

## **Is J-curve Hypothesis Valid in the Turkey Manufacturing Industry? Bound Test Approach**

**Ezki Kopuk**

Eskisehir Osmangazi University, Turkey  
ezgi.kopuk@hotmail.com

**Mustafa Kemal Beşer**

Eskisehir Osmangazi University, Turkey  
mkbesser@ogu.edu.tr

### **Abstract:**

In this study the validity of Marshall-Lerner Condition and the J Curve Hypothesis is tested for the period 1998-2018 in manufacturing industry of Turkey. Long term relationship and the short-term dynamics are investigated via Autoregressive Distributed Lagged (ARDL) Model. Findings indicate the short-term proposition of the J curve hypothesis is valid. However, the long-term proposition of the J curve hypothesis and the M-L condition is not valid. According to the findings, devaluation of Turkish currency reduces the foreign trade values of the manufacturing industry by 0.14% in short term and 0.24% in long term. As a result, the findings show that, policies supporting the production of the manufacturing industry should be developed and also domestic production of imported products with production differentiation is required in order to cover the increasing demand and increase the export values as the domestic goods become cheaper than the imported goods in the long term.

**Keywords:** J Curve, Foreign Trade, Exchange Rate, Manufacturing Industry, Devaluation, ARDL Bound Test

**JEL Codes:** C22, E23, F14

## Türkiye İmalat Sanayisinde J Eğrisi Hipotezi Geçerli Mi? Sınır Testi Yaklaşımı

### Özet:

Bu çalışmada, Türkiye İmalat Sanayisinde 1998-2018 dönemi için üçer aylık veriler kullanılarak Marshall-Lerner (ML) Koşulu ve J Eğrisi Hipotezi' nin geçerliliği sınanmaktadır. Uzun dönemli ilişkinin varlığı ve kısa dönem dinamikleri Otoregresif Dağıtılmış Gecikme Modeli (ARDL) ile incelenmiştir. Bulgular J eğrisi hipotezinde kısa dönemli dinamiklerin anlamlı olduğunu, ancak M-L koşulunun ve dolayısıyla J eğrisi hipotezinin uzun dönemli dinamiklerinin geçerli olmadığına işaret etmektedir. Buna göre, Türk parasının değer kaybetmesi imalat sanayi dış ticaret değerlerini kısa dönemde %0,14 oranında azaltırken, uzun dönemde %0,24 oranında azaltmaktadır. Sonuç olarak elde edilen bulgular, uzun dönemde yerli malının ithal malına oranla daha ucuz hale gelmesi ile artan talebi karşılamak ve ihracat değerlerini arttırmak için imalat sanayinin üretimini destekleyici politikaların geliştirilmesi ve üretim farklılaştırması ile ithal edilen ürünlerin yerli üretiminin de yapılması gerektiğini göstermektedir.

**Anahtar Kelimeler:** J Eğrisi, Dış Ticaret, Döviz Kuru, İmalat Sanayi, Devalüasyon, ARDL Sınır Testi.

**JEL Kodları:** C22, E23, F14

## 1.Giriş

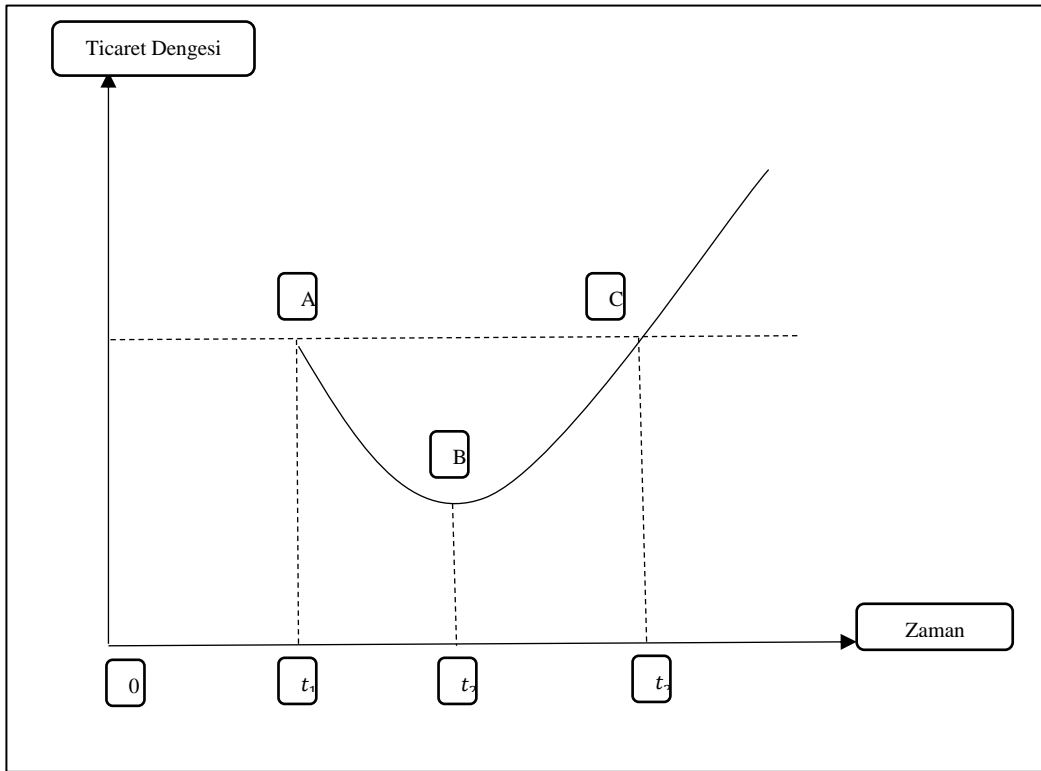
Dış ticaret, ülkelerin gelişme ve kalkınmalarında etkin olan faktörlerden biridir. Küresel çapta ülkeler ticaretini geliştirmek için mallarını çeşitlendirip nitelik kazandırarak daha fazla gelir elde etmeyi amaçlar. Bu girişimlerin yanında dış ticareti etkileyen birçok unsur vardır. Bunların başında bir gelir kaynağı olan paranın değeri yer alır. Bu bakımdan dış ticaretin ülke ekonomisine pozitif bir etki yaratabilmesi için ülkedeki kur rejimleri ile bu kur rejimlerine göre yabancı paranın değeri göz önünde bulundurularak politikalar geliştirilmelidir. Bu nedenle ticaretin gelişmesi ile ticaret kazançlarına etki eden yabancı paraların değerleri dikkatte alınarak, bu paranın değerindeki değişmelerin ülkenin dış ticaret dengesine nasıl bir etki yarattığı merak konusu olmuştur.

