

BULLETIN OF ECONOMIC THEORY AND ANALYSIS

September 2018 ♦ Volume 3 ♦ Issue 3
Eylül 2018 ♦ Cilt 3 ♦ Sayı 3

Makro Ekonomik İstikrarsızlıklar ve Doğal İşsizlik Oranı: 1980-2016
OECD ve Türkiye Ekonomisi Örneği
Devran ŞANLI

Kredi Genişlemesinin Cari Açığa Etkisi: Türkiye Örneği
Emrah KÖROĞLU

Döviz Kurunun Yurt İçi Fiyatlara Geçiş Etkisinin Yumuşak Geçişli
Otoregresif Modellerle Tahmini
Nazlı KARAOĞLU
Serdar KILIÇKAPLAN

Quarterly Peer-reviewed Journal
Üç Aylık Hakemli Dergi



BULLETIN OF ECONOMIC THEORY AND ANALYSIS

Quarterly Peer-reviewed Journal
Üç Aylık Hakemli Dergi

September 2018 ♦ Volume 3 ♦ Issue 3
Eylül 2018 ♦ Cilt 3 ♦ Sayı 3

www.betajournals.org

All right reserved © Her hakkı saklıdır

BULLETIN OF ECONOMIC THEORY AND ANALYSIS

September 2018 ♦ Volume 3 ♦ Issue 3

Eylül 2018 ♦ Cilt 3 ♦ Sayı 3

Publisher of the Journal / Yayın Sahibi
Mehmet Songur

Editör / Editör
Erginbay UĞURLU

Correspondence Address / Yazışma adresi
Erginbay UĞURLU
İstanbul Aydın Üniversitesi Florya Kampüsü
Beşyol Mahallesi İnönü Caddesi No:40
Sefaköy İSTANBUL

E-mail / E-posta
editor@betajournals.org
info@betajournals.org
contact@betajournals.org
betajournals@gmail.com

Web Address / Web Adresi
<http://dergipark.gov.tr/beta>
<http://www.betajournals.org>

Bulletin of Economic Theory and Analysis is a peer-reviewed, quarterly published (in March, June, September and December) academic journal.

Bulletin of Economic Theory and Analysis yılda dört kez (Mart, Haziran, Eylül, Aralık aylarında) yayımlanan hakemli bir dergidir.

The rights of all the papers accepted for publication belong to the Bulletin of Economic Theory and Analysis.

Yayımlanacak makalelerin tüm yayın hakları Bulletin of Economic Theory and Analysis 'e aittir.

The responsibility of the manuscripts belong to the authors. Bulletin of Economic Theory and Analysis Journal and the editors are not responsible for the manuscripts.

Dergide yayımlanan makalelerin tüm sorumluluğu yazarlara ait olup, bu konuda Bulletin of Economic Theory and Analysis ve editörler sorumlu tutulamazlar.

The articles published in the journal can be cited by giving proper reference.

Dergide yayımlanan makalelerden kaynak gösterilerek aktarma ve alıntı yapılabilir.

EDITOR / EDİTÖR

Assoc. Prof. Ph.D. Erginbay UĞURLU

EDITORIAL BOARD / YAYIN KURULU

Prof. Ph.D. Ümit ŞENESEN

Istanbul Technical University / İstanbul Teknik Üniversitesi

Prof. Ph.D. Öner GÜNÇAVDI

Istanbul Technical University / İstanbul Teknik Üniversitesi

Prof. Ph.D. İsmail TUNCER

Mersin University / Mersin Üniversitesi

Prof. Ph.D. Kudret TOPYAN

Manhattan College / Manhattan College

Prof. Ph.D. Ahmet ŞENGÖNÜL

Cumhuriyet University / Cumhuriyet Üniversitesi

Prof. Ph.D. Süleyman DEĞİRMEN

Mersin University / Mersin Üniversitesi

Prof. Ph.D. Filiz ELMAS SARAÇ

Gazi University / Gazi Üniversitesi

Assoc. Prof. Ph.D. Irena JINDRICOVSKA

Anglo American University / Anglo American University

Assoc. Prof. Ph.D. Aušra RASTENIENĖ

Vilnius University / Vilnius University

Assoc. Prof. Ph.D. Erginbay UĞURLU

Istanbul Aydın University / İstanbul Aydın Üniversitesi

Assist. Prof. Ph.D. María BARREIRO-GEN

University of A Coruña / University of A Coruña

Assist. Prof. Ph.D. Yusuf MURATOĞLU

Hitit University / Hitit Üniversitesi

Ph.D. Gaetano LISI

University of Cassino and Southern Lazio / University of Cassino and Southern Lazio



BULLETIN OF ECONOMIC THEORY AND ANALYSIS

September 2018 ♦ Volume 3 ♦ Issue 3

Eylül 2018 ♦ Cilt 3 ♦ Sayı 3

CONTENTS / İÇİNDEKİLER

Makro Ekonomik İstikrarsızlıklar ve Doğal İşsizlik Oranı: 1980-2016 OECD ve Türkiye Ekonomisi Örneği

Devran ŞANLI159

Kredi Genişlemesinin Cari Açığa Etkisi: Türkiye Örneği

Emrah KÖROĞLU175

Döviz Kurunun Yurt İçi Fiyatlara Geçiş Etkisinin Yumuşak Geçişli Otoregresif Modellerle Tahmini

Nazlı KARAOĞLU, Serdar KILIÇKAPLAN195



Bulletin of Economic Theory and Analysis

Volume III, Issue 3, pp. 159-174, 2018

<http://www.betajournals.org>

Makro Ekonomik İstikrarsızlıklar ve Doğal İşsizlik Oranı: 1980-2016 OECD ve Türkiye Ekonomisi Örneği

Devran ŞANLI^a

^a Arş. Gör., Bartın Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, Bartın, TÜRKİYE

ÖZ

İktisat literatüründe işsizliğin uzun dönem eğilimlerini açıklayan iki önemli görüş bulunmaktadır. Bunlardan ilki “doğal oran hipotezi” diğeri ise “histeri hipotezi” olarak bilinmektedir. Doğal oran hipotezine göre uzun dönemde işsizlik, doğal oranına ulaşacak ve bu oran üzerinde enflasyon ile işsizlik arasındaki değiş-tokuş ilişkisi sona erecektir. Kısa dönemde ise söz konusu değiş tokuş ilişkisi geçerli olacaktır. Histeri hipotezi yaklaşımı ise şokların işgücü piyasasındaki katılıklar nedeniyle işsizlik düzeyi üzerinde kalıcı etkilere sahip olduğunu ileri sürmektedir. İktisadi bir şoktan sonra işsizlik oranı eski seviyesinin çok üzerinde bir patikaya oturacaktır. Bu görüşe göre uzun süre yüksek işsizlik yaşanması doğal işsizlik oranının eski seviyesine dönmesine engel olacaktır. Bu çalışmada OECD ve Türkiye ekonomisi için 1980-2016 yılları arasında işsizlik oranına karşılık gelen enflasyon oranları arasındaki doğrusal ilişkiden hareketle doğal işsizlik oranı ekonometrik olarak hesaplanmaya çalışılmıştır. Elde edilen katsayılar istatistiksel olarak anlamlı ve iktisat teorisiyle uyumlu işaretlere sahiptir. Söz konusu dönemde Türkiye ekonomisi için doğal işsizlik oranı %9.14 seviyesinde hesaplanmıştır. OECD ülkeleri için ise İşsizlik oranı %1 puan artığında enflasyon oranı söz konusu dönem için ortalama olarak %0.9 puan azalmıştır. Doğal işsizlik oranı ise OECD ülkeleri için %6.12 olarak hesaplanmıştır. Bu sonuçlar aynı zamanda söz konusu ülkeler için enflasyon ile işsizlik arasındaki ödünleşmeyi gösteren Philips Eğrisi’ nin katsayılarını göstermektedir.

