş yönlü olarak etkilemektedir. Ek olarak çalışmanın diğer bağımsız değişkenlerini oluşturan gayri safi yurtiçi hasıla, yurtiçi kredi miktarı ve yurtiçi tasarruf oranı değişkenlerindeki değişiklikler de reel ihracatı aynı yönlü etkilemektedir.

Bulgular ele alındığında, günümüzde, üst orta gelirli ülkeler ihracatlarını ağırlıklı olarak Euro'yla yaparken ithalatlarını ABD Dolarıyla yaptıkları söylenebilmektedir. Araştırmamıza konu olan ülkelerin dış ticarete döviz

kompozisyonları bu şekildedir. Euro/Dolar paritesindeki değişiklikler örneklem ülkelerin ithal girdi maliyetlerinin ihrac fiyatı içerisindeki payını azaltmaktadır. Bu durumda kar marjları yükselmekte ve ihracat yapmak daha cazip hale gelmektedir. Ters durumda ithal girdi maliyetleri yükseldiği için kar marjları düşecek ve ihracat yapmak daha az cazip hale gelecektir.

Günümüzde yapılan tartışmalarda da sıklıkla karşımıza çıkan konumuz, zaman serileri analiziyle araştırılmış olsa da bahsi geçen çalışmalar tek bir ülke ekonomisi ele alınarak yapılmıştır. Bu yönüyle çalışmamız literatüre kayda değer bir katkı niteliğindedir. Diğer taraftan Euro para biriminin 1999 yılından beri dünya piyasalarında var olması gözlem aralığını önemli ölçüde sınırlamıştır. İlerleyen yıllarda, artan gözlem sayısı ile birlikte konunun tekrardan ele alınıp araştırılması mutlak surette faydalı olacaktır.

### Kaynakça

- Berüment, H. & Dinçer, N. (2005), ‘‘Denomination Composition of Trade and Trade Balance: Evidence from Turkey’’, *Applied Economics*, 37 (10): 1177-1191.
- Dünya Bankası, Veri Bankası. <https://databank.worldbank.org/data/reports.aspx?source=world-development-indicators> (Erişim: 10.03.2019).
- Eurostat, The Eu in The World, 2018 Edition, Statistical Books: 16-83. <https://ec.europa.eu/eurostat/documents/3217494/9066251/KS-EX-18-001-EN-N.pdf/64b85130-5de2-4c9b-aa5a-8881bf6ca59b> (Erişim: 10.03.2019)
- Kahyaoğlu, H. & Utkulu, U. (2006), ‘‘Euro-Dolar Paritesindeki Oynaklığı İhracat Üzerine Etkisi: Türkiye Örneği’’, *İktisat, İşletme ve Finans*, 21 (242): 114-125.
- Mohammad, Sulaiman D. (2010), ‘‘The Euro-Dollar Exchange Rates and Pakistan Macroeconomics Dynamics’’, *European Journal of Scientific Research*, 42 (1): 6-15.
- Saatçioğlu, C. & Karaca, O. (2010), ‘‘Dolar/Euro Paritesinin Türkiye’nin İhracatına Etkisi: Ekonometrik Bir Analiz’’, *Niğde Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 3 (2): 106-118.
- Tatoğlu, F. Y. (2013), ‘‘Panel Veri Ekonometrisi: Stata Uygulamalı’’, Beta Basım Yayın, İstanbul.
- Tunalı, H. & Manga, S. (2017), ‘‘Euro/Dolar Paritesinin Türkiye’de Konumlu Serbest Ticaret Bölgelerinin İhracatı Üzerindeki Etkisi: Ekonometrik Bir Analiz’’, *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi*, 4 (2): 35-54.
- Yücel, M. E. (2005), ‘‘3+1 Essays on the Turkish Economy, The Institute of Economics and Social Sciences of Bilkent University, Unpublished Ph. D. Dissertation, Ankara.