Literatürde dış ticaret dengesini etkileyen reel döviz kurunun ticaret üstünde nasıl bir etki yaratacağını açıklayan iki yaklaşım vardır. Bunlar, Bickerdike (1920)-Robinson (1947)-Metzler (1948) modeli ve Marshall (1923) - Lerner (1944) (ML) koşuludur (Kılıç, Özbek & Çiftçi, 2018, s. 113). BRM modelinde devalüasyonun neden olduğu nispi fiyat değişikliklerinin, dış ticareti etkilemesinde arz ve talep koşullarının dikkatte alınması gerekliliğini savunur. Marshall-Lerner koşulunda ise devalüasyonun ticaret dengesi üzerindeki olumlu bir etki yarattığını ve istikrarlı bir döviz piyasası için, ihracat ve ithalat talep esnekliklerinin toplamının mutlak değerlerinin 1'den büyük olması gerektiği belirtilir (Duasa, 2007, s.90). BRM modeli ve ML koşulunda sabit kurdaki devalüasyonların ve ya reel döviz kurundaki azalışların uzun dönemde mal ve hizmet ihracatını arttırarak, dış ticaret açığını azaltıcı etkisi olduğu ifade edilmektedir.

Bu görüşlere karşılık Magee 1973 yılında yayınladığı "Currency Contracts, Pass-Through, and Devaluation" adlı eserinde, ekonomik yaşamda yaşanan gecikmelere bağlı olarak kurlardaki düşmelerin ve ya sabit kur sistemindeki devalüasyonların öncelikle dış ticaret açığını arttırıcı etki yaratırken, belli bir süre sonra bu gecikmelerden kaynaklanan olumsuzlukların ortadan kalkarak dış ticaret açığını azaltıcı bir etkisinin olduğunu belirtmiştir. Magee, çalışmasında ticari ilişkilerle ilgili bir çıkarım yaparken 'sözleşme devresi' ve 'nüfuz etme devresi'nden bahsetmiştir. Sözleşme devresinde, ticari anlaşmalar yapılırken döviz kurlarında ortaya çıkmış herhangi bir değişiklik yoktur. Dış ticarete ithalat ve ihracat anlaşmaları belli bir süre önce yapıldığı için kısa dönemde kurdaki değişimler dış ticaret hacmini etkilemez. Bir kaç ay geçtikten sonra esnekliklerin yükselmesiyle birlikte kurda yaşanan değişiklikler satın alma kararını etkilemektedir. Nüfuz etme devresi ise ulusal para biriminin gerçek değerinde yaşanan azalışla birlikte ithal mal ve hizmetlerinin fiyatların artması ile ülkenin ihraç ettiği mal ve

hizmetlerin fiyatları da diğer ülkelere nazaran azalacağını ifade etmektedir (Beşer, 2011, s. 51). Sonuç olarak bir ülke parasının değer kaybetmesi kısa dönemde ülkenin dış ticaret açığını arttırmaktadır. Daha önce yapılan ticari sözleşmelerin yerine getirilmesiyle yeni oluşan kurlara ayak uyduran ithalat ve ihracatçılar yeni sözleşmeler devreye sokar ve yerli paranın değer kaybetmesiyle ülkenin ihraç mallarına talep artarken, ithalat mallarına talebi azalır ve dış ticaret açığı azalmış olur. Bu durum literatürde “J Eğrisi Hipotezi” olarak bilinmektedir (Kılıç, Özbek & Çiftçi, 2018, s. 113). J eğrisi hipotezinin gösterimi şekil 1’ de gösterilmektedir;

Şekil 1: J Eğrisi Grafiği



**Kaynak:** Beşer, 2011, s. 49.

Döviz kuru ile dış ticaret arasında kısa dönemde ortaya çıkan negatif ilişki (A-B) ve ardından uzun dönemde bu etkinin pozitif bir hal alması (B-C), dış ticaret eğrisinde “J” harfine benzer bir yol izlediği için J Eğrisi olarak adlandırılır.

Çalışmanın amacı Türkiye imalat sanayi sektöründe J Eğrisi Hipotezinin ve M-L Koşulunun geçerliliğini sınamaktır. İmalat sanayi Türkiye’nin dış ticaretinde büyük bir paya ve ikincil sektör konumuna sahip olduğu için araştırmanın kapsamına alınmıştır. Çalışmanın zaman aralığı ise ticaret serbestleşmesi ve gümrük anlaşmalarından sonraki dönemi içeren 1998-2018 yılları ile sınırlandırılmıştır. Çalışmanın amacı doğrultusunda devalüasyonun imalat sanayi dış ticareti üzerindeki etkisinin belirlenip, dış ticareti arttırıcı ve etkinliğini

sürdürebileceği politikaların belirlenmesi öngörülmektedir. Bu bakımdan çalışmada öncelikle Türkiye ve dünyada J eğrisi hipotezi ve M-L koşulunun geçerliliği ile ilgili çalışmalar incelenecek ve sonrasında Türkiye'nin imalat sanayi sektöründe J eğrisi hipotezi ve M-L koşulunun geçerliliği ARDL Sınır Testi ile araştırılacaktır. Çalışma Türkiye'nin imalat sektörüne yönelik J eğrisi hipotezi ve M-L Koşulun geçerliliğini konu alan literatüre katkı sağlamayı amaçlamaktadır.