Anahtar Kelimeler

Doğal İşsizlik Oranı, Enflasyon Oranı, Phillips Eğrisi, Histeri Hipotezi, Makroekonomik İstikrar

JEL Kodu

E24, E31

Macroeconomic Unstables and the Rate of Natural Unemployment: The Study of OECD and Turkish Economy 1980-2016

ABSTRACT

There are two important views in the economics literature that explain the long-term trends of unemployment. The first one is known as "natural rate hypothesis" and the other one is known as "Hysteresis Hypothesis". According to natural rate hypothesis, long-term unemployment will reach its natural rate, and the trade-off between inflation and unemployment will end up on this rate. In the short term, that trade-off relationship will be valid. The hysteresis hypothesis approach claims that shocks have lasting effects on the level of unemployment due to rigidities in the labor market. The unemployment rate will go up to a very high level above the old level after an economic shock. According to this opinion, being of long term unemployment will prevent the natural rate of unemployment from returning to its former level. In this study, is aimed to calculate natural rate of unemployment econometric based on the linear relationship between inflation rates corresponding to the unemployment rate for OECD and Turkey between 1980-2016. The finding coefficients are significant statistically and have signs compatible with the theory of economics. In this period natural rate of unemployment for Turkey's economy was calculated 9.14%. For the OECD countries, the unemployment rate increased by 1 percentage point and the inflation rate decreased by 0.9 percentage points on average for the mentioned period. The natural rate of unemployment was calculated as 6.12% for OECD countries. These results are also showing Philips Curve coefficients as tradeoff between inflation and unemployment for Turkey and OECD.

Keywords

Natural Rate of Unemployment, Inflation Rate, Philips Curve, Hysteresis Hypothesis, Macroeconomic Unstables

JEL Classification

E24, E31

1. Giriş

Makroekonomik kavramlar arasında işsizlik konusu diğer makroekonomik değişkenlere göre işgücünün yaşamına doğrudan dokunan bir durumdur. Politika yapıcılar açısından ise doğal işsizlik oranından sapmalar enflasyonist veya deflasyonist baskının boyutunu verir ve uygulanacak politikada temel göstergelerden birini oluşturur. Bu nedenle doğal işsizlik oranının ölçülmesi önem kazanmaktadır.

Bu çalışma dört bölümden oluşmaktadır. İzleyen kısımda makroekonomik istikrar-istikrarsızlık ve doğal işsizlik oranı kavramlarına değinilecektir. Sonraki bölümde konuyla ilgili yapılan başka çalışmalara özet olarak yer verilmiştir. Üçüncü bölüm doğal işsizlik oranının elde edilmesi ile ilgili teorik kısımdan oluşmaktadır. Dördüncü bölümde söz konusu teorik çerçevede

ampirik uygulamadan elde edilen sonuçlar verilmektedir. Son bölümde ise sonuç ve değerlendirmeler yer almaktadır

2. Makro Ekonomik İstikrarsızlıklar ve Doğal İşsizlik Oranı

2.1. Makro Ekonomik İstikrarsızlıklar

Sözcük olarak istikrar; “aynı biçimde sürme, kararlılık, yerleşme, denge” anlamlarından birini ya da genelde hepsini içermektedir. Ekonomik istikrar ise, ekonominin var olan durumunun korunması, denge koşullarının sağlanması, devresel dalgalanmalardan doğan olumsuzlukların giderilmesi ve bu dalgalanmaların hafifletilmesi, olarak açıklanmaktadır. Bu tanımda “ekonominin var olan durumunun korunması”, ekonominin içinde bulunduğu koşulların daha kötüye gitmesinin engellenmesi ve koşulların iyileştirilmesi yoluyla ekonomik büyüme ve gelişmenin sağlanması, anlamını taşımaktadır (Duygulu, 1998:107).

Ekonomik istikrarsızlık ise, bir ekonomide faiz oranı, işsizlik oranı, enflasyon oranı gibi makro değişkenlerin uzun dönem doğal oranlarından saptığı, toplam talep-toplam arz dengesizliği, yatırım-tasarruf açığı veya fazlası, dış açık-dış fazla gibi makroekonomik dengesizliklerin yaşandığı bir durumu tanımlamaktadır.

2.2. Doğal İşsizlik Oranı

İşsizliğin dinamik eğilimleri hakkında literatürde iki önemli görüş mevcuttur. Bunlardan ilki, doğal oran hipotezidir. Bu görüşe göre uzun dönemde işsizlik, doğal oranına ulaşacak ve bu oran üzerinde ücret enflasyonu ile işsizlik arasında bir değiş-tokuş ilişkisi olmayacaktır (uzun dönem Phillips Eğrisi doğal oran üzerinde dikey olarak gerçekleşecektir). Buna karşılık kısa dönemde söz konusu değiş tokuş ilişkisi (negatif eğimli Phillips eğrisi) geçerli olacaktır. Başka bir ifadeyle bir şokun ardından işsizlik oranı, uzun dönem denge seviyesine geri dönecektir (Güloğlu & İspir, 2011:205).

İşsizlik ile ilgili ikinci yaklaşım “histeri” hipotezi olarak bilinmektedir. Blanchard ve Summers (1986), Layard vd. (1991) ve Barro (1988)’nun katkılarıyla şekillenen bu yaklaşıma göre, iş piyasasındaki katılıklar nedeniyle, şoklar işsizlik düzeyi üzerinde kalıcı etkilere sahiptir. Yani ekonomideki bir şoktan sonra işsizlik oranları artacak ve eski seviyesine geri dönmeyecektir. Bu durumda oluşacak yeni dengede işsizlik oranları eski seviyelerinin çok üzerlerinde olacaktır (Tokathoğlu vd.,2014; Kahyaoğlu vd., 2016).

Enflasyonu hızlandırmayan işsizlik oranı (NAIRU, *Non-Accelerating Inflation Rate Of Unemployment*), sürülen doğal işsizlik oranından (Natural Rate of Unemployment, NRU) farklı ancak ona oldukça yakın bir kavramdır. Bu iki kavram arasında 3 temel farklılık bulunmaktadır (Temurlenk & Başar, 2013:72). Bunlar;

- Doğal işsizlik oranı (NRU) piyasaların temizlendiğini varsayan Walrasyan genel denge yapısının bir sonucuyken NAIRU bir dengesizlik kavramıdır. NAIRU teorisinin temel belirleyicisi piyasalarda cari fiyatlarda ortaya çıkan aşırı arz ve aşırı taleptir.
- NAIRU Keynesyen bir kavram iken NRU monetarist ve yeni klasik bir paradigmadır. Nitekim NRU'da rasyonel beklentiler varsayımı geçerlidir.
- NRU'daki değişimler yalnızca emek piyasasındaki kurumsal değişimlerden sonra orta vadede ortaya çıkmakta iken NAIRU zamanla değişen bir kavramdır. Bu bağlamda, kısa dönemde NRU sabit iken NAIRU değişkendir.

Çalışmada bu farklıların bilincinde olunarak NRU ve NAIRU kavramları yerine sadece doğal işsizlik oranı kavramı bu kavramlarla eşanlamlı olarak kullanılmıştır.

3. Literatür Özeti

Bu kısımda değişik yöntemlerle ülkeler özelinde ve panel veriler için hesaplanan doğal işsizlik oranlarına ve histeri etkisini araştıran çalışmalara değinilecektir. Literatürde doğal işsizlik oranlarının hesaplanmasında istatistiksel olarak regresyon ve Kalman filtreleme yöntemleri yaygın olarak kullanılmakta, doğal işsizlik oranındaki değişimi yakalamak için ise birim kök analizine başvurulmaktadır.

Temurlenk ve Başar (2013), 2001-2007 yılları için Kalman filtrelemesi yoluyla yaptıkları çalışmada Türkiye'de söz konusu yıllar için doğal işsizlik oranının %9.5 civarında seyrettiğini hesaplamışlardır.

