

## DÖVİZ KURUNUN TÜRKİYE İLE YUNANİSTAN İKİLİ TİCARETİNE ASİMETRİK ETKİLERİ

**Doç. Dr. Hüseyin KARAMELİKLİ**

Karabük Üniversitesi, İ.İ.B.F., (huseyinkaramelikli@karabuk.edu.tr)

**Arş. Gör. Sefa ERKUŞ**

Karabük Üniversitesi, İ.İ.B.F., (sefaerkus@karabuk.edu.tr)

### ÖZET

*Makroekonomik değişkenler üzerine yapılan birçok çalışmada değişkenler arasındaki doğrusal olmayan ilişkiler, ihmal edilmektedir. Bu çalışmada Türkiye ve Yunanistan ikili ticaretinde doğrusal ve doğrusal olmayan dinamikler incelenmektedir. Analiz çerçevesinde, Türkiye ve Yunanistan'ın 2003:1 ile 2017:4 dönemlerine ait aylık döviz kuru, tüketici fiyat ile sanayi üretim endeksi ve ikili ticaretine ilişkin veriler kullanılmaktadır. Çalışma kapsamında öncelikle verilerin birim kök testleri yapılmıştır. Sonraki aşamada, doğrusal ilişkiler (ARDL) modeli ve doğrusal olmayan ilişkiler, NARDL modeli yardımıyla analiz edilmiştir. Test sonuçlarına göre reel döviz kuru ile ikili ticaret arasında uzun dönemde asimetrik ilişkiye rastlanmaktadır. Uzun dönemde Euro'nun değer kaybetmesi de değer kazanması da Türkiye-Yunanistan ikili ticaretini, pozitif etkilemektedir. Bu bağlamda Yunanistan'ın, Avrupa Para Birliği'nde yer almasının, reel efektif döviz kurunun etkisini sınırladığı ve Türkiye-Yunanistan ikili ticaretini etkilediği düşünülmektedir.*

**Anahtar Kelimeler:** Döviz Kuru, Yunanistan, Türkiye, Ticaret Dengesi, ARDL, NARDL

## ASYMMETRIC EFFECTS OF EXCHANGE RATE ON BILATERAL TRADE OF TURKEY AND GREECE

### ABSTRACT

*In many studies on macroeconomic variables, non-linear relationships between variables are neglected. This study examines the linear and nonlinear dynamics on bilateral trade of Turkey and Greece. Within the framework of the analysis, exchange rate, consumer price and industrial production index and the bilateral trade between Turkey and Greece are used as monthly data that covers the period from 2003:1 to 2017:4. In the scope of the study, at first, unit root tests of the data were performed. In the next stage, the linear relations were analysed by (ARDL) model and nonlinear relations were analysed with the help of NARDL model. According to the test results, in the long-term there is found an asymmetric relation between real exchange rate and bilateral trade. Both the depreciation and appreciation of the Euro positively affects bilateral trade of Turkey and Greece. In this context, it is thought that the presence of Greece in the European Monetary Union limits the effect of real effective foreign currency exchange and affects bilateral trade between Turkey and Greece.*

**Keywords:** Exchange Rate, Greece, Turkey, Trade Balance, ARDL, NARDL.

## 1. Giriş

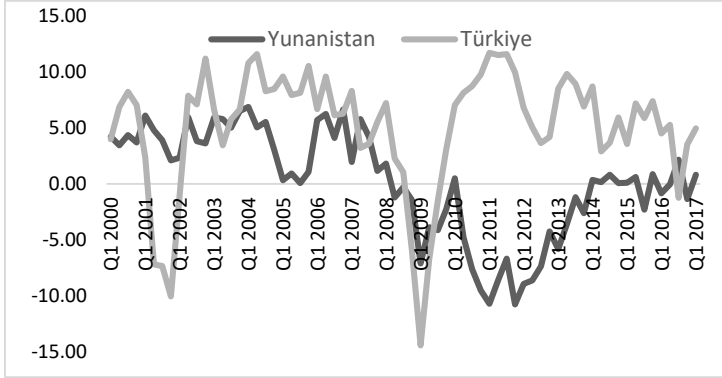
Geleneksel iktisadi teori çerçevesinde döviz kurunun, ülkelerin ticaret dengesi üzerinde etkili olduğu düşünülmektedir. Döviz kurundaki artış/azalış ülkelerin mal ve hizmetlerinin diğer ülke mal ve hizmetlerine göreceli olarak ucuz/pahalı olmasına neden olmaktadır. Bu değişim ise, ülkelerin ithalat ve ihracat rakamlarını değiştirerek ikili dış ticaret açığının azalmasına/artmasına yol açarak ticarete dengenin sağlanmasına yardımcı olmaktadır.

Türkiye de uzun yıllardır özellikle dış ticaret açığından kaynaklanan kronikleşmiş cari açık sorunu ile mücadele etmektedir. Bu bağlamda Türkiye'nin ticaret partnerleri ile yaptığı ticaretin iyi analiz edilmesi, ticaret dengesini sağlayan dinamiklerin etkilerinin ayrıntılı şekilde ele alınması ülke ekonomisi için önem kazanmaktadır. Türk lirasının ikili ticarete taraf olan diğer ülke para birimine göre değer kaybetmesi veya değer kazanması ticaret dengesini gerçekten etkilemekte midir?

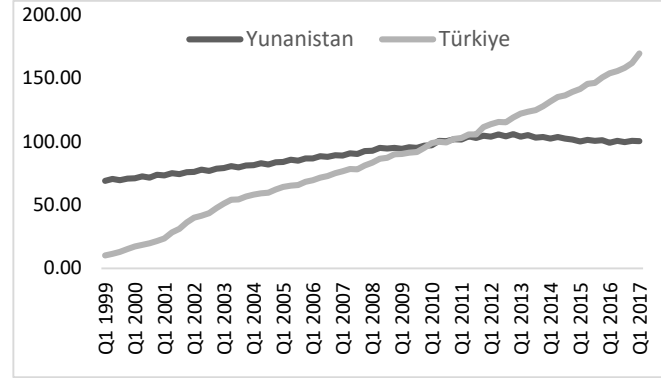
Bu çalışmada Türkiye-Yunanistan ikili ticaretinde ticaret dengesini etkileyen dinamikler özellikle döviz kuru bağlamında araştırılmaktadır. Türkiye- Yunanistan ikili ticareti 2003 yılına kadar Drahmi ve Türk Lirası cinsinden yapılmakta iken Yunanistan'ın Avrupa Para Alanı Euro'ya geçmesi ile beraber Euro/TL üzerinden gerçekleştirilmeye başlanmıştır. Türk Lirası'nın değeri Türkiye'nin makroekonomik dinamikleri tarafından belirlenmesine rağmen Yunanistan'ın yeni para birimi Euro ülkenin kendi dinamiklerinin yanı sıra Euro kullanan diğer ülkelerin makroekonomik dinamiklerinden de etkilenmektedir. Bu bağlamda Türkiye-Yunanistan ikili ticaretinde ticaret dengesinin sağlanmasında döviz kurunun etkisinin analizinin daha önemli hale geldiğini düşünmekteyiz.