## 2.Literatür Araştırması

Çalışmanın bu bölümünde ülke ve sektörlerin dış ticaret değerlerinde devalüasyonun etkin olup olmadığını ve J eğrisi hipotezi ile M-L koşulunun geçerliliğini araştıran çalışmalara yer verilmiştir. Literatürde öncelikle Türkiye' de yapılan çalışmalar incelenmiş ve daha sonra dünyada yapılan diğer çalışmalar ele alınmıştır.

Literatür incelendiğinde bir fikir birliğinin olmadığı ve devalüasyonun dış ticaret üzerindeki etkisinin ülkeler, dönemler ve yöntemler bakımından farklılık gösterdiği gözlemlenmiştir. Tablo-1 incelendiğinde Kösekahyaoğlu ve Karataşlı (2018), Kemeç ve Kösekahyaoğlu (2015), Karamelikli (2016)' nin yapmış oldukları çalışmalar kriz dönemlerini, özellikle 2008 Küresel Krizi kapsamından dolayı J eğrisi hipotezinin geçerliliğine ulaşamamıştır. Ayrıca J eğrisi hipotezi aylık ve üç aylık araştırma dönemlerine göre de farklılık göstermektedir. Karamelikli (2016)' nin çalışmasında her iki dönemde de hipotez geçersizken, Kılıç, Özbek ve Çiftçi (2018)' nin yapmış oldukları çalışmada çeyrek dönemlik analizde hipotez geçerli, yıllık verilerin kullanıldığı analizde hipotezin geçersiz olduğu tespit edilmiştir. Bu durumun ülke bazlı ve sektörel bazlı incelemelerde de farklılık gösterdiği gözlemlenmiştir.

**Tablo 1:** Türkiye' de Yapılan Çalışmalar

Yazar-Yıl	Dönem-Ülke	Yöntem	Sonuç
Kösekahyaoğlu ve Karataşlı (2018)	1994-2016 Türkiye	Johansen Eşbütünleşme, Vektör Hata Düzeltme ve Granger Nedensellik Testileri.	J eğrisi hipotezi kısa dönemde geçerliken uzun dönemde geçerli değildir.
Uslu (2018)	1960-2016  80 Ülke	Panel Veri Analizi.	Yüksek gelirli ülkeler haricindeki ülkelerde ML koşulunun geçerli, J Eğrisi hipotezinin, yalnızca yüksek gelirli ülkelerde, zayıf şekilde geçerli olduğu görülmüştür.
Kılıç, Özbek ve Çiftçi (2018)	1990-2015 (Yıllık), 1998-2016 (Üç Aylık)	ARDL.	Yıllık verilerin kullanıldığı dönemde J eğrisinin geçerli değilken, çeyreklik verilerin

	Türkiye		kullanıldığı dönemde J eğrisi geçerlidir.
Karamelikli (2016)	2003-2015 (Aylık ve Üç Aylık) Türkiye	ARDL ve NARLD.	Her iki araştırmada da J eğrisi hipotezi geçerli değildir.
Kemeç ve Kösekahyaoğlu (2015)	1997-2013 Türkiye	Etki Tepki Analizi ve VAR Modeli.	J eğrisi hipotezi ve M-L koşulu geçerli değildir.
Tapşın ve Karabulut (2013)	1980-2011 Türkiye	Toda- Yamamoto Nedensellik.	İthalattan ihracata ve reel döviz kurundan ithalata tek yönlü bir nedensellik vardır.
Vergil ve Erdoğan (2009)	1989-2005 (Üç Aylık) Türkiye	ARDL Modeli ve Almon Çok Terimli Model.	ARDL modeline göre ML koşulu geçerliyken, Almon çok terimli modele göre ise J eğrisi hipotezinin geçerli olduğu tespit edilmiştir.
Yazıcı (2008)	1986-1998 (Üç Aylık) Türkiye	Almon Tipi Gecikmeli Dağıtılmış Analiz.	Sanayi ve maden sektöründe J Eğrisi hipotezi geçerliyken, tarım sektöründe geçerli değildir.
Fidan (2008)	1970-2004 Türkiye	Otoregresiv Vektör Johansen Eşbütünlük ve Granger Nedensellik Testleri.	Döviz kurundaki değişimler tarım sektörü ithalatına etkilemektedir. Ayrıca döviz kuru ile tarım sektörünün ithalat ve ihracat değerleri üzerinde uzun dönemli bir ilişki vardır.
Ay ve Özşahin (2007)	1995-2007 (Aylık) Türkiye	Zaman Serisi Analizleri.	Devalüasyonun, ihracat ve ithalat birim değer endeksleri üzerinde bir etkisi vardır.
Yazıcı (2006)	1986-1998 (Üç Aylık) Türkiye	Zaman Serisi Analizi.	Türkiye' nin tarım sektöründe J Eğrisi hipotezi geçerli değildir.
Karagöz ve Doğan (2005)	1995-2004 (Aylık) Türkiye	Zaman Serisi Analizleri.	Devalüasyonun, ihracat ve ithalat değeri üzerinde bir etkisi yoktur.

Dünyada yapılan çalışmalar, Türkiye' de yapılan çalışılardan farklı değildir. Burada incelenen çalışılarda da dönem, araştırma yöntemi ve alanlarına göre ML koşulu ve J eğrisi hipotezinin geçerlilikleri değişiklik göstermektedir. Genellikle Bahmani-Oskooee ve Cheema (2009), Lal ve Lowinger (2002), Jamilov (2011), Carte ve Pick (1989), Brada, Kutan ve Zhou (2007)' un yapmış oldukları üç aylık çalışılarda J eğrisinin geçerliliği tespit edilmiştir.