Tokatlıoğlu vd. (2014) AB 15 ülkelerine Türkiye'yi de dahil ettikleri panel veri analizinde Ratchet Modeli ile işsizlik histerisinin varlığını araştırmışlar ve yukarı doğru Ratchet etkisinin varlığı sonucuna ulaşmışlardır. Yani işsizlik oranı dip seviyesinden tepe seviyesine hareket ederken doğal işsizlik oranı da onu takip etmektedir. Dolayısıyla doğal işsizlik oranı veya NAIRU zaman içerisinde hareketli bir seyre sahiptir.

Kahyaoğlu vd. (2016) 16 Avrupa Birliği ülkesi ve Türkiye’de işsizlik histerisinin geçerli olup olmadığı doğrusal ve doğrusal olmayan zaman serisi birim kök testleri ve panel birim kök testleri yardımıyla incelemişler, İspanya ve Estonya dışındaki ülkelerde işsizlik histerisinin görüldüğü sonucuna ulaşmışlardır. Çalışmaya göre ayrıca İtalya, İspanya ve Estonya’nın işsizlik oranları doğrusal olmayan bir yapı sergilemektedir.

Gordon (1997), Amerika için yaptığı çalışmada doğal işsizlik oranının zaman içerisindeki seyrini hesaplayabilmek için üçlü bir model önermiş ve başka birçok araştırmacı bu yöntemi takiple başka ülkeler için çalışmalar yapmışlardır. Söz konusu çalışmada 1955-1996 yılları arasında ABD’de doğal işsizlik oranının %5-%6 arasında dalgalandığı sonucuna ulaşılmıştır.

Estrada vd. (2000) İspanya için yaptıkları analizde farklı periyotlarda değişen doğal işsizlik oranı sonucuna ulaşmış %0.6-%18.9 arasında değişen veriler elde etmişlerdir. İspanya için bu sonuç işsizlik histeresis etkisinin varlığını göstermektedir.

Botric (2012) Hırvatistan ekonomisi için 2000-2011 yıllarını kapsayan çalışmada doğal işsizlik oranını Kalman filtresi ile hesaplamış ve %12.6 etrafında salınan değerler hesaplamıştır. Ferreira vd. (2003) Brezilya için bu değerlerin 1983-2001 yılları arasında %7.7 - %8.6 arasında değiştiği sonucuna ulaşmışlardır.

Logeay ve Tober (2006) Euro bölgesi için Kalman filtreleme yöntemi ile yaptıkları çalışmada 1970’lerden itibaren söz konusu ülkeler için doğal işsizlik oranının yükseldiğini ve histeri etkisinin varlığını ileri sürmüşlerdir. Histeri etkisinin varlığı para politikasının uzun dönemde yansız olduğunu göstermektedir. Fabiani ve Mestre (2001), Euro bölgesi için 1970-1999 için yaptıkları çalışmada %4 düzeyinden %10’lar civarına yükselen doğal işsizlik oranı değerlerine ulaşmışlardır.

Schumacher (2008) Euro bölgesi için Kalman filtreleme ve Monte Carlo yöntemi ile yaptığı çalışmada doğal işsizlik oranının 1979’de %5.5 düzeylerinden 2003 yılında %8.5 düzeyine geldiğini hesaplamıştır.

4. Metodoloji

4.1. Veri Seti ve Model

Çalışmada Türkiye ekonomisi de kapsayan OECD ülkeleri için 1980-2016 panel veri seti oluşturulmuştur.

Blanchard (2017)' den hareketle regresyon yöntemiyle de doğal işsizlik oranını hesaplamak mümkündür. Regresyon sonuçları ve hesaplamanın nasıl yapıldığı aşağıda gösterilmektedir (Blanchard, 2017:158-163; Gujarati, 2009:169-171).

$W = P^e F(u, z)$ Ücret belirleme fonksiyonundan hareketle " u " işsizlik oranını, " P^e " beklenen fiyat düzeyini, " m " mark-up fiyatlandırma davranışını, " z " ise ücret belirlemede etkili olan bütün diğer faktörleri kapsamaktadır.

$$\pi_t - \pi_{t-1} = (m + z) - u_t \quad (1)$$

Doğal işsizlik oranı tanımı gereği enflasyon yaratmayan istihdam düzeyidir (NAIRU nonaccelerating inflation rate of unemployment). Dolayısıyla $\pi_t - \pi_{t-1} = 0$ olduğunda philps eğrisinin fonksiyonu şu şekilde tanımlanır:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = (m + z) - \beta(u_t - u_{t-1}) \quad (2)$$

$$(m + z) = c \text{ ve } \pi_t - \pi_{t-1} = 0 \quad (3)$$

ise ;

$$\Delta\pi = c - \beta(\Delta u); \Delta\pi = 0 \quad (4)$$

O halde enflasyon yaratmayan doğal işsizlik oranı:

$$c - \beta(\Delta u) = 0 \quad \text{ve} \quad \Delta u = \frac{c}{\beta} \quad \text{olur} \quad (5)$$

5 numaralı denklemden hareketle enflasyon yaratmayan işsizlik oranını regresyondan elde edilen sabit terim ve eğim parametresini birbirine oranlayarak bulmak mümkün hale gelmektedir. Çünkü formülasyonda " c " sabit terimi " β " ise eğim parametresini vermektedir.

Bu modele ilave olarak histeri etkisinin varlığını araştırmak amacıyla Türkiye özelinde zaman serisi ve OECD genelinde panel ikinci nesil birim kök testleri kullanılmıştır.

5. Ampirik Bulgular

İlk olarak OECD ülkelerinde doğal işsizlik oranının ne olduğunu hesaplayabilmek için CCEMG tahmincisine başvurulmuştur. Söz konusu yöntemin kullanılmasının nedeni serilerde yatay kesit bağımlılığı, birim kök ve heterojenlik olduğu durumlarda da kullanılabilen gelişmiş bir tahminci olması nedeniyledir.

Doğal işsizlik oranını hesaplayabilmek için yapılan panel regresyon sonuçları aşağıdaki tabloda verilmektedir.

Tablo 1
OECD için CCEMG Sonuçları

Bağımlı Değişken (enf.)	Katsayı	Std. Hata	z	P> z	Güven Aralığı	
İşsizlik	-0.9974373	0.5148034	-1.94	0.053	-2.006433	0.0115587
Sabit terim	6.105339	5.699717	1.07	0.284	-5.065902	17.27658

Not. Root Mean Squared Error (sigma): 10.3132

5 numaralı denklemden hareketle enflasyon yaratmayan işsizlik oranını regresyondan elde edilen sabit terim ve eğim parametresini birbirine oranlayarak elde edilecektir.

Buna göre OECD geneli için enflasyon yaratman doğal işsizlik oranı $6.1054/0.9974=6.1213$ olarak bulunmuştur.

OECD ülkeleri için ise İşsizlik oranı %1 puan artığında enflasyon oranı söz konusu dönem için ortalama olarak %0.9 puan azalmıştır. OECD genelinde işsizlik ile enflasyon arasında ki trade-off ilişkisi neredeyse bire bir olmaktadır. Regresyondan elde edilen katsayılar aynı zamanda Philips Eğrisi katsayılarını vermektedir.

Uzun dönem işsizlik oranının aritmetik ve/veya hareketli ortalaması da doğal işsizlik oranı hakkında fikir vermektedir. Regresyondan elde edilen bu sonuç OECD ülkelerinin uzun dönem işsizlik ortalaması ile karşılaştırıldığında birbiri ile örtüşen sonuçlar vermektedir. Aşağıda Tablo 2'de ülkelerin uzun dönem işsizlik ortalamaları ve diğer özet istatistik bilgiler verilmektedir.