Uluslararası iktisadi teori literatüründe ikili ticaret söz konusu olduğunda ticaret dengesini etkileyen temel makroekonomik değişkenler olarak GSYH'nin, yurtiçi fiyat düzeylerinin ve döviz kurunun en önemli göstergelere olduğu öne sürülmektedir. Dış ticaret söz konusu olduğunda ülkenin yaptığı ithalatın milli gelir ile pozitif bir ilişkiye sahip olduğu varsayılmaktadır. Ülkenin gelirinde artışın bir kısmı ithalata doğru yönelmektedir. Bu bağlamda iki ülkenin büyüme oranlarına bakıldığında incelenen zaman aralığında dış ticaretin trendi hakkında fikir sahibi olunabilmektedir. Grafik 1'de Türkiye'nin ve Yunanistan'ın büyüme oranları verilmektedir. 2003-2017 yıllarını kapsayan dönemde özellikle 2010 yılı sonrası Türkiye'nin büyüme oranlarının Yunanistan'dan yüksek olduğu görülmektedir. Teori ile benzer şekilde Türkiye'nin Yunanistan'dan yaptığı ithalatta da artış gözlemlenmektedir. Buna rağmen gelir artışının yanı sıra iki ülkenin fiyat düzeylerinin ve döviz kurunun da göz önünde bulundurulması gereklidir. İlgili dönemde Türkiye'de yurt içi fiyatlar %230 artarken aynı dönemde Yunanistan da fiyatlar %26,5 seviyesinde bir artış göstermiştir. Yine aynı dönemde nominal döviz kuru ise, yani Euro/TL %122 oranında değer kazanmış -vice versa- Türk Lirası Euro karşısında değer kaybetmiştir.

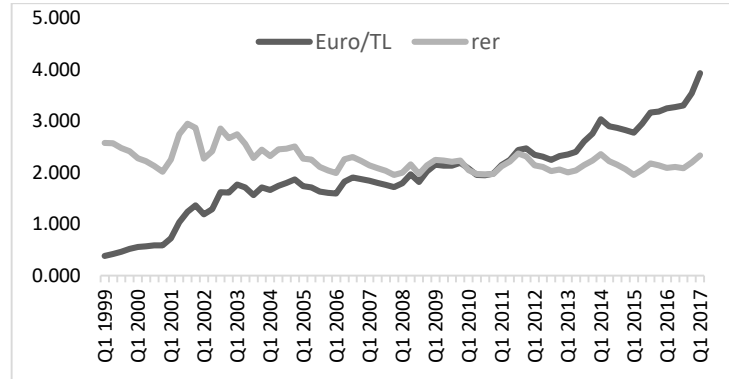
**Grafik 1: Büyüme Oranları**



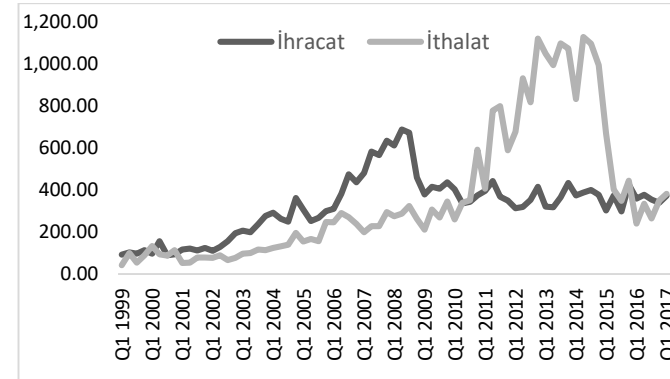
**Grafik 2: Tüketici Fiyatlarının Karşılaştırılması**



**Grafik 3: Nominal Euro/TL Kuru ve Reel Euro/TL**



**Grafik 4: Türkiye-Yunanistan İekli Ticareti**



Her ne kadar Euro/TL nominal olarak değer kazanmış olsa da Yunanistan'ın ve Türkiye'nin Tüketici fiyatları ile hesaplanan reel döviz kuruna göre kuruna göre Türk lirası bir miktar değer kazanmıştır. Bu değer kazancının da ihracatı azaltması ve ithalatı arttırması söz konusu olmuştur.

Bu zamana kadar Türkiye'nin ikili ticaretinde döviz kurunun etkilerini inceleyen birçok çalışma ticaret dengesini belirleyen makroekonomik değişkenlerin etkisini doğrusal olarak ele alınmıştır. Buna rağmen makroekonomik göstergeler arasındaki ilişkinin her zaman doğrusal olmayabileceği, doğrusal olmayan ilişkinin de olabileceği ile ilgili şüpheler Keynes (1936) Keynes (1936), Kahneman ve Tversky (1979), Shiller, (1993; 2005), Chen ve Devereux, (1994), Shin, Yu ve Greenwood-nimmo (2014) tarafından yapılan çalışmalarda öne sürülmüştür. Bu perspektif altında çalışmamızda Türkiye ve Yunanistan ikili ticaretinde döviz kuru ile ilgili hem simetrik hem de asimetrik ilişkiler de araştırılmaktadır.

Döviz kurunda değişimin özellikle devalüasyonun ticaret dengesi üzerinde etkili olduğunu iddia eden J-eğrisi ilk defa Magee'nin (1973) çalışmasında öne sürülmüştür. Magee'nin çalışmasından günümüze kadar döviz kurunun ticaret dengesi üzerinde etkili olduğu iddiası ile ilgili birçok çalışma gerçekleştirilmesine rağmen döviz kurunun etkisi üzerinde tam bir fikir birliğine varılamamıştır. Khan (1974) geliştirmekte olan ülkeler üzerine yaptığı çalışmada Türkiye'nin ithalat ve ihracat talep esnekliğinin toplamının 1'i aştığı sonucuna ulaşmıştır. Gylfason ve Risager (1984) de geliştirmekte olan ve endüstrileşmiş ülkeleri incelediği çalışmada Türkiye için benzer sonuca ulaşmıştır. Kale (2001) çalışmasında uzun dönemde Türk lirasındaki reel bir değer kaybının ticaret dengesini olumlu etkilediğini ve bunun Bickerdike-Robinson-Metzler koşulunun geçerliliğini vurguladığını fakat değer kaybının üretim maliyetlerini üç dönem içerisinde arttırdığından ticaret dengesinin tekrardan bozulduğunu iddia etmektedir. Bu bağlamda Türk Lirasında değer kaybının ticaret dengesini Türkiye lehine etkileyeceğini öne sürmektedirler