Yapılan çalışmalarda en çok Johansen Eşbütünleşme analizinin kullanıldığı dikkat çekerken, ARDL sınır testi ile birlikte farklı yöntemlere de yer verilmiştir.

**Tablo 2:** Dünyada Yapılan Çalışmalar

Yazar-Yıl	Dönem-Ülke	Yöntem	Sonuç
Arruda, Castelar ve Matins (2019)	1999-2013 (Aylık) Brezilya	Hata Düzeltme Vektörü.	J eğrisi ve ML koşulunun geçerli olmadığı sonucuna varılmıştır.
Hussain ve Haque (2014)	2000-2010 49 gelişmekte olan Afrika ülkeleri	Panel Veri Analizi.	J eğrisi hipotezi geçerlidir.
Kyophilavong, Shahbaz ve Uddin (2013)	1993-2010 (Üç Aylık) Laos	ARDL.	J eğrisi hipotezinin geçerli olduğu tespit edilmiştir.
Jamilov (2011)	2006 -2009 (Aylık) Azerbaycan	Johansen Eşbütünleşme Analizi ve Vektör Hata Düzeltme Modeli.	M-L koşulu ve J eğrisi hipotezi geçerlidir.
Petrovic ve Gligoric (2010)	1990-2009 Sırbistan	Johansen Eşbütünleşme ve Otoregresif Dağıtılmış Gecikme Testleri.	Sırbistan' da reel döviz kuru düşüklüğü kısa vadede ticareti arttırırken, uzun dönemde J eğrisi geçerlidir.
Bahmani-Oskooee ve Cheema (2009)	1980-2003 (Üç Aylık) Pakistan ve 13 ticaret ortağı	ARDL ve Johansen Eşbütünleşme Analizi.	Pakistan'ın bazı ticaret ortakları ile J eğrisi hipotezi geçerlidir.
Ardalani ve Bahmani-Oskooee (2007)	1991-2002 (Aylık) ABD	ARDL.	66 endüstrisi içinde J eğrisi hipotezi 6 endüstride geçerlidir.
Brada, Kutan ve Zhou (2007)	1969 -1993 (Üç Aylık) Türkiye	Johansen Eşbütünleşme Analizi ve Hata Giderme Modeli.	Hata giderme modelinin 1. gecikmesi hariç 12 gecikmesi ile J eğrisinin etkinliği bulunmuştur.
Hacker ve Hatemi (2003)	1997-2000 (Aylık ve Üç Aylık) Belçika, Danimarka, Hollanda, Norveç, İsveç	Etki Tepki Fonksiyonları.	J eğrisi hipotezini destekler sonuçlar bulunmuştur.
Lal ve Lowinger (2002)	1980-1998 (Üç Aylık) 7 Doğu Asya Ülkesi	Johansen Eşbütünleşme Analizi ve Hata Düzeltme Modeli.	Araştırma sonucunda yedi Doğu Asya ülkesinde J eğrisi hipotezinin geçerli olduğu yönünde bulgulara ulaşılmıştır. Ancak bu hipotez kısa ve uzun dönemde farklılıklar göstermektedir. Ayrıca ticaretin ve döviz kurunun serbestleşmesinin J eğrisi etkilerini ortadan kaldırdığını ileri sürmüştür.

Lee ve Chin (2002)	1979-2000 (Üç Aylık) G-7 Ülkeleri	VAR Modeli.	Araştırılan dönemlerde bu ülkelerde J eğrisi hipotezi geçerli değildir.
Carte ve Pick (1989)	1979-1987 (Üç Aylık) ABD	İstatistiki olarak birim değerler hesaplanmıştır.	J eğrisi hipotezi geçerlidir.

### 3.Ekonometrik Analiz

#### 3.1. Veri Seti

Çalışma, J eğrisinin Türkiye İmalat Sanayi sektöründe geçerli olup olmadığı probleminden yola çıkarak tasarlanmıştır. Bu doğrultuda çalışmanın amacı, Türkiye İmalat sanayisinde J eğrisinin etkinliğini belirlemektir. Belirlemenin yapılabilmesi için Türkiye imalat sanayi dış ticaret değerleri TÜİK’ ten, devalüasyon göstergesi olarak alınan reel efektif döviz kuru ve modele açıklayıcılık katması için kullanılan GSYİH değerleri TCMB’ dan alınmıştır. İmalat sanayi dış ticaret değerleri, analizde eksi değer kullanılmayacağı için ihracat/ithalat (X/M) oranları dikkate alınmıştır.1998-2018 çeyrek dönemlik veriler ile tanımlanan model denklem-1’de şöyle ifade edilmektedir;

$$\left(\frac{X}{M}\right)_t = \beta_0 + \beta_1 REDK_t + \beta_2 GSYİH_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Modelde X/M; imalat sanayi ihracatının ithalatı karşılama oranını, REDK; reel efektif döviz kurunu, GSYİH; gayri safi yurt içi hasılayı, t ise zamanı göstermektedir. Değişkenlerin durağanlıklarının belirlenmesi amacıyla logaritmik verilere Augmented Dickey-Fuller (ADF) ile Phillips-Perron (PP) birim kök testleri uygulanmıştır. Uzun dönemli dinamiklerin varlığının tespiti sınır testi ile gerek uzun ve gerekse de kısa dönemli dinamiklere ait parametre tahminleri ise ARDL model tahminleri yardımıyla ortaya çıkarılması amaçlanmaktadır.

#### 3.2. Birim Kök Analizi

Değişkenlerin durağan olup olmadığını analiz eden ADF ve PP test sonuçları Tablo-3’te gösterilmektedir.