Tablo 2

OECD Ülkelerinde İşsizlik

Ülke Kodu	Ülke İsmi	id	Ortalama	Std. Sapma	Minimum	Maksimum
AUS	Avusturalya	1	6.96	1.79	4.20	10.90
AUT	Avusturya	2	4.37	1.02	1.90	6.00
BEL	Belçika	3	8.75	1.72	6.20	13.00
CAN	Kanada	4	8.38	1.67	6.00	12.00
CHE	İsviçre	5	2.92	1.58	0.20	4.90
CHL	Şili	6	9.50	5.30	4.40	29.60
DNK	Danimarka	7	6.70	1.89	3.40	10.70
ESP	İspanya	8	17.48	5.06	8.20	26.10
FIN	Finlandiya	9	8.75	3.83	3.10	17.00
FRA	France	10	9.64	1.57	6.40	12.60
GBR	Birleşik Krallık	11	7.64	2.26	4.60	11.50
GRC	Yunanistan	12	11.05	6.29	2.40	27.50
IRL	İrlanda	13	11.06	4.78	3.70	18.10
ISL	İzlanda	14	3.13	2.03	0.40	7.60
ISR	İsrail	15	9.04	2.95	4.30	14.10
ITA	İtalya	16	9.81	1.76	6.10	12.70
JPN	Japonya	17	3.51	1.06	2.00	5.40
KOR	Güney Kore	18	3.57	1.07	2.00	7.00
LUX	Lüksemburg	19	3.34	1.59	0.70	6.70
MEX	Meksika	20	3.40	1.32	1.17	6.90
NLD	Hollanda	21	6.38	2.91	2.10	14.10
NOR	Norveç	22	3.69	1.29	1.60	6.30
NZL	Yeni Zelanda	23	5.82	1.91	2.90	10.70
PRT	Portekiz	24	7.61	3.21	3.80	16.20
SWE	İsveç	25	5.75	2.77	1.50	10.40
TUR	Türkiye	26	9.19	1.56	6.50	12.60
USA	ABD	27	6.38	1.61	4.00	9.70
OECD Ort.			7.18			

Uzun dönem işsizlik oranı ortalaması (doğal işsizlik oranı) 7.18 olarak hesaplanmış ve regresyondan elde edilen sonuçla uyum gösterdiği görülmüştür.

Panel regresyondan elde edilen sonuç Türkiye için çekildiğinde regresyon sonuçları aşağıdaki gibidir.

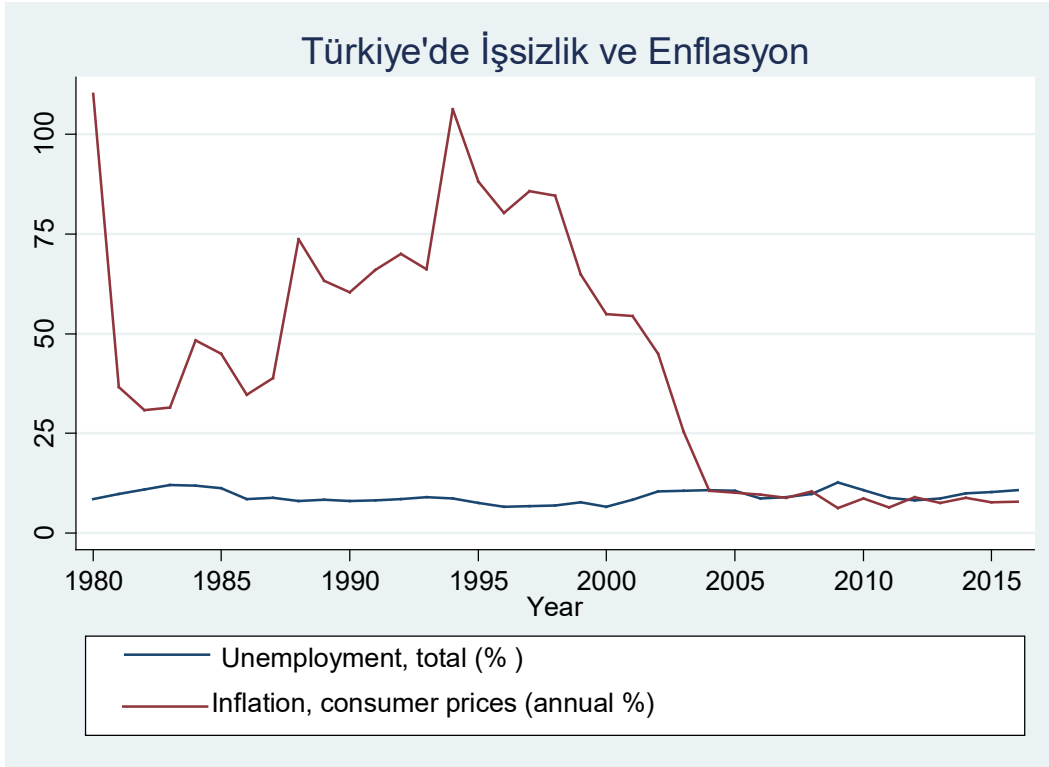
Tablo 3

Türkiye için CCEMG Sonuçları

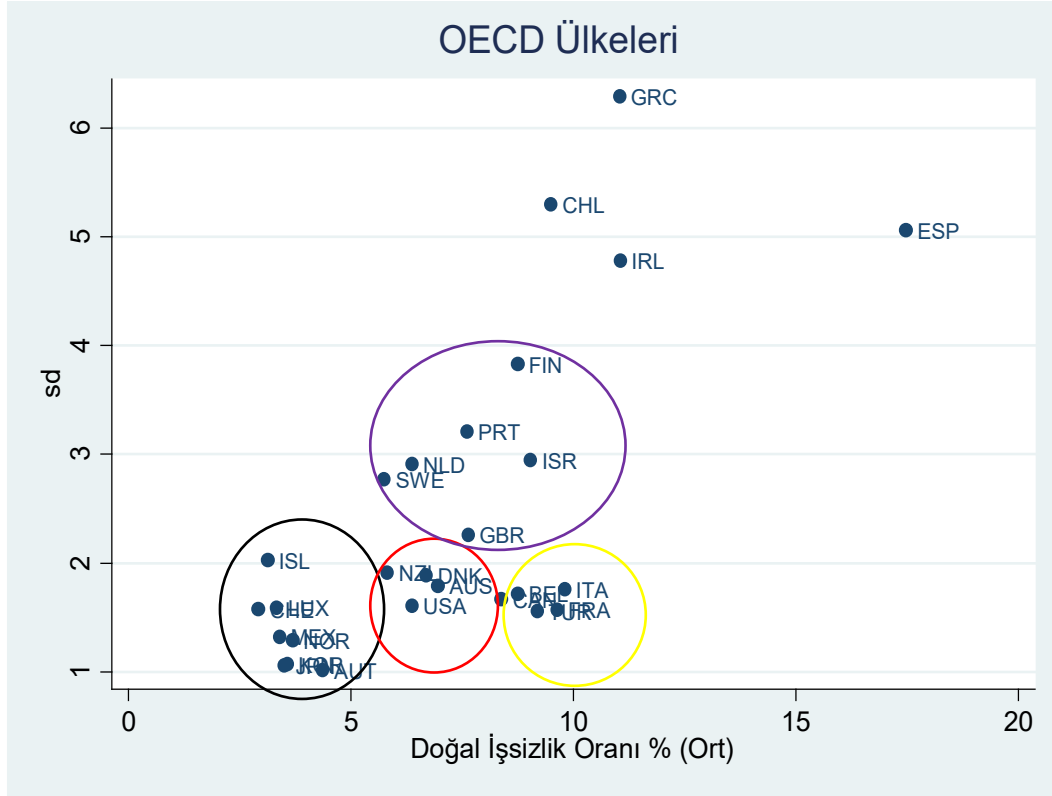
Bağımlı D.(Enf.)	Katsayı	Std. Hata	z	P> z	Güven Aralığı	
İşsizlik	-13.70593	2.257599	-6.07	0.000	-18.13075	-9.281123
Sabit terim	125.3507	33.48813	3.74	0.000	59.71518	190.9862

Regresyon sonuçlarına göre Türkiye ekonomisi için enflasyon yaratmayan doğal işsizlik oranı $125.3507/13.7059=9.1457$ olarak bulunmuştur. Türkiye'nin uzun dönem işsizlik oranı ortalamasına bakıldığında ise 9.19 olduğu görülmektedir. Regresyon ve uzun dönem ortalamadan elde edilen sonuçların birbiriyle tutarlı olması Türkiye'de enflasyon yaratmayan işsizlik oranının %9 seviyesinde olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Fakat Türkiye Ekonomisi için Philips Eğrisi ilişkisinin koptuğu görülmektedir. Bunun en muhtemel nedeni uzun süreli yaşanan yüksek enflasyon oranı olduğu düşünülmektedir.