Akbostancı (2004) uzun dönemde Türk Lirasında değer kaybının ticaret dengesini pozitif etkilediğini buna rağmen bu etkinin kısa dönemde görülmediğini iddia etmektedir. Halicioğlu (2008a) Türkiye ve 13 ticari partneri ile ticaret dengesinde J-eğrisinin geçerli olmadığını ama uzun dönemde etkili olduğunu iddia etmektedir. Yine Halicioğlu (2008b) çalışmasında Türkiye'nin diğer ticaret dengesinde reel döviz kurunda artışın kısa dönemde dengeli pozitif etkilediği ama uzun dönemde etkinin kaybolduğunu öne sürmüştür. Bahmani-Oskooee ve Fariditavana (2015) doğrusal modellere döviz kurunun ticaret dengesi üzerinde etkisinin olmasa da doğrusal olmayan modellerde bu etkinin görülebileceğini iddia etmişlerdir. Karamelikli (2016) çalışmasında Türkiye'nin ana ticaret partnerleri ile olan ikili ticaretinde Türk Lirasında değer kaybının ticaret dengesine etkisinin bazı ülkeler için geçerli olduğunu bazıları için ise, olmadığını öne sürmüştür. Bahmani-Oskooee ve Halicioğlu (2017) Türk Lirasının değer kazanmasının ikili ticaret üzerinde etkili olmadığı, değer kaybının ise ticaret dengesini olumlu etkilediği sonucuna ulaşmışlardır.

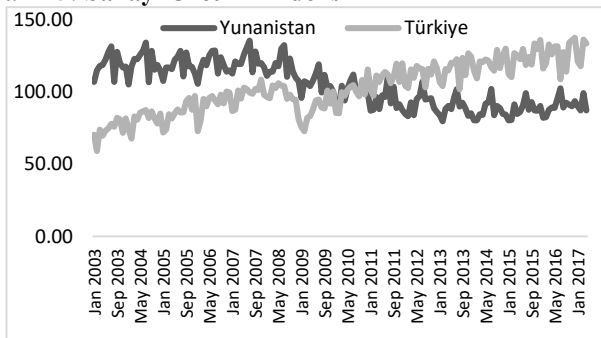
Çalışmanın 2. kısmında veriler tanıtılmakta Türkiye ve Yunanistan'ın nominal döviz kuru verileri, tüketici fiyat endeksleri kullanılarak reel hale getirilmektedir. Ayrıca Türkiye'nin Yunanistan'a yaptığı ihracat ve ithalat rakamları kullanılarak ticaret dengesi serisi oluşturulmaktadır. Yöntem kısmında ARDL/ NARDL modelleri tanıtılmakta ve modelin kullanılması için gerekli koşullar ortaya konmaktadır. 3. Kısımda kurulan modelin, ekonometri analizine ait bulgular değerlendirilmektedir. 4 Kısımda ise, teorik ve ampirik bulguların sonuçları beraber ele alınmaktadır.

## 2. Veri, Model ve Bulgular

### 2.1. Veri

Çalışmadaki veriler 2003 Ocak ile 2017 Nisan ayı arasındaki dönemi kapsamaktadır. Milli gelir hesaplamaları genellikle çeyrek dönemlik yapıldığından modelde Bahmani-Oskooee ve Zhang'ı (2014) takiben GSYH değişkenine vekil olarak sanayi üretim endeksi verileri kullanılmıştır.

**Grafik 5: Sanayi Üretim Endeksi**



Türkiye ve Yunanistan'ın sanayi üretim endeksi, tüketici fiyat endeksi ve ikili ticaret verileri IMF veri tabanından alınmıştır. Nominal Euro/TL kuru ise, Türkiye Merkez Bankası veri tabanından elde edilmiştir. Reel döviz kurunu elde etmek için ise, şu formül uygulanmaktadır:  $Rer = \frac{P^* \cdot e}{P}$ . Burada (Rer) Reel Döviz Kuru, (P\*) Yunanistan Tüfe'si ve (P) ise, Türkiye Tüfe'si, e ise Euro/TL çapraz kurudur. Aşağıda tanımlayıcı istatistikler ve değişkenler ile ilgili bilgiler verilmektedir.

**Tablo 1: Tanımlayıcı İstatistikler**

Değişken	LRER	LRER_N	LRER_P	LTB	LYGR	LYTR
Ortalama	0.0603	0.2398	4.6373	4.6174	-1.2604	1.0785
Medyan	0.2452	0.2362	4.6413	4.6263	-1.3574	1.1286
Minimum	-1.3185	0.1070	4.3795	4.0799	-2.2795	0.0000
Maximum	1.2509	0.4274	4.9116	4.9257	-0.0177	2.1612
Standart Sapma	0.6975	0.0706	0.1459	0.1784	0.6509	0.6284
Gözlem Sayısı	172	172	172	172	171	171
Çarpıklık	-0.4505	0.4118	0.0190	-0.3760	0.1704	-0.0516
Basıklık	1.9460	2.5639	1.7110	2.4772	1.8899	1.8114
Jarque-Bera	13.7785 *	6.2239 **	11.9205 *	6.0116 **	9.6071 *	10.1420 *

**Tablo 2: Modelde kullanılan değişkenler**

Değişkenler	Değişkenlerin Kısaltması	Veri Kaynakları
Türkiye'nin Yunanistan'a ihracatı (ABD Doları)	X	Direction of Trade Statistics (IMF)
Türkiye'nin Yunanistan'dan ithalatı (ABD Doları)	M	Direction of Trade Statistics (IMF)
Türkiye tüketici fiyatları endeksi	CPIT	Direction of Trade Statistics (IMF)
Yunanistan Tüketici fiyatları endeksi	CPIG	Direction of Trade Statistics (IMF)
Yunanistan sanayi üretim endeksi doğal logaritması	LYGR	Direction of Trade Statistics (IMF)
Türkiye'nin sanayi üretim endeksi doğal logaritması	LYTR	Direction of Trade Statistics (IMF)
Euro/TL kuru		EVDS (TCMB)
Reel döviz kurunun doğal logaritması	LRER	
Ticaret dengesinin doğal logaritması	LTB	

## 2.2. Yöntem

Bu çalışmada Türkiye-Yunanistan ikili ticareti ile döviz kurunun simetrik ve asimetrik ilişkisi ARDL/NARDL zaman serisi yöntemleri ile incelenmektedir. Zaman serisi yöntemlerinin iktisadi modellerde kullanıldığı çalışmalarda istatistiksel anlamda güvenilir sonuçların kabul edilebilmesi için modellerin bazı temel tanı testleri tarafından sınanması gerekmektedir. Bu bağlamda öncelikle kurulan modellerde, otokorelasyon sorunu, hata terimlerinin normal dağılıma sahip olup olmadığı, değişen varyans sorunu, yapısal kırılmanın varlığı gibi tanı testleri de gerçekleştirilmektedir.