**Tablo 3:** ADF ve PP birim kök testleri

Değişkenler	Hiçbiri I(0)	Sabitli I(0)	Hiçbiri I(1)	Sabitli I(1)
ADF				
X/M	-4.486512 (0.0000)*	-4.445962 (0.0005)*	-7.540231 (0.0000)*	-7.505117 (0.0000)*



<b>REDK</b>	-10.03488 (0.0000)*	-9.974327 (0.0000)*	-7.789089 (0.0000)*	-7.743339 (0.0000)*
<b>GSYİH</b>	-2.266294 (0.0234)**	-2.245278 (0.1923)	-9.054134 (0.0000)*	-9.016335 (0.0000)*
<b>PP</b>				
<b>X/M</b>	-3.551182 (0.0005)*	-3.525020 (0.0096)*	-7.530515 (0.0000)*	-7.478787 (0.0000)*
<b>REDK</b>	-10.52463 (0.0000)*	-10.45504 (0.0001)*	-37.98770 (0.0000)*	-37.62051 (0.0001)*
<b>GSYİH</b>	2.266294 (0.0234)**	-2.245278 (0.1923)	-9.076361 (0.0000)*	-9.035183 (0.0000)*

Not: \*, \*\* işaretleri sırasıyla %1, %5 istatistiki olarak anlamlılığı ifade etmektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir.

Logaritmaları alınmış X/M ve GSYİH değişkenlerinde mevsimsellik sorunu görüldüğü için mevsimsellikten arındırılmıştır. Böyle bir sorun REDK'da gözlenmemiştir. Bu düzenlemeler yapıldıktan sonra değişkenlerin hem hiçbiri hem de sabitli modelde I(0) ve I(1) değerlerine ADF ve PP testleri uygulanmıştır. Test sonuçlarına göre X/M değişkeni hem sabitli hem de hiçbiri modellerinde her iki testte de % 1 anlamlılık düzeyine göre I(0) değerinde durağan çıkmıştır. REDK değişkeni, yine her iki test sonuçlarına bakıldığında %1 anlamlılık düzeyinde I(0) değerinde durağan bulunmuştur. GSYİH değişkeni ise hiçbiri modelinde I(1) değerinde %1 anlamlılık seviyesinde durağan olarak tespit edilmiştir. Elde edilen bu sonuçlar doğrultusunda farklı durağanlık seviyelerine sahip olan değişkenlerin analizi ARDL ile yapılabilmektedir.

### 3.3. ARDL Modeli ve Katsayı Tahminleri

Engle- Granger ve eşbütünlüşme testleri arasında serilerin gecikmeli değerleri göz önünde bulundurulmadığı için bazı sakıncalar oluşmaktadır. ARDL modelinde değişkenlerin durağanlık mertebelerindeki farklılıklar dikkate alınmaksızın uzun dönem ilişkileri test edilmekte, uzun dönem katsayıları hesaplanmakta ve kısa dönemli dinamikleri veren hata giderme modeli tahmin edilmektedir. ARDL modeli aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır (Sevüktekin & Çınar, 2017, s. 576).

$$\Delta\left(\frac{X}{M}\right)_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta\left(\frac{X}{M}\right)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{2i} \Delta REDK_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{3i} \Delta GSYİH_{t-i} + \alpha_1 \left(\frac{X}{M}\right)_{t-1} + \alpha_2 REDK_{t-1} + \alpha_3 GSYİH_{t-1} + \varepsilon_i \quad (2)$$

Sınır testlerinin uygulanabilmesi yukarıdaki modelde  $m$ ,  $p$  ve  $q$  gecikmelerinin belirlenmesine bağlıdır. Bunun için AIC, SC, HQ, FPE gibi bilgi kriterleri kullanılabilir. Denklemde  $\Delta$ ; fark operatörünü,  $\varepsilon$ ; hata terimini ve  $\beta$ ; sabit terimi ifade etmektedir. Modelde

uzun dönem eşbütünleşmenin olduğunu ve ya olmadığını gösteren hipotezler aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0 \rightarrow \text{Eşbütünleşme yoktur.}$$

$$H_1 : \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \alpha_3 \neq 0 \rightarrow \text{Eşbütünleşme vardır.}$$

Uzun dönem ve kısa dönem katsayılarının tahminini yapmak için oluşturulan denklemler sırasıyla denklem 3 ve 4 te verilmiştir.

$$\Delta\left(\frac{X}{M}\right)_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta\left(\frac{X}{M}\right)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{2i} \Delta REDK_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{3i} \Delta GSYİH_{t-i} + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$\Delta X/M_t = \beta_0 + \beta_1 ECM_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_{2i} \Delta\left(\frac{X}{M}\right)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{3i} \Delta REDK_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{4i} \Delta GSYİH_{t-i} + \varepsilon_i \quad (4)$$

ARDL analizinin yorumlanmasından önce modele ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 4'te gösterilmektedir.