Şekil 1. Türkiye'de İşsizlik ve Enflasyonun Seyri



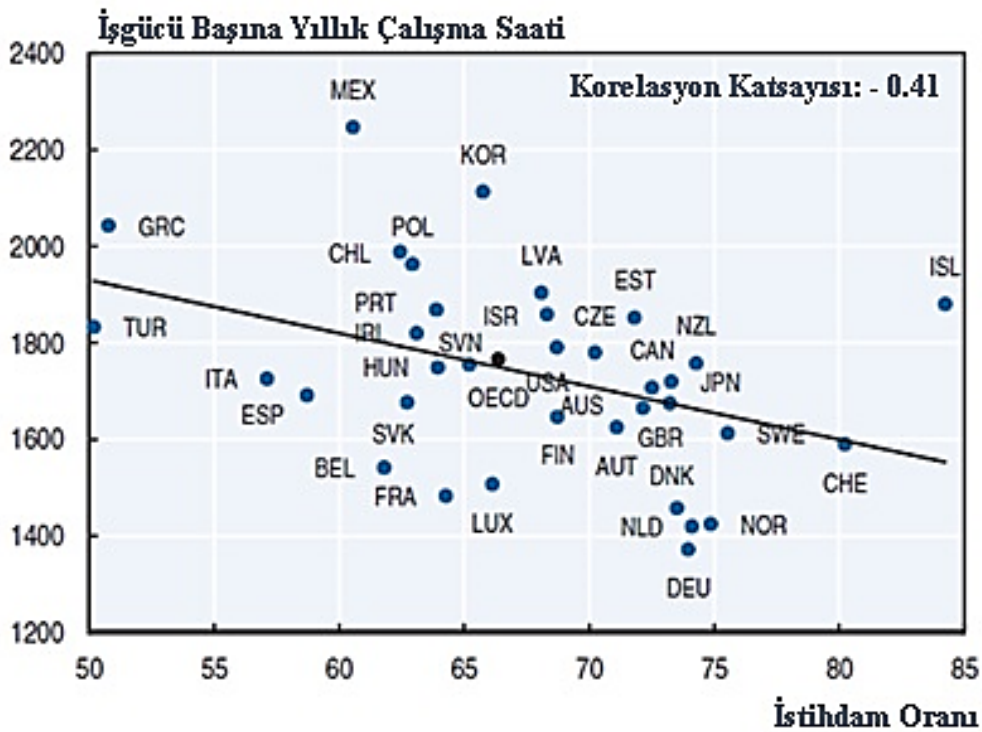
Şekil 2. OECD Ülkelerinde İşsizlik Oranı

Türkiye’de işsizlik ve enflasyonun seyri incelendiğinde 1980-2004 yılları arasında enflasyonun çok yüksek seyrettiği ve işsizlik ile arasındaki ilişkinin kopmuş olduğu görülmektedir. Enflasyon ancak 2004 yılından sonra %10 düzeylerinde salınmaya başlamış ve işsizlik serisine uyum göstermiştir. Bu yüzden regresyon Philips Eğrisi katsayılarını iktisadi olarak yakalamakta zorlanmaktadır. Bu nedenle elde edilen katsayılar iktisadi olarak yorumlanmamıştır.

Standart sapma ve doğal işsizlik oranı ortalamasına göre çizdirilen serpilim (scatter plot) grafiği incelendiğinde OECD ülkelerinin dört grupta toplandığı görülmektedir. Birinci gruptaki ülkelerde (siyah küme) doğal işsizlik oranının %3-%4 civarında olduğu ve işsizlik oranındaki değişimlerin küçük olduğu işsizlik serisinin standart sapması 1-2 arasında değiştiği görülmektedir. İkinci gruptaki ülkelerde (kırmızı küme) doğal işsizlik oranı %6-%7 dolaylarında ve işsizlik oranındaki değişimlerin yine küçük boyutlardadır. Üçüncü gruptaki ülkelerde (sarı küme) doğal işsizlik oranı %8-%9 dolaylarında olduğu ve işsizlik oranındaki değişimlerin yine küçük olduğu saptanmıştır. Dördüncü gruptaki ülkelerde doğal işsizlik oranı %6-%8 dolaylarında olduğu fakat işsizlik oranındaki değişimlerin diğer gruplara göre daha yüksek olduğu saptanmıştır. OECD ülkelerinin gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelere göre oluşturduğunda gelişmiş ülkelerde

işsizlik serisinin standart sapmasının yani oynaklığının düşük olması söz konusu ülkelerin durağan durum dengesine yaklaşması neticesinde ortaya çıkan bir sonuç olarak yorumlanabilir. Gelişmekte olan ülkelerde işsizlik serisinin düşük standart sapmaya sahip olması ise işgücü piyasalarındaki katılığın bir sonucu olarak yorumlanabilir. Dördüncü gruptaki gelişmiş ülkelerde doğal işsizlik oranı düşük olmasına rağmen varyasyonun yüksek olması söz konusu ülkelerde işgücü piyasalarının esnek olmasının bir işaretidir. Grupların dışında kalan (outlier) ülkelerde ise hem doğal işsizlik oranı hem de işsizlik serisinin oynaklığı oldukça yüksektir. Bu ülkeler Şili, Yunanistan, İspanya ve İrlanda olarak karşımıza çıkmaktadır. Dışta kalan (outlier) ülkelerin hangi gruba yakınsayacağını her ülkenin kendi kurumsal ve işgücü piyasası dinamikleri belirleyecektir.

Bir başka serpilim grafiğinde işgücü başına yıllık ortalama çalışma saati ile istihdam oranının OECD ülkelerinde dağılımı incelenmektedir.



Şekil 3. OECD Ülkelerinde İstihdam Oranı. Alınan Yer: OECD Employment Outlook 2017.

OECD verilerine göre istihdam oranı ile yıllık ortalama çalışma süresi arasındaki korelasyon katsayısı -0.41 olarak hesaplanmıştır. İstihdam oranı arttıkça ortalama çalışma süresinin düşmesi dikkat çekicidir. Türkiye’de ortalama çalışma süresi yıllık 1800 saatin üzerinde iken OECD ortalaması 1780 saat civarlarında, istihdam oranı ise OECD ortalaması olan %67 nin çok

altında %50'nin düzeyindedir. Türkiye'nin işgücü başına gelir ve istihdam oranı OECD ile karşılaştırıldığında ortalama bir OECD işçisinin daha az çalışarak daha çok çıktı ürettiği görülmektedir. Bu durum ülkeler arasındaki işgücünün verimlilik farkıyla açıklanabilir. Verimlilik farkını ortaya çıkaran temel unsurlar ise işgücü başına düşen sermaye stoku ve teknoloji düzeyi farkından kaynaklanmaktadır.

İşsizlik serisindeki kırılmanın varlığı doğal işsizlik oranındaki bir değişmeye dolayısıyla işsizlik histerisi etkisine işaret etmektedir. Fakat serilerde birim kökün varlığı kırılmanın yönü ve şiddeti hakkında kesin bilgi vermemektedir. Birim kökün varlığı doğal işsizlik oranının değiştiğini gösterirken bunun histeri boyutlarında olup olmadığı ancak kırılmanın boyutu yüksek ise söz konusu olabilecektir.

Panel veri setlerinde sıklıkla görülen yatay kesit bağımlılığı problemi Pesaran (2004) CD testi ile araştırılmıştır. Yatay kesit bağımlılığı testi sonuçları Tablo 4 gösterilmektedir.