ARDL/NARDL modellerinin uygulanabilmesi için öncelikle serilerin durağanlık dereceleri, birim kök testleri ile sınanmaktadır. Modellerde kullanılacak serilerin düzeyde veya birinci farkları alındığında, durağan olmaları gereklidir. Serilerin durağanlık derecelerinin belirlenmesi için Augmented Dickey Fuller ve Phillips-Perron uygulanacaktır. Zaman serisi yönteminde kullanılan ARDL modeli ilişkinin sadece simetrik yönünün açıklanmasında kullanılabilir. İlişkinin doğrusal olmayan yönünün açıklanabilmesi için ise, NARDL modeli uygulanmaktadır.

## 2.3. ARDL ve NARDL Modeli

Balke & Fomby (1997) çalışmalarında sınır değerli eşbütünleşme yöntemini kullanarak doğrusal olmayan eşbütünleşme ilişkisini göstermişlerdir. Granger ve Yoon (2002) ise, çalışmalarında negatif ve pozitif bileşenlerin eş-bütünleşik hareket ettikleri durumda, bileşenler arasında olabilecek gizli eşbütünleşme riskine vurguda bulunmaktadır. Literatüre katkıda bulunan diğer iki çalışmada ise, Schorderet, (2002; 2003), Granger ve

Yoon'un (2002) çalışmasına katkıda bulunmuş, Schorderet'in bulgularına ek olarak gizli eşbütünleşme ve asimetrik etkiyi tahmin etmiştir.

Bu çalışmada ARDL ve Shin v.d. (2014) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan gecikmesi dağıtılmış otoregresif modeli (NARDL) modeli kullanılarak uzun dönemde Türkiye ve Yunanistan ikili ticareti ile döviz kuru arasındaki simetrik/asimetrik ilişkisi araştırılmaktadır. NARDL modeli Pesaran, vd.'nin (2001) ARDL çalışması ve Narayan'ın (2005) çalışmasında söz konusu modelin kritik değerlerini az sayıda gözlem sayısına göre yeniden hesaplayıp elde ettiği değerler üzerine kurulmuştur.

Türkiye ve Yunanistan ikili ticaret dengesi, reel döviz kuru ve gelir arasındaki ilişkiyi göstermek üzere aşağıda 1 numaralı denklem ile gösterilen model kurulmuştur:

$$LTB_t = \alpha_0 + \alpha_1 LYGR_t + \alpha_2 LYTR_t + \alpha_3 LRER_t + \epsilon_t \quad (1)$$

Burada (LTB) ikili ticaret dengesini, (LYGR) Türkiye'nin aylık sanayi üretim endeksini, (LYTR) Türkiye'nin aylık sanayi üretim endeksini, (LRER) Türkiye ve Yunanistan'ın tüketici fiyat endeksleri, Euro/TL kuru ile hesaplanan reel döviz kurunu göstermektedir.,  $t = 1, 2, \dots, T$  dönemi, hata düzeltme modeli (ECM=Error Correction Model) ise, aşağıdaki gibi yazılmaktadır:

$$\Delta LTB_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_{1j} \Delta LTB_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{2j} \Delta LYGR_{t-j} + \sum_{j=0}^m \beta_{3j} \Delta LYTR_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{4j} \Delta LRER_{t-j} + \theta \epsilon_{t-1} + e_t \quad (2)$$

2 numaralı denklemde  $\Delta$  simgesi birinci fark operatörünü temsil etmektedir. 1 numaralı denklemdeki  $\epsilon$  simgesi uzun dönemde eşbütünleşme denkleminin, En Küçük Kareler yöntemi ile tahmini sonucunda elde edilen artıkları göstermektedir. ARDL yaklaşımında, ECM ile uzun dönem eşbütünleşme denklemleri kullanılmış ve aşağıdaki modele ulaşılmıştır:

$$\begin{aligned} \Delta LTB_t = & \psi + \eta_0 LTB_{t-1} + \eta_1 LYGR_{t-1} + \eta_2 LYTR_{t-1} + \eta_3 LRER_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_{1j} \Delta LTB_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{2j} \Delta LYGR_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^m \beta_{3j} \Delta LYTR_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{4j} \Delta LRER_{t-j} + e_t \end{aligned} \quad (3)$$

3 numaralı denklem ARDL (p,q) olarak bilinmektedir. Burada sabit terim  $\psi = \beta_0 - \theta \alpha_0$ ,

diğer değişkenlerin katsayıları  $\eta_0 = \theta$ ,  $\eta_1 = -\theta \alpha_1$ ,  $\eta_2 = -\theta \alpha_2$ ,  $\eta_3 = -\theta \alpha_3$  olarak ele alınmaktadır. Uzun dönem katsayıları da  $\theta = \eta_0$ ,  $\alpha_1 = -\frac{\eta_1}{\theta}$ ,  $\alpha_2 = -\frac{\eta_2}{\theta}$ ,  $\alpha_3 = -\frac{\eta_3}{\theta}$  olarak hesaplanmaktadır. Kısa dönemli ilişkileri açıklamak üzere de  $\beta$  katsayıları kullanılmaktadır.

Çalışmada turist sayısının büyüme oranını, asimetrik olarak modele dâhil etmek için Schorderet (2002; 2003) ve Shin ve diğerlerinin (2014) yaklaşımını kullanıyoruz. Bu yaklaşıma göre reel döviz kuru değişkeni, pozitif ve negatif şokları içerecek şekilde iki ayrı alt değişkene dönüştürülmektedir. Denklemde yer alan  $LRER_t^+$  ve  $LRER_t^-$  reel döviz kurundaki değişimin pozitif ve negatif kısmı toplamı anlamına gelmektedir. Söz konusu alt değişkenlerin hesaplanmasında kullanılan denklemler ise 4 numaralı denklem ile ifade edilmektedir:

$$\begin{aligned} LRER_t^+ &= \sum_{i=1}^t \Delta LRER_i^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta LRER_i, 0) \\ LRER_t^- &= \sum_{i=1}^t \Delta LRER_i^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta LRER_i, 0) \end{aligned} \quad (4)$$