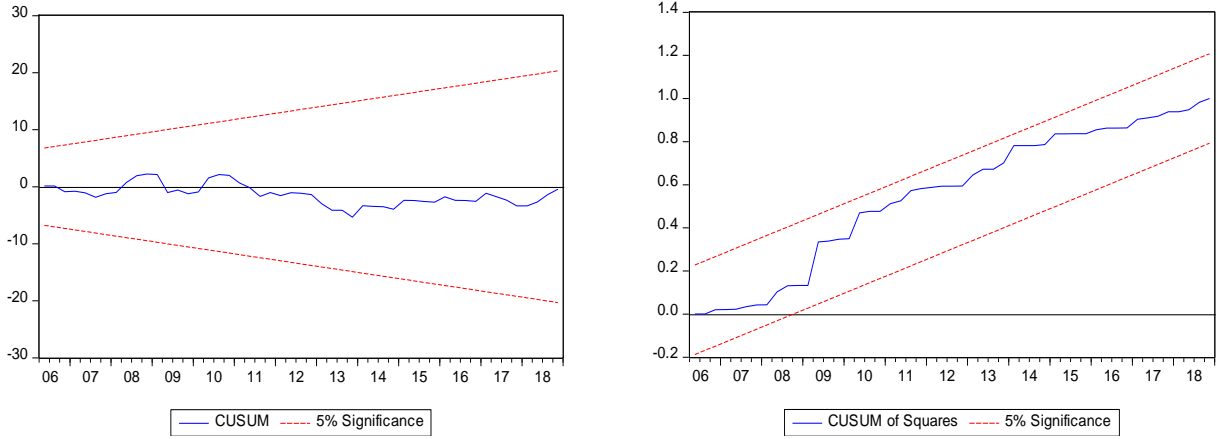
**Tablo 4:** Tanımlayıcı İstatistikler

Test İstatistiği	Değer	Önem	I(0)	I(1)
<b>F-İstatistiği</b>	6.1309662	% 10	2.63	3.35
		% 5	3.1	3.87
		% 2,5	3.55	4.38
		% 1	4.13	5
<b>R<sup>2</sup></b>	0.812298			
<b>Düzeltilmiş R<sup>2</sup></b>	0.723967			
<b>Diagnostik Testler</b>	<b>Değer</b>	<b>Olasılık</b>		
<b>Jarque-Bera Normallik</b>	1.127	0.569		
<b>Breusch-Godfrey LM</b>	0.522	0.596		
<b>ARCH LM</b>	0.173	0.677		
<b>Ramsey Reset</b>	1.400	0.248		
<b>Tanımlayıcı İstatistikler</b>	<b>X/M</b>	<b>REDK</b>	<b>GSYİH</b>	
<b>Ortalama</b>	1.456817	4.627946	2.648915	
<b>Maksimum</b>	0.362145	4.849840	0.096946	
<b>Minimum</b>	-0.359625	4.135167	-0.144089	
<b>Standart Sapma</b>	0.124531	0.125879	0.055437	

Tablo 4' te yer alan F-istatistik değeri %1 anlamlılık seviyesinde alt ve üst sınırların üzerinde bir değere sahip olduğu için boş hipotez red edilerek, alternatif hipotez yani kontegrasyonun varlığını ifade eden hipotez kabul edilmiştir. **R<sup>2</sup>** ve düzeltilmiş **R<sup>2</sup>** değerleri ise sırasıyla %81 ve %72 değerlerini alması modelin açıklayıcılık gücünün yüksek olduğunu ifade etmektedir. Ayrıca Jarque-Bera Normallik testi; modelin hata teriminin normal dağıldığını, Breusch-Godfrey LM testi; otokorelasyon sorununun bulunmadığını, ARCH LM

testi; modelin deęişen varyans içermedięini ve son olarak Ramsey Reset testi ise modelin kurulmasında bir hatanın olmadıęını göstermektedir.

**Şekil 2:** CUSUM ve CUSUMSQ Testleri



ARDL testinin ehemmiyet kazanması için modelin parametrelerin kararlı (deęişim içerisinde) olup olmadıkları Brown ve arkadaşlarının geliştirdięi CUSUM ve CUSUMSQ güven aralıkları grafikleri ile incelenmiştir. 1998-Q1 ve 2018-Q4 dönemi için Türkiye imalat sanayisinde meydana gelen yapısal deęişmelerin parametreler üzerinde herhangi bir kararsızlığa yol açmadıęı CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri ile görülmektedir.

**Tablo 5:** ARDL (8,6,8) Modeli tahmin sonuçları

Deęişkenler	Katsayı	T-İstatistięi	Olasılık
XM(-1)	0.694335	5.673593	0.0000
XM(-2)	-0.168375	-1.131007	0.2633
XM(-3)	-0.192632	-1.258940	0.2138
XM(-4)	0.199135	1.359800	0.1799
XM(-5)	0.061220	0.462470	0.6457
XM(-6)	-0.163898	-1.226464	0.2257
XM(-7)	0.098433	0.754160	0.4542
XM(-8)	-0.281229	-2.707416	0.0092
REDK	-0.149296	-1.202790	0.2346
REDK(-1)	-0.126390	-0.815535	0.4186
REDK(-2)	0.096229	0.582086	0.5631
REDK(-3)	-0.198035	-1.242989	0.2196
REDK(-4)	0.050082	0.309301	0.7584
REDK(-5)	0.384298	2.383759	0.0209
REDK(-6)	-0.240745	-1.685289	0.0980
GSYH	-0.872822	-3.025692	0.0039
GSYİH(-1)	0.059789	0.158054	0.8750
GSYİH(-2)	0.265446	0.707919	0.4822
GSYİH(-3)	-0.232866	-0.614882	0.5414
GSYİH(-4)	1.095235	2.923464	0.0052
GSYİH(-5)	-0.449373	-1.149960	0.2555
GSYİH(-6)	-0.070591	-0.173301	0.8631
GSYİH(-7)	0.577771	1.406376	0.1657
GSYİH(-8)	-0.736617	-2.374273	0.0214
C	0.852410	1.795233	0.0785

Tablo 3' te ARDL (8,6,8) modeli tahmin sonuçları verilmiştir. Tablodan da görüldüğü üzere katsayıların pozitif olduğu değişkenler imalat sanayi net ihracatı ile pozitif ilişkilirken, negatif işaretli olanlar negatif ilişki içerisindedirler.