Tablo 4

Yatay Kesit Bağımlılığı Testi

Değişken	CD-test	p-value	corr	abs(corr)
İşsizlik	10.92	0.000	0.096	0.348

Test sonucuna göre boş hipotez (Yatay Kesit Bağımlılığı Yoktur) red edilmektedir. Ülkelerin İşsizlik serileri arasında 0.35 düzeyinde korelasyon saptanmıştır. İşsizlik serilerinde yatay kesit bağımlılığına raslanılması yapılacak birim kök testlerinin yatay kesit bağımlılığına karşı duyarlı olmasını gerektirmektedir. Bu nedenle yatay kesit bağımlılığına dirençli 2. Nesil birim kök testleri olan CADF ve CIPS testleri kullanılmıştır. Tablo 5'te birim kök testi sonuçları verilmektedir.

Tablo 5

OECD Ülkeleri İçin Durağanlık Sınaması CADF ve CIPS Testi

OECD Panel CADF Birim Kök Testi						
Sabit						
İşsizlik	t-bar	Cv %10	Cv %5	Cv %1	Z(t-bar)	Olasılık (prob)
	-1.404	-2.08	-2.16	-2.3	2.021	0.978
Sabit + Trend						
İşsizlik	t-bar	Cv %10	Cv %5	Cv %1	Z(t-bar)	Olasılık (prob)
	-1.789	-2.58	-2.65	-2.78	3.254	0.999
OECD Panel CIPS Birim Kök Testi						
Sabit						
İşsizlik	t-bar	Cv %10	Cv %5	Cv %1		
	-1.842	-2.04	-2.11	-2.23		
Sabit + Trend						
İşsizlik	t-bar	Cv %10	Cv %5	Cv %1		
	-2.485	-2.54	-2.61	-2.73		

OECD için panel birim kök testi sonuçlarına göre boş hipotezin (H_0 : *Seri Birim Kök içerir*) red edilemediği, test istatistiğinin kritik değerlerden büyük olduğu görülmüştür. Bu durumun varlığı OECD Ülkelerinde doğal işsizlik oranındaki bir değişime işaret etmektedir.

Doğal işsizlik oranında bir değişimin olup olmadığı ise Türkiye özelinde ADF ve PP birim kök testleriyle araştırılmıştır. Tablo 6'da söz konusu testlerin sonuçları gösterilmektedir.

Tablo 6

Türkiye İçin Durağanlık Sınaması ADF ve PP Testi

ADF Birim Kök Testi					
Sabit					
İşsizlik	Test Statistic	Cv %1	Cv %5	Cv %10	Olasılık(Prob)
	-2.103	-3.702	-2.980	-2.622	0.2434
Sabit + Trend					
İşsizlik	Test Statistic	Cv %1	Cv %5	Cv %10	Olasılık(Prob)
	-2.385	-4.316	-3.572	-3.223	0.3874
Phillips-Perron Birim Kök Testi					
Sabit					
İşsizlik	Test Statistic	Cv %1	Cv %5	Cv %10	Olasılık(Prob)
	-2.347	-3.675	-2.969	-2.617	0.1572
Sabit + Trend					
İşsizlik	Test Statistic	Cv %1	Cv %5	Cv %10	Olasılık(Prob)
	-2.307	-4.279	-3.556	-3.214	0.4301

Not. Lag 4, Number of obs = 32

Analiz Türkiye için yapıldığında, OECD ile benzer biçimde işsizlik serisinde birim kök tespit edilmiştir. Boş hipotezin red edilemediği, test istatistiğinin kritik değerlerden büyük olduğu saptanmıştır. Bu durum Türkiye’de doğal işsizlik oranında zaman içerisinde bir değişim olduğunun işaretidir.

6. Sonuç

Yapılan analiz neticesinde OECD ülkeleri genelinde doğal işsizlik oranı regresyon yöntemiyle 6.12, uzun dönem ortalama yöntemiyle ise 7.18 olarak hesaplanmıştır. Söz konusu dönemde Türkiye ekonomisi için ise doğal işsizlik oranı %9.14 düzeyinde bulunmuştur. OECD ülkeleri için işsizlik oranı %1 puan artığında enflasyon oranı söz konusu dönem için ortalama olarak %0.9 puan azalmıştır. Bu trade-off aynı zamanda Philips Eğrisi ilişkisini vermektir. OECD genelinde işsizlik ile enflasyon arasındaki negatif ilişki neredeyse bire bir durumdadır. Türkiye için ise Philips Eğrisi ilişkisi iktisadi olarak anlamsız sonuçlar vermektedir. Doğal işsizlik oranının ise hem OECD için hem Türkiye için zaman içerisinde değiştiği birim kök sınamalarıyla tespit edilmiştir. Çalışma sonuçları Türkiye ekonomisi için doğal işsizlik hipotezini desteklememektedir. Geçici şoklar işsizlik oranı üzerinde kalıcı etkiler yaratmakta fakat işsizlik oranındaki bu artış histeri boyutlarında da olmamaktadır.

Kaynaklar

- Barro, R. (1988). The Natural Rate Theory Reconsidered: The Persistence of Unemployment. *American Economic Review*, 78(2). 32-37
- Blanchard, O. (2017), *Macroeconomics, 7th Edition*. Pearson
- Blanchard, O. J., & Summers, L. H. (1986). Hysteresis and the European unemployment problem. *NBER Macroeconomics Annual*, 1, 15-78.
- Botrić, V. (2012). NAIRU Estimates for Croatia. *Zbornik Radova Ekonomskog Fakultet au Rijeci*. 30(1),163-180.
- Duygulu, A. A. (1998). Döviz kuru istikrarının ekonomik istikrar açısından değerlendirilmesi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İİBF Dergisi*, 13(1), 107-118.
- Estrada, A., Hernando, I., López-Salido, J. D., Bonilla, J. M., García-Perea, P., & Vallés, J. (2000). *Measuring the NAIRU in the Spanish Economy* (No. 0009). Banco de España.
- Fabiani, S., & Mestre, R. (2004). A system approach for measuring the euro area NAIRU. *Empirical Economics*, 29(2), 311-341.
- Ferreira, A., Aguirre, A., & Gomes, F. (2003). Estimates of the NAIRU for Brazil using the Ball-Mankiw approach. *Série CEPE Working Paper*
- Gordon, R. J. (1997). The time-varying NAIRU and its implications for economic policy. *Journal of economic Perspectives*, 11(1), 11-32.
- Gujarati, D. N. (2009). *Basic Econometrics*. Tata McGraw-Hill Education.
- Güloğlu, B., & İspir, M. S. (2011). Doğal İşsizlik Oranı mı? İşsizlik Histerisi mi? Türkiye İçin Sektörel Panel Birim Kök Sınaması. *Ege Akademik Bakış*, 11(2), 205-215.
- Kahyaoğlu, H., Tuzun, O., Ceylan, F., & Ekinci, R. (2016). İşsizlik Histerisinin Geçerliliği: Türkiye ve Seçilmiş AB Ülkeleri Üzerine Bir Uygulama. *Manisa Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 14(4), 103-128.
- Layard, R., Nickell, S. & Jackman, R. (1991). *Macroeconomic Performance and the Labour Market*. Oxford: Oxford University Press.
- Logeay, C., & Tober, S. (2006). Hysteresis and the NAIRU in the Euro Area. *Scottish Journal of Political Economy*, 53(4), 409-429.
- Madsen, J. B. (2005). Empirical estimates of the NAIRU. *Labour*, 19(3), 563-593.
- OECD (2017), *OECD Employment Outlook 2017*, OECD Publishing, Paris. http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2017-en (10.03.2018).

- Pesaran, M. H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels' *IZA Discussion Paper* No. 1240.
- Schumacher, C. (2008). Measuring uncertainty of the euro area NAIRU: Monte Carlo and empirical evidence for alternative confidence intervals in a state space framework. *Empirical Economics*, 34(2), 357-379.
- Temurlenk, M. S., & Başar, S. (2013). Türkiye İçin Enflasyonu Hızlandırmayan İşsizlik Oranı (Nairu) Tahmini. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 27(1).71-83.
- Tokatlıoğlu, İ., Öztürk, F., & Ardor, H. (2014). AB Ülkeleri ve Türkiye İşgücü Piyasasında Histeri Etkisi: RATCHET Modeli Analizi. *Sosyoekonomi*, 22(22), 298-320.