Bu bağlamda (4) numara ile gösterilen denklemleri, 1 numaralı denkleme dâhil edildiğinde uzun dönem için asimetrik ilişki elde edilebilmektedir.

$$LTB_t = \alpha_0 + \alpha_1 LYGR_t + \alpha_2 LYTR_t + \alpha_3^+ LRER_t^+ + \alpha_3^- LRER_t^- + \epsilon_t \quad (5)$$

Ayrıca 3 numaralı denklem yeniden düzenlendiğinde, kısa ve uzun dönemi içeren asimetrik ilişkiler birbirinden ayırt edilebilmektedir.

$$\begin{aligned} \Delta LTB_t = & \psi + \eta_0 LTB_{t-1} + \eta_1 LYGR_{t-1} + \eta_2 LYTR_{t-1} + \eta_3^+ LRER_{t-1}^+ + \eta_3^- LRER_{t-1}^- + \sum_{j=1}^p \beta_{1j} \Delta LTB_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^q \beta_{2j} \Delta LYGR_{t-j} + \sum_{j=0}^m \beta_{3j} \Delta LYTR_{t-j} + \sum_{j=0}^n (\beta_{4j}^+ \Delta LRER_{t-j}^+ + \beta_{4j}^- \Delta LRER_{t-j}^-) + e_t \end{aligned} \quad (6)$$

6 numara ile gösterilen denklem, kısa /uzun dönemde simetrik olmayan ilişkiyi göstermektedir. Bu denklem tahmin edilirken  $\psi = \beta_0 - \theta\alpha_0, \eta_0 = \theta, \eta_1 = -\theta\alpha_1, \eta_2 = -\theta\alpha_2, \eta_3^+ = -\theta\alpha_3^+, \eta_3^- = -\theta\alpha_3^-$  varsayımları geçerli kabul edilmektedir. Uzun dönem ilişkiler ise,  $\eta_0, -\frac{\eta_1}{\theta}, -\frac{\eta_2}{\theta}, -\frac{\eta_3^+}{\theta}, -\frac{\eta_3^-}{\theta}$  katsayıları yardımıyla yorumlanmaktadır. Shin vd. (2014) geliştirdiği yöntem takip edildiğinde hem kısa dönem hem de uzun dönem asimetri özelliği taşıyan denklem, kısa dönemde asimetri ve uzun dönemde asimetri olmak üzere iki ayrı denkleme dönüştürülebilmektedir. Modelde sadece kısa dönem asimetrik ilişki mevcut ise, denklem aşağıdaki gibi yeniden yazılmaktadır:

$$\Delta LTB_t = \psi + \eta_0 LTB_{t-1} + \eta_1 LYGR_{t-1} + \eta_2 LYTR_{t-1} + \eta_3 LRER_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_{1j} \Delta LTB_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{2j} \Delta LYGR_{t-j} + \sum_{j=0}^m \beta_{3j} \Delta LYTR_{t-j} + \sum_{j=0}^n (\beta_{4j}^+ \Delta LRER_{t-j}^+ + \beta_{4j}^- \Delta LRER_{t-j}^-) + e_t \quad (7)$$

Sadece uzun dönemde asimetri ilişkisi bulunmakta ise, 7 numaralı denklem aşağıdaki denkleme dönüşmektedir:

$$\Delta LTB_t = \psi + \eta_0 LTB_{t-1} + \eta_1 LYGR_{t-1} + \eta_2 LYTR_{t-1} + \eta_3^+ LRER_{t-1}^+ + \eta_3^- LRER_{t-1}^- + \sum_{j=1}^p \beta_{1j} \Delta LTB_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{2j} \Delta LYGR_{t-j} + \sum_{j=0}^m \beta_{3j} \Delta LYTR_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{4j} \Delta LRER_{t-j} + e_t \quad (8)$$

Çalışmamızda 3 numara ile gösterilen denklem simetrik ARDL yöntemini göstermektedir. 6-7 ve 8 numaraları ile gösterilen denklemler ise, asimetri durumlarını göstermektedir. Bu denklemlerde elde edilen uzun dönem katsayılar farklı olmalarına rağmen, katsayılar uzun dönemli eşbütünleşme (Pesaran vd., 2001) yöntemi olan ARDL yaklaşımı ile kontrol edilmektedir. Sınır eşbütünleşme testi gecikmeli tüm değişkenlere birlikte uygulanmaktadır. Sınır testinde boş hipotez  $H_0: \eta_0 = \eta_1 = \eta_2 = \eta_3 = 0$  olarak tanımlanmaktadır. Uzun dönemde asimetri olduğu zaman ise, boş hipotez  $H_0: \eta_0 = \eta_1^- = \eta_1^+ = \eta_2 = 0$  olarak değişmektedir. Modelde Wald testi ile bulunan ve tabloda hesaplanan F olarak gösterilen değer, Pesaran vd.'nin (2001) kritik değerleri ile karşılaştırılmaktadır. Ek olarak eğer modelde gözlem sayısı az ise Narayan (2005) tarafından hesaplanan F değerleri kullanılmalıdır.

Uzun dönem için asimetri ilişkisi olup olmadığı  $H_0: \alpha_1^+ = \alpha_1^-$  hipotezi ile sınanmakta ve Wald F değeri hesaplanmaktadır. Boş hipotez istatistiksel anlamda geçerli ise, modelde uzun dönem asimetrinin varlığı kabul edilmemektedir. Kısa dönem asimetri için ise,  $H_0: \sum_{i=0}^q \beta_{2i}^+ = \sum_{i=0}^q \beta_{2i}^-$  boş hipotezi kullanılmaktadır. Boş hipotez kabul edilirse kısa dönemde simetrik ilişkinin varlığı istatistiksel olarak kabul edilebilmektedir.

### 3. Ampirik Bulguların Analizi

Tablo 3'te modelde kullanılan değişkenlere ait Phillips-Perron (PP) ve Augmented Dickey Fuller (ADF) birim kök sınamalarına ait sonuçlar toplu halde verilmektedir. Modelde kullanılan değişkenler hem sabitli hem de sabit ve trend eklendikten sonra birim kök sınamalarından geçirilmiştir. Sonuç olarak modelde kullanılan değişkenlerin I(0) ve I(1) yani birinci farkları alındığında durağan hale geldiği görülmektedir. Bu koşullar altında verilerin, ARDL ve NARDL modellerinin kullanımı için uygun bulunmuştur.