**Tablo 6:** ARDL (8,6,8) Modeli Uzun ve Kısa Dönem Tahmin Sonuçları

Uzun dönem				Kısa dönem			
Değişkenler	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık	Değişkenler	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık
<b>REDK</b>	-0.244162	-1.821318	0.0744***	<b>REDK</b>	-0.149296	-1.255220	0.2151
<b>GSYİH</b>	-0.483430	-1.783688	0.0804***	<b>GSYİH</b>	-0.872822	-3.213517	0.0023**
<b>C</b>	1.132002	79.36273	0.0757	<b>ECT (-1)</b>	-0.753011	-5.095728	0.0000*

Not: \*, \*\*, \*\*\* işaretleri sırasıyla %1, %5, %10 istatistiki olarak anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 6' da ARDL modelinin uzun dönem ve kısa dönem tahmin sonuçlarına yer verilmiştir. Uzun dönemde reel efektif döviz kurunda yaşanan %1'lik bir değişim, imalat sanayi net ihracatını %0,24 oranında azaltmıştır. Kısa dönemde bu değer istatistiki olarak anlamsız olmakla birlikte, imalat sanayi net ihracatında %0,14 oranında bir azalmaya yol açmıştır. GSYİH değerlerinde yaşanan %1'lik bir değişim ise uzun dönemde imalat sanayi net ihracatını %0,48 oranında azaltırken, kısa dönemde %0,87 oranında azaltmıştır. Kısa dönemde modelde yer alan hata düzeltme katsayısı beklentiler yönünde bir değer almıştır. Bu katsayı kısa dönemde görülen şokların bir sonraki dönemde hataların %0.75 oranında giderildiğini göstermektedir.

Yapılan analiz sonuçlarına göre devalüasyonun kısa dönemde dış ticaret değerlerini azalttığı, uzun dönemde ise dış ticaret değerlerini arttırdığı önermesine dayanan J eğrisi hipotezinin, Türkiye imalat sanayisinde kısa dönem için yapılan önermesi geçerliken, uzun dönem önermesi ve M-L koşulunun geçerli olmadığına işaret etmektedir.

J eğrisi hipotezinin uzun dönemde ülke gelirlerini arttırdığı önermesi araştırılması popüler olan bir konudur. Literatür incelendiğinde geniş bir araştırma konusuna sahip olan hipotez, ülke ekonomileri ve sektörleri bakımında farklı sonuçlar göstermiştir. Köseyahyaoglu ve Karataşlı (2018), TR ile AB arasındaki ticarete J eğrisi hipotezinin geçerli olup olmadığını araştırmış ve hipotezin gerçekleşen bu ticaret koşullarında geçerli olmadığı sonucuna varmışlardır. Yazıcı (2006) ise önce tarım sektörünü ele almış daha sonra 2008 yılında yaptığı

bir başka çalışmada tarımla birlikte sanayi ve maden sektörlerini de ele almıştır. Bu iki çalışmada 1986-1998 yıllarında tarım sektöründe J eğrisi hipotezinin geçerli olmadığını, ancak sanayi ve maden sektörlerinde bu hipotezin geçerli olduğunu tespit etmiştir. J eğrisi hipotezinin araştırılması ile ilgili birçok çalışması olan Bahhani-Oskoe, 2007 yılında Ardalani ile yaptığı çalışmada ABD' nin 66 endüstrisini ele almışlar ve sadece 6 endüstride J eğrisi hipotezinin geçerli olduğunu belirlemişlerdir.

#### **4.Sonuç ve Değerlendirme**

Devalüasyonun dış ticaret üzerindeki etkilerinin araştırılması, ülke ekonomilerinin nasıl ve hangi yönde geliştirilmesi hakkında bilgi veren önemli çalışmalardır. Bu doğrultuda J eğrisi hipotezinin ve M-L koşulunun geçerliliği sıklıkla araştırılan konulardan birisidir. Bu çalışmalar ikili(bilateral) ülke ticaretlerinin yanında genel ülke dış ticareti ve sektörel dış ticaretler açısından önem arz etmektedir. Bu çalışmada Türkiye imalat sanayi sektörü dış ticaretinin, devalüasyona tepkisi J eğrisi hipotezi bağlamında araştırılmıştır. Buna yönelik ARDL sınır testi kullanılarak ve imalat sanayi verileri için kısa ve uzun dönem dinamiklerine yönelik bulgular elde edilmiştir.

Yapılan analiz sonuçlarına göre kısa ve uzun dönem katsayı tahminlerinde reel efektif döviz kurunda yaşanan değişmelerin imalat sanayi dış ticaret değerlerini azalttığı gözlemlenmiştir. Bu sonuç doğrultusunda J Eğrisi kapsamında anlamlı kısa dönemli dinamikler elde edilirken, uzun dönemli dengenin J eğrisinin işaret ettiği yönde olmadığı bulgusuna işaret etmektedir. Sonuçlar, Türkiye imalat sanayisinde J eğrisi hipotezinin kısa dönem dinamiklerinin geçerli olduğuna, uzun dönemde ise M-L koşulunun ve dolayısıyla J eğrisi hipotezinin geçerli olmadığına işaret etmektedir. Bunun sebebinin imalat sanayi dış ticaret değerlerinin açık vermesi ve Türk lirasının ulusal para birimi karşısında değer kaybetmesinin önüne geçilememesi olduğu, imalat sanayine gerekli yatırımların ve teşviklerin yapılması halinde, net dış ticaret değerlerinde yaşanan artışların, J eğrisi hipotezinin ve M-L koşulunun geçerliliğini sağlayacağı belirtilebilir. Ayrıca sektörün gelişmesi ve dış ticarete rekabet edebilmesi için ithal edilen ürünlerin yerli üretici tarafından üretilmesinin sağlanması ile birlikte dış ticaret dengesinin olumlu yönde etkileneceği söylenebilir. Nitekim dış ticaret rekabet avantajı elde edebilmek için maliye ve para politikaları ile TL'nin değeri ulusal para birimi karşısında değer kaybettirilse de bunun yeterli olmadığı görülmektedir. Bu politikaların yanı sıra ithal ikamesinin gerçekleştirilebilmesi için sermaye ve nitelikli iş gücü ihtiyacının karşılanıp, maliyeti düşük hammaddeye ulaşılması ile üretimin daha fazla ve daha çabuk gerçekleştirilebilmesi için teknolojik yatırımların artırılması önerilmektedir.