Bulletin of Economic Theory and Analysis

Volume III, Issue 3, pp. 175-193, 2018

<http://www.betajournals.org>

Kredi Genişlemesinin Cari Açığa Etkisi: Türkiye Örneği

Emrah KÖROĞLU^a

^a Yüksek Lisans Öğrencisi, İstanbul Aydın Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul, TÜRKİYE

ÖZ

Bu çalışmanın amacı, 1982-2016 yılları arasında Türkiye'nin ekonomisinde, toplam kredi hacmindeki genişlemenin cari açık üzerindeki etkisini incelemektir. Analizde kullanılan cari açık ve kredi hacmi değişkenleri yıllık olarak analiz edilmiştir. Bu çalışmada, durağanlık tespiti için Augmented Dickey-Fuller birim kök testi, eşbütünleşmenin incelenmesi için Engle-Granger eşbütünleşme testi, kısa sürede dengeye dönme eğilimi için Hata düzeltme modeli ve değişkenler arasındaki nedenselliğin tespiti için Granger nedensellik testi kullanılmıştır. Sonuç olarak, kredi hacmi genişlemesinin cari açığa neden olduğu tespit edilmiştir. Cari açıktan kredi genişlemesine doğru bir nedensellik ilişkisi ise bulunmamaktadır.

Anahtar Kelimeler

Türkiye Ekonomisi, Cari Açık, Kredi Genişlemesi, Granger Nedensellik

JEL Kodu

E52, C01, C51

CONTACT Emrah KÖROĞLU ✉ emrah-koroglu@hotmail.com 📄 Yüksek Lisans Öğrencisi, İstanbul Aydın Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul, TÜRKİYE

* “Türkiye’de 1982-2016 Yılları Arasında Kredi Hacmindeki Genişlemelerin Cari Açık Üzerine Etkisi” adlı yüksek lisans tezinden türetilmiştir.

Impact of Credit Expansion on the Current Account Deficit: The Case of Turkey

ABSTRACT

The aim of the study is to analyze in Turkey's economy, the effect of total loan volume expansion on the current account deficit between the years 1982-2016. Current account deficit and loan volume variables used in the analysis are analyzed annually. In this study, Augmented Dickey-Fuller unit root test was used for stationarity detection, Engle-Granger cointegration test for cointegration test, Error correction model for the tendency to return to equilibrium in the short term and Granger causality test for determining the causality between variables. As a result, it was determined that credit volume expansion caused the current account deficit. There is no causality relation to credit expansion from the current account deficit.

Keywords

Turkish Economy, Current Account Deficit, Credit Expansion, Granger Causality

JEL Classification

E52, C01, C51

1. Giriş

Türkiye’de ekonomi politikası yapıcılar, kronikleşen cari açık sorununun önemli bir nedeni olarak kredi genişlemelerini göstermişlerdir. Türkiye ekonomisinde cari açık ve kredi genişlemelerinin seyri dikkate alındığında bir paralellikten söz edilebilir. Ekonominin krizde olduğu 1994, 2000-2001 ve 2008 küresel kriz sürecinde kredi genişlemelerinde azalmalar gözlemlenirken, cari açık da azalma eğilimine girmiştir. Ekonominin kriz sürecinden kurtulup iktisadi belirsizliklerin azaldığı yıllarda ise hem kredi genişlemelerinde hem de cari açığa artışlar yaşanmıştır. Türkiye ekonomisinde toplam kredi hacmi 1999 yılında 21.7 milyar TL seviyelerindeyken, ekonominin krizde olduğu 2000 ve 2001 yıllarında kredi arzında yavaşlama yaşanmış, kredi hacmi 2000 yılında 34.2 milyar TL, 2001 yılında 40.9 milyar TL olarak gerçekleşmiştir. Ekonominin yavaş yavaş toparlanmaya başlaması ile kredi arzı da genişleyerek 2002 yılında 56.3 milyar TL seviyelerinde gerçekleşmiştir. Ülke ekonomisinde aynı dönemlerdeki cari açık verileri ele alınacak olursa, 1999 yılında -925 milyon dolar seviyesinde gerçekleşen cari açık, 2000 yılında -9.9 milyar dolar seviyesine yükselmiştir. Ekonominin kriz sürecine girmesi ile cari açık oranı da azalmış ve 2001 yılında 3.7 milyar dolar olarak gerçekleşmiştir. Kriz sürecinin ardından ekonomideki toparlanma beraberinde cari açık artışını getirmiş ve cari açık 2002 yılında -626 milyon dolar seviyelerinde gerçekleşmiştir. Küresel ekonomik kriz sürecindeki göstergeler ele alınacak olursa toplam kredi hacmi 2007 yılında 280.4 milyar TL, 2008 yılında 366.9 milyar

TL, 2009 yılında 381 milyar TL, 2010 yılında ise 508.8 milyar TL seviyelerinde gerçekleşmiştir. Cari açık ise 2007 yılında -36.9 milyar dolar, 2008 yılında -39.4 milyar dolar, 2009 yılında -11.3 milyar dolar ve nihayetinde 2010 yılında -44.6 milyar dolar olarak gerçekleşmiştir.

Türkiye ekonomisinde 1982-2016 arası dönem baz alındığında cari açığın yalnızca 6 yıl pozitif gerçekleşip (1988, 1989, 1991, 1994, 1998, 2001), diğer yıllarda ise negatif gerçekleşmesi cari açığın ülke ekonomisi için ne denli önemli bir problem olduğunu gözler önüne sermektedir. Türkiye'nin ekonomik büyüme hedefleri doğrultusunda gerek enerji alanında ki gerekse de ihracat açısından hayati öneme sahip ara malı alanındaki yoğun ithalat bağımlılığı, cari açık sorunuyla mücadelede kredi mekanizması politikalarının önemini artırmaktadır. Cari açıkla mücadelede önemli bir enstrüman olduğu düşünülen kredi mekanizması politikalarının dozu makroekonomik açıdan oldukça önemlidir. Kredi arzını daraltmaya dönük politikalar neticesinde cari açık düzelmeye eğilimi gösterebilirken, dozundan fazla yapılan daraltmaların ülkenin üretim sektörünü vurarak ihracat düşüşüne de sebebiyet verebileceği söylenebilir.

Kredi genişlemelerinin cari açık üzerindeki etkisi hem Türkiye'de hem de diğer ülkelerde ele alınan önemli bir konu olmuştur. Literatürde kredi genişlemesi ve cari açık sorununu ele alan çalışmalar incelendiğinde, cari açık üzerinde en önemli etki sahibi olan kredi türünün ithal tüketimine kanalize edilen tüketici kredilerinin olduğu gözlemlenmiş olup, toplam kredi hacmi ve cari açık arasında nedensellik yönünden ilişkinin olup olmadığı sorusuna birbirinden farklı cevaplar verilmiştir.

Bu kapsamda çalışmanın amacı; Türkiye ekonomisindeki kredi genişlemesinin, cari açık üzerindeki etkisinin analiz edilebilmesidir. Çalışma, giriş ve sonuç bölümleri dahil olmak üzere beş bölümde ele alınmıştır. Giriş kısmının ardından literatür taramasına yer verilmiş, literatür taramasını Mundell-Fleming modeli kapsamında kredi ve cari açık ilişkisinin ele alındığı üçüncü bölüm izlemiştir. Çalışmanın dördüncü bölümünde ekonometrik model kurularak analizler yapılmış, beşinci bölümde de sonuç kısmına yer verilerek çalışma sonlandırılmıştır.

2. Literatür Taraması

Literatür taraması kısmında toplam krediler ile cari açık arasındaki ilişkinin yanı sıra, kredilerin alt kalemleri ve cari açık arasındaki ilişkiler de ele alınmıştır.