Tablo 3: Birim Kök Test Sonuçları

Değişken	Düzye	Model	ADF		PP	
			t-istatistiği	Prob	Uyarlanmış istatistiği	t- Prob.
LTB	Düzye	S	-1.5678	0.4969	-2.3577	0.1554
LTB	B. Farkı	S	-14.2488*	0.0000	-20.1752*	0.0000
LTB	Düzye	S + T	-1.6788	0.7566	-3.0607	0.1193
LTB	B. Farkı	S + T	-14.2222*	0.0000	-20.7368	0.0000
LRER	Düzye	S	-4.3447*	0.0005	-3.9116	0.0024
LRER	B. Farkı	S	-7.6894*	0.0000	-11.3398*	0.0000
LRER	Düzye	S + T	-4.3312*	0.0036	-3.8306**	0.0172
LRER	B. Farkı	S + T	-7.7446*	0.0000	-11.3678*	0.0000
LYGR	Düzye	S	-0.9066	0.7841	-3.1335**	0.0260

LYGR	B. Farkı	S	-3.5016*	0.0091	-23.7336*	0.0000
LYGR	Düzey	S + T	-0.9463	0.9471	-8.1121*	0.0000
LYGR	B. Farkı	S + T	-3.5360**	0.0390	-23.6588*	0.0000
LYTR	Düzey	S	-1.3310	0.6144	-2.9388**	0.0431
LYTR	B. Farkı	S	-2.8834**	0.0495	-41.5864*	0.0001
LYTR	Düzey	S + T	-3.8097**	0.0185	-8.4146*	0.0000
LYTR	B. Farkı	S + T	-2.8776	0.1727	-43.4768*	0.0001
LRER_N	Düzey	S	-1.8255	0.3672	-1.9525	0.3077
LRER_N	B. Farkı	S	-11.7333*	0.0000	-11.6757*	0.0000
LRER_N	Düzey	S + T	-2.5406	0.3084	-2.5806	0.2898
LRER_N	B. Farkı	S + T	-11.8917*	0.0000	-11.8500*	0.0000
LRER_P	Düzey	S	-0.1985	0.9350	-0.1919	0.9358
LRER_P	B. Farkı	S	-11.2615*	0.0000	-11.1452*	0.0000
LRER_P	Düzey	S + T	-3.9313**	0.0128	-3.5554**	0.0368
LRER_P	B. Farkı	S + T	-11.2283*	0.0000	-11.1064*	0.0000

(\* ) 1% düzeyinde durağan, (\*\*) 5% düzeyinde durağan, (\*\*\*) 10% düzeyinde durağanlığı göstermektedir. Ayrıca S: Sabit  
T: Trend, B. Farkı: Birinci Farkı anlamına gelmektedir.

Tablo 4: Doğrusal Ve Doğrusal Olmayan Model Tahminleri

Değişkenler	Uzun Dönem Simetri		Uzun Dönem Asimetri	
	(SS)	(AS)	(SA)	(AA)
Hesaplanan F istatistiği	1.849	6.020**	2.158	2.182
Alt sınır - Üst sınır	3.23-4.35	3.23-4.35	2.86-4.01	2.86-4.01
Model	2,0,2,0	2,0,2,0	2,0,2,0	2,0,2,0
Uyarlanmış R2	0.1981	0.1955	0.2096	0.2075
LR_LRER			3.68***	3.77***
SR_LRER		0.49		0.59
Breusch-Pagan-Godfrey D.V.T	1.438	1.338	1.326	1.23
ARCH(1) D.V.T		0	0.244	0.233
Breusch-Godfrey Oto Korelasyon LM(1)	0.000	0.020	0.118	0.032
Ramsey RESET Testi (1)	0.595	1.285	0.678	1.459
Jarque - Bera	1.769	1.639	1.769	1.645

\*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla %1, %5 ve 10% düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Birim kök testleri incelendikten sonra modeller ARDL ve NARDL modelleri ile sınanmıştır. Tablo 4'te kısa ve uzun dönem simetrik/asimetrik ilişkilerin sınama sonuçları birlikte verilmektedir. Tanı testleri de uygulanan modellerde oto korelasyon, değişen varyans ve normallik sorunlarına rastlanmamaktadır. Modellerin sınamalarına göre sadece kısa dönem asimetri uzun dönem simetri varsayımı altında oluşturulan (AS) modelinde eş bütünleşme ilişkisi istatistiki olarak anlamlı kabul edilmektedir. Diğer üç model (SS), (SA), (AA) modellerinin hesaplanan F değerleri alt-üst sınır aralığının altında olduğundan bu modellerde uzun dönemli eş bütünleşme ilişkisinden istatistiki olarak bahsedilememektedir. Modelin temel araştırma konusu olan döviz kurunun, ticaret dengesi üzerindeki etkisi LR\_RER ve SR\_RER değişkenleri ile ifade edilmektedir. Değişkenlerin etkileri istatistiki olarak ele alındığında ise, kısa ve uzun dönem asimetri varsayımı olan model (AA) ve model sonucuna göre bağımsız değişkenler ve bağımlı değişken arasında uzun dönem eşbütünleşme ilişkisi bulunan (AS) modelinde reel döviz kurunun, ticaret dengesi üzerindeki kısa dönemli etkisi (SR\_LRER) istatistiki olarak anlamlı bulunmamıştır. Ayrıntılı olarak ele alırsak Tablo 5'te yer alan döviz kuru ve ticaret dengesi arasındaki uzun dönemli ilişkiyi gösteren LRER(-1), kısa dönemli ilişkiyi açıklamaya çalışan  $\Delta LRER_P$  ve  $\Delta LRER_N$  değişkenlerine ait değerler istatistiki olarak anlamlı bulunmadığından eşbütünleşme ilişkisinin varlığına rağmen döviz kurunun etkisinden istatistiki olarak bahsedilememektedir.

Tablo 5: Doğrusal Ve Doğrusal Olmayan Model Tahminleri (Devam)



Değişkenler	Uzun Dönem Simetri		Uzun Dönem Asimetri	
	Kısa Dönem Simetri (SS)	Kısa Dönem Asimetri (AS)	Kısa Dönem Simetri (SA)	Kısa Dönem Asimetri (AA)
LTB(-1)	-0.125*	-0.125*	-0.159*	-0.160*
LRER(-1)	-0.010	-0.035		
LRER_N(-1)			-0.043	-0.070
LRER_P(-1)			0.162	0.138
LYGR(-1)	0.543**	0.535***	1.106*	1.106*
LYTR(-1)	0.032	0.032	-0.412	-0.417
$\Delta(LTB(-1))$	-0.262*	-0.264*	-0.249*	-0.251*
$\Delta(LTB(-2))$	-0.212*	-0.213*	-0.196**	-0.197**
$\Delta(LRER_N)$		-0.109		-0.169
$\Delta(LRER_P)$		1.131		1.181
$\Delta(LRER)$	0.599		0.602	
$\Delta(LYGR)$	0.433	0.429	0.646**	0.644**
$\Delta(LYGR(-1))$	-0.553	-0.562	-0.713**	-0.726**
$\Delta(LYGR(-2))$	-0.968*	-0.971*	-1.065*	-1.071*
$\Delta(LYTR)$	-0.231	-0.221	-0.463	-0.456
ECM(-1)	-0.117**	-0.117**	-0.117**	-0.117**
C	-2.664	-2.644	-3.454***	-3.454***

Tahmin sonuçlarına göre istatistiki olarak anlamlı eşbütünleşme ilişkisine rastlanmayan (AA) ve (SA) modellerinde ise, uzun dönemde reel döviz kurunun (LR\_LRER), ticaret dengesi üzerine etkisi yüzde 10 istatistiki anlamlılık düzeyinde geçerli olmaktadır.