## Kaynakça

- Ardalani, Z., & Bahmani-Oskooee, M. (2007). Is there a J-Curve at the Industry Level? *Economics Bulletin*, 6(26), 1-12.
- Arruda, E. F., Castelar, P. U., & Martins, G. (2019). The J-Curve and Marshall-Lerner Condition: Evidence For Net Exports in the Southern Region of Brazil. *Planejamento e Políticas Públicas*(52), 17-48.
- Ay, A., & Özşahin, Ş. (2007). J Eğrisi Hipotezinin Testi: Türkiye Ekonomisinde Reel Döviz Kuru ve Dış Ticaret Dengesi İlişkisi. *Uludağ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, XXVI(1), 1-23.
- Bahmani-Oskooee, M., & Cheema, J. (2009). Short-Run and Long-Run Effects of Currency Depreciation on the Bilateral Trade Balance Between Pakistan and Her Major Trading Partners. *Journal of Economic Development*, 34(1), 19-46.
- Beşer, M. K. (2011). *Türkiye Dış Ticaretinde J Eğrisi ve S eğrisi Dinamiklerinin Etkisi*. Bursa: Ekin .
- Brada, J. C., Kutun, A. M., & Zhou, S. (2007). The Exchange Rate and the Balance of Trade: The Turkish Experience. *The Journal of Development Studies*, 33(5), 675-692.
- Carter, C. A., & Pick, D. H. (1989). The J-Curve Effect and the U.S. Agricultural Trade Balance. *American Journal of Agricultural Economics*, 71(3), 712-720.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Duasa, J. (2007). Determinants of Malaysian Trade Balance: An ARDL Bound Testing Approach. *Global Economic Review*, 36(1), 89-102.
- Fidan, H. (2008). Impact of the Real Effective Exchange Rate (Reer) on Turkish Agricultural Trade. *International Journal of Economics and Management Engineering*, 2(5), 598-610.
- Hussain, M. E., & Haque, M. (2014). Is the J-Curve a Reality in Developing Countries? *Journal of Economics and Political Economy*, 1(2), 231-240.
- J. Lee, M. C. (2006). Current Account and Real Exchange Rate Dynamics in the G-7 Countries. *Journal of International Money and Finance*, 25(2), 257-274.

- Jamilov, R. (2011). J-Curve Dynamics and the Marshall-Lerner Condition: Evidence from Azerbaijan. *MPRA*, 1-17.
- Karagöz, M., & Doğan, Ç. (2005). Döviz Kuru Dış Ticaret İlişkisi: Türkiye Örneği. *Fırat Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(2), 219-228.
- Karamelikli, H. (2006). Türkiye'nin Dış Ticaret Dengesinde J-Eğrisi Etkisi. *İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi*, 5(3), 389-402.
- Kemeç, A., & Kösekahyaoğlu, L. (2015). J Eğrisi Analizi ve Türkiye Üzerine Bir Uygulama. *Uluslararası İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 2(1), 1-29.
- Kılıç, R., Özbek, R. İ., & Çiftçi, İ. (2018). Türkiye için J Eğrisinin Geçerliliği: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı. *International Journal of Disciplines Economics & Administrative Sciences Studies*, 4(7), 112-128.
- Kösekahyaoğlu, L., & Karataşlı, İ. (2018). Türkiye AB Dış Ticaretinde J Eğrisi Etkisi:1994-2016 Dönemi Üzerine Ampirik Bir İnceleme. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 23(Özel Sayı), 831-844.
- Kyophilavong, P., Shahbaz, M., & Uddin, G. S. (2013). Does J-Curve Phenomenon Exist in Case of Laos? An ARDL Approach . *Munich Personal RePEc Archive*, 1-26.
- Lal, A. K., & Lowinger, T. C. (2002). The J-Curve: Evidence From East Asia. *Journal of Economic Integration*, 17(2), 317-495.
- Petrović, P., & Gligorić, M. (2010). Exchange Rate and Trade Balance: J-curve Effect. *Pand Economicus*, 1, 23-41.
- R.S. Hacker, A. H.-J. (2003). Is the J-Curve Effect Observable for Small North European Economies? *Open Economies Review*(14), 119-134.
- Sevüktekin, M., & Çınar, M. (2017). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi*. . Bursa: DORA.
- Stephen P., M. (1973). Currency Contracts, Pass-Through, and Devaluation. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1973(1), 303-25.
- Tapşın, G., & Karabulut, A. T. (2013). Reel Döviz Kuru, İthalat ve İhracat Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği. *Akdeniz İ.İ.B.F. Dergisi*, 26, 190-205.
- Uslu, H. (2018). Marshall - Lerner Koşulu Ve J Eğrisi Hipotezinin Geçerliliği: Farklı Gelir Gurubu Ülkeleri İçin. *International Journal of Academic Value Studies*, 4(20), 550-561.

- Vergil, H., & Erdoğan, S. (2009). Döviz Kuru-Ticaret Dengesi İlişkisi: Türkiye Örneği. *ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, 5(9), 35-57.
- Yazıcı, M. (2006). Is the Curve Effect Observable in Turkish Agricultural Sector? *Journal Central European Agriculture*, 7(2), 319-322.
- Yazıcı, M. (2008). The Exchange Rate and the Trade Balances of Turkish Agriculture, Manufacturing and Mining. *Quality & Quantity*, 42, 45-52.