Coricelli ve diğ. (2006), bireysel kredilerin neden olduğu makroekonomik etkileri incelemek amacıyla aralarında Türkiye'nin de bulunduğu 7 Avrupa ülkesini kapsayan

çalışmalarında, verileri çeyrek dönemlik ve aylık bazda ele alarak 1999-2004 dönemini incelemişlerdir. Analizlerinin neticesinde, Türkiye’de bireysel kredi arzı artışlarının dış ticaret dengesi üzerinde bozucu bir etkisinin bulunduğu, buna karşılık ticari kredilerdeki artışın dış ticaret dengesi üzerinde olumlu bir etkisinin olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Bitzis ve diğ. (2008), Yunanistan ekonomisinde cari açığa neden olan faktörleri bulmayı amaçlayan çalışmalarında 1995:1-2006:4 dönemini incelemişlerdir. Analizlerinde Johansen eşbütünleşme testi ve Hata düzeltme modelinden yararlanmışlardır. Çalışmalarının sonucunda, kredi hacmi genişlemelerinin uzun dönemde cari açık artışının nedeni olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Togan ve Berument (2011), krediler, cari açık ve sermaye akımlarının ilişkisini irdeledikleri çalışma için 1993:1-2010:4 döneminde üçer aylık verileri kullanmışlardır. Çalışmalarında kullandıkları yöntem VAR analizi olup, bu analiz neticesinde kredi hacmi ile cari açık/GSYH değerinin zıt yönlü olarak hareket ettiklerini saptamışlardır.

Telatar (2011), kredi hacmi genişlemesi ve cari açık ilişkisini ele alan çalışmasında 2003:1-2010:4 çeyrek dönemini içeren serileri kullanmıştır. Yaptığı Granger nedensellik testi neticesinde toplam kredi genişlemelerinin ve konut kredilerinin cari açığın nedeni olmadığını, ancak tüketim amaçlı olan ve toplam kredilere oranı yüksek seviyelerde olan tüketici kredilerinin cari açığın nedeni olduğunu saptamıştır.

Mangır ve Erdoğan (2012), cari açık üzerinde, reel kurların ve kredi genişlemelerinin etkisini inceledikleri çalışmalarında 2003:1-2011:4 yılları arasında aylık verileri kullanmışlardır. Yöntem olarak tercih ettikleri VAR modelinin sonucu olarak, cari işlemler dengesi üzerinde toplam kredilerin, reel döviz kuruna göre daha büyük bir etkiye sahip olduğunu tespit etmişlerdir.

Göçer ve diğ. (2013), Türkiye’de 1992:1-2012:3 dönemi verilerini kullanarak yurtiçi kredi hacmi artış hızı ile cari açık arasındaki ilişkiyi incelemişler ve çalışmalarında çoklu yapısal kırılmalı zaman serisini kullanmışlardır. Uygulamış oldukları Carrion-i Silvestre (2009) birim kök testi ile serilerin durağanlığı incelenmiş, Maki (2012) eşbütünleşme testi ile de serilerin uzun dönemde dengeye gelip gelmediği incelenmiştir. Yaptıkları incelemenin sonucunda ise serilerin eşbütünleşik olduğunu saptamışlardır. Sonuç olarak da kredi hacmi artışının cari açığı artırıcı bir etken olduğunu belirtmişlerdir.

Aizenman ve Jinjark (2013), 36 ülkeyi kapsayan çalışmalarında, küresel ekonomik krizden önceki ve sonraki gayrimenkul değerlemesi, kredi hacmi ve cari açık arasındaki ilişkiyi ele alan çalışmalarında, panel veri analizini kullanarak 2005:1-2012:4 dönemini incelemişlerdir. Çalışmanın sonucunda bahse konu değişkenler arasında pozitif bir ilişkinin olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Atış ve Saygılı (2014), 1998:1-2013:1 dönemini kapsayan üç aylık verileri kullanarak, kredi arzındaki artışların cari açığa olan etkisini incelemeyi amaçlamışlardır. Yapısal kırılmaların anlaşılabilmesi amacıyla Zivot-Andrews birim kök testini kullanmışlardır. Değişkenler arasındaki eşbütünlük ilişkisini Johansen eşbütünlük testi ile incelemişlerdir. Eşbütünlük testi sırasında durağan olmayan serinin farkının alınması neticesinde oluşan bilgi kayıplarının kısa dönemde dengeye dönme eğilimlerini VECM hata düzeltme modeli ile analiz etmişlerdir. Uygulamış oldukları Granger nedensellik testi sonucunda ise kredi genişlemesi ve cari açık arasında, kredi genişlemesinden cari açığa doğru sınırlı olmakla beraber tek yönlü bir ilişkinin varlığı sonucuna ulaşmışlardır.

Saçık ve Karaçayır (2014), 2004:3-2013:3 dönemi için çeyrek dönemlik verileri kullanarak, toplam krediler içinde ciddi bir yer tutan tüketici kredileri ile cari açık arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışmada ele aldıkları tüketici kredisi ve cari açık değişkenlerinin aralarında, uzun dönemli bir ilişkinin bulunduğunu uygulamış oldukları Johansen eşbütünlük analizinin sonucunda tespit etmişlerdir. VECM'e dayalı Granger nedensellik testi neticesinde, analize konu değişkenler arasında iki yönlü bir ilişkinin varlığını saptamışlardır.

Begeç (2015), Türkiye'de yurtiçi kredi hacminde görülen değişimler ile makroekonomik büyüklükler arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmasında, 2000-2014 döneminde çeyrek yıllık verileri kullanarak yapmış olduğu Granger nedensellik testi ile işsizlik, enflasyon ve ekonomik büyümeden kredi hacmine doğru nedensellik ilişkisinin olduğunu, kredi hacmi ve cari açık arasında ise nedensellik ilişkisinin olmadığını saptamıştır. Bu durumun üzerine yapmış olduğu Toda ve Yamamoto nedensellik testinde de aynı sonuca ulaşmıştır. Engle-Granger yöntemini kullanarak yapmış olduğu eşbütünlük testinde, kredi hacmi ile cari açık arasında eşbütünlük ilişkisi tespit etmiştir.

Alioğulları vd. (2015), ticari krediler ile tüketici kredilerinin cari açık üzerine etkisini ele aldıkları çalışmada, 2003:2-2015:2 yıllarını incelemiş olup, yaptıkları regresyon testi sonucunda

tüketici kredilerindeki genişlemenin cari açığı olumsuz olarak etkilediğini, ticari krediler ve cari açık arasında ise nedensellik ilişkisi bulunmadığını saptamışlardır.

Kılıç (2015), Türkiye için, cari açık ile tüketici kredileri ve onu oluşturan diğer kredi türleri arasındaki ilişkiyi incelemek amacıyla 2004:4-2014:3 dönemini yansıtan üçer aylık verileri kullanmış olup, serilerin durağan olup olmadığını Genişletilmiş Dickey-Fuller ve Phillips-Perron birim kök testleri ile incelemiş, eşbütünleşme testi için ise Engle-Granger testini uygulamıştır. Yapılan bu testler sonucunda seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını tespit etmiştir. Bunlara ilave olarak VAR modeli uygulanarak gecikme uzunluğunun belirlenmesinin ardından yapmış olduğu Granger nedensellik testi ile de, tüketici kredileri ve onu oluşturan taşıt, konut, ihtiyaç gibi kredi türlerinin cari açığı artırıcı etkide bulunduğunu tespit etmiştir.

Akçayır ve Albeni (2016), Türkiye’de 1992:1-2014:3 dönemini içeren üçer aylık verileri kullanarak yaptıkları çalışmalarında, kredi hacmi genişlemesinin cari açık üzerine olan etkisini incelemeyi amaçlamışlardır. Analizlerinde nedenselliğin tespiti için Dolado Lütkepohl ile Toda-Yamamoto nedensellik testlerini kullanmışlardır. Veriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin saptanabilmesi adına Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilmiş olan sınır testi yaklaşımına başvurmuş olup, veriler arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkilerin saptanması konusunda ARDL (