Dört modelde de hata düzeltme modeli çalışmaktadır (Error Correction Model -ECM). Özellikle eş bütünleşme ilişkisinin geçerli olduğu (AS) model dikkate alındığında bağımsız değişkenlerde meydana gelen bir şokun etkisi bir sonraki dönemde yüzde 12 civarında azalmakta ve şokun etkisi kaybolmaktadır.

**Tablo 6: Doğrusal Ve Doğrusal Olmayan Model Tahminleri (Normalize Edilen Katsayılar)**

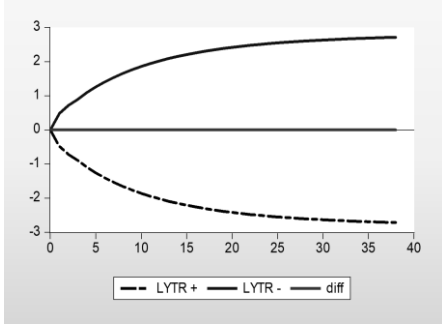
Değişkenler	Uzun Dönem Simetri		Uzun Dönem Asimetri	
	(SS)	(AS)	(SA)	(AA)
LYGR	4.34**	4.27***	6.93*	6.90*
LYTR	0.26	0.26	-2.58	-2.61
LRER_P			1.02	0.87
LRER_N			-0.27	-0.44
LRER	-0.09	-0.28		

Tablo 6'da ise, iki ülkeye ait sanayi üretiminin ve reel döviz kurunun ikili ticaret üzerinde etkisi ile ilgili katsayılar elde edilmiştir. Sonuçlar incelendiğinde istatistiki yüzde 10 anlamlılık düzeyinde sadece Yunanistan sanayi üretiminde bir artışın (LYGR) dış ticaret üzerinde Türkiye lehine olan etkisinden söz edilebilmektedir. Türkiye'nin sanayi üretiminde meydana gelen değişim ve reel döviz kurunun ticaret dengesi üzerinde istatistiki olarak anlamlı etkisine rastlanmamıştır.

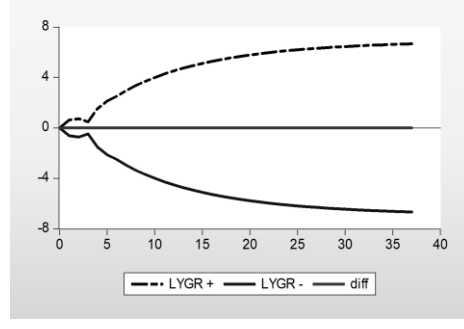
Grafik 6'da Türkiye'nin sanayi üretiminde artışın ve azalışın ticaret dengesi üzerinde etkisi görülmektedir. Grafikten de anlaşıldığı üzere Sanayi üretiminde gelişme Türkiye'nin ticaret dengesinin aleyhine yani ithalatı arttırıcı ve sanayi üretiminde azalma yani ithalatın azalmasına benzer simetrik etki göstermektedir. Grafik 7'de ise, Yunanistan'ın sanayi üretiminde artış ikili ticaret dengesini Türkiye lehine getirmekte, sanayi üretiminde azalma ise, aleyhine bozmaktadır (Yunanistan'ın Türkiye'den ithalatını arttırmakta). Buna rağmen simetrik ilişki ilk 3 aydan sonra sağlanabilmektedir.

Grafik 8'de ise, reel döviz kurunun ikili ticaret dengesi üzerindeki simetrik ve asimetric ilişkinin varlığı gösterilmektedir. Reel döviz kurunda azalma kısa dönemde (ilk 6 ay civarı) ticaret dengesinde Türkiye aleyhine etki ederken uzun dönemde ticaret dengesinde ticaret dengesinde Türkiye lehine etki etmektedir. Ayrıca reel döviz kurunda bir artış ticaret dengesini kısa ve uzun dönemde olumlu etkilemeye devam etmektedir.

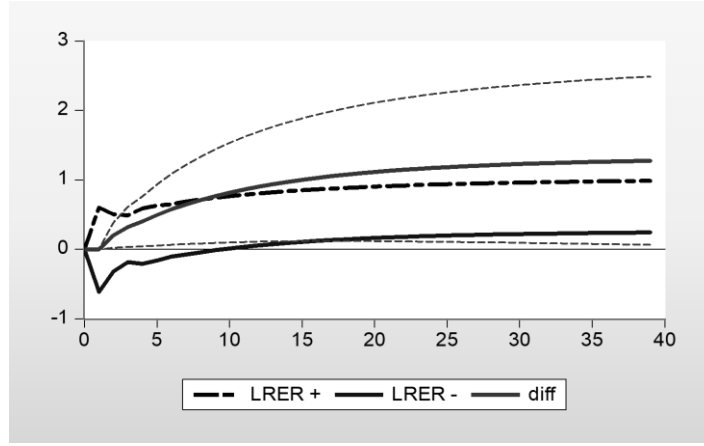
**Grafik 6: Türkiye'nin sanayi üretimindeki artış ve azalışın ikili ticaret dengesine etkisi**



**Grafik 7: Yunanistan'ın sanayi üretimindeki artış ve azalışın ikili ticaret dengesine etkisi**



**Grafik 8: Reel döviz kurundaki değişimin ikili ticaret dengesine etkisi**



#### 4. Sonuç

Geleneksel iktisadi teori çerçevesinde döviz kurunun, ülkelerin ticaret dengesi üzerinde etkili olduğu düşünülmektedir. Literatürde yapılan birçok çalışmada döviz kurunun ticaret dengesine etkisi araştırılırken doğrusal etkiler göz önünde bulundurulmuştur. Bu çalışmada Türkiye-Yunanistan ikili ticaretinde reel döviz kurunun etkisi simetrik ve asimetrik modeller kullanılarak test edilmiştir. Modelde ticaret dengesini etkileyen değişkenler olarak reel döviz kuru ile Bahmani-Oskooee ve Zhang'ı (2014) takiben GSYH'ye vekil değişken olarak iki ülkenin sanayi üretim endeksleri kullanılmıştır. Kısa dönem ve uzun dönem simetrik ve asimetrik ilişkilerin incelendiği ARDL/NARDL modellerinin sonucunda sadece kısa dönem asimetri uzun dönem simetri varsayımı altında eş bütünleşme yani uzun dönemli bir ilişkiye rastlanmaktadır. Buna rağmen uzun dönemli ilişkinin geçerli olduğu modelde reel döviz kurunun ticaret dengesine etkisi konusunda istatistik olarak anlamlı bir sonuca ulaşılmamıştır. Buna rağmen kısa dönem simetri ve uzun dönem asimetri varsayımı altında elde edilen ampirik bulgular değerlendirildiğinde reel döviz kuru ve ticaret dengesi arasında yüzde 10 anlamlılık seviyesinde geçerli bir ilişkiye rastlanmıştır. Bağımsız değişkenlerin ticaret dengesine etkisinin ortaya konulduğu grafikler incelendiğinde ise, özellikle döviz kurunun ticaret dengesi üzerinde asimetrik etkisinden söz edilebilmektedir. Hem reel döviz kurunda artış hem azalış uzun dönemde ticaret dengesini olumlu etkilemektedir. Sonuç olarak Türk lirasında değer kaybının ve kazancının ticaret dengesini Türkiye lehine yani pozitif etkilediği görülmektedir. Reel döviz kurunun ticaret dengesini ayarlayıcı etkisinin Türkiye-Yunanistan ikili ticareti söz konusu olduğunda uzun dönemde geçerli olmadığı görülmektedir. Döviz kurunun geleneksel etkisinin geçerli olmamasında Yunanistan'ın 2003 yılında Euro Para Alanına dahil olmasının etkili olduğu öne sürülebilir. Özellikle Yunanistan'ın içine düştüğü mali krize rağmen Euro'nun aşırı değerli olması Yunanistan ekonomisinin toparlanmasını geciktirdiği öne sürülmektedir. Bu yüzden bu iki ülke ticareti söz konusu olduğunda Yunanistan'ın makroekonomik dinamiklerinin yanı sıra Euro bölgesine dahil ülkelerin özellikle Almanya, Fransa gibi Euro'nun değeri üzerinde etkisi yüksek olan ülkelerin dinamiklerinin de dikkate alınması önerilmektedir.

#### Kaynakça

Akbostanci, E. (2004). Dynamics of the trade balance: the turkish J- curve. *Emerging Markets Finance and Trade*, 40(5), 57-73. <http://doi.org/10.1080/1540496X.2004.11052584>

- Bahmani-Oskooee, M., & Fariditavana, H. (2015). Nonlinear ARDL approach, asymmetric effects and the J-curve. *Journal of Economic Studies*, 42(3), 519–530. <http://doi.org/10.1108/JES-03-2015-0042>
- Bahmani-Oskooee, M., & Halicioglu, F. (2017). Asymmetric effects of exchange rate changes on Turkish bilateral trade balances. *Economic Systems*, 41(2), 279–296. <http://doi.org/10.1016/j.ecosys.2016.07.001>
- Bahmani-Oskooee, M., & Zhang, R. (2014). Is there J-Curve effect in the commodity trade between Korea and rest of the world? *Economic Change and Restructuring*, 47(3), 227–250. <http://doi.org/10.1007/s10644-013-9148-5>
- Balke, N. S., & Fomby, T. B. (1997). Threshold cointegration. *International Economic Review*, 38(3), 627–645. <http://doi.org/10.2307/2527284>
- Chen, L. L., & Devereux, J. (1994). Import prices, export prices and the current account. *Economics Letters*, 44(4), 415–420. [http://doi.org/10.1016/0165-1765\(94\)90114-7](http://doi.org/10.1016/0165-1765(94)90114-7)
- Granger, C., & Yoon, G. (2002). *Hidden cointegration* (Economics Working Paper) (C. 508). <http://doi.org/10.2139/ssrn.313831>
- Gylfason, T., & Risager, O. (1984). Does devaluation improve the current account? *European Economic Review*, 25(1), 37–64. [http://doi.org/10.1016/0014-2921\(84\)90070-9](http://doi.org/10.1016/0014-2921(84)90070-9)
- Halicioglu, F. (2008a). The bilateral J-curve: Turkey versus her 13 trading partners. *Journal of Asian Economics*, 19(3), 236–243. <http://doi.org/10.1016/j.asieco.2008.02.006>
- Halicioglu, F. (2008b). The J-curve dynamics of Turkey: an application of ARDL model. *Applied Economics*, 40(18), 2423–2429. <http://doi.org/10.1080/00036840600949496>
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk Daniel Kahneman; Amos Tversky. *Econometrica*, 47(2), 263–292. <http://doi.org/10.1111/j.1536-7150.2011.00774.x>
- Kale, P. (2001). Turkey's trade balance in the short and the long run: Error correction modeling and cointegration. *The International Trade Journal*, 15(1), 27–56. <http://doi.org/10.1080/088539001300005440>
- Karamelikli, H. (2016). Linear and Nonlinear Dynamics of the Turkish Trade Balance. *International Journal of Economics and Finance*, 8(2), 70–80. <http://doi.org/10.5539/ijef.v8n2p70>
- Keynes, J. (1936). *The general theory of employment, interest and money*. London: Macmillan. Tarihinde adresinden erişildi <http://cas.umkc.edu/economics/people/facultyPages/kregel/courses/econ645/Winter2011/GeneralTheory.pdf>
- Khan, M. S. (1974). Import and Export Demand in Developing Countries. *Staff Papers - International Monetary Fund*, 21(3), 678–693.
- Magee, S. P. (1973). Currency contracts, pass-through, and devaluation. *Brookings Papers on Economic Activity*, 4(1).
- Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979–1990. <http://doi.org/10.1080/00036840500278103>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326. <http://doi.org/10.1002/jae.616>
- Schorderet, Y. (2002). *A nonlinear generalization of cointegration : A note on hidden cointegration* (No. 2002.03). Genève.
- Schorderet, Y. (2003). *Asymmetric cointegration* (No. 2003.01). Cahiers du département d'économétrie, Faculté des sciences économiques et sociales, Université de Genève.
- Shiller, R. J. (1993). *Macro Markets: Creating Institutions for Managing Society's Largest Economic Risks*. Clarendon Press.
- Shiller, R. J. (2005). *Irrational Exuberance* (2nd Editio). Princeton University Press.
- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. İçinde R. C. Sickles & W. C. Horrace (Ed.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt Econometric Methods and Applications* (ss. 281–314). <http://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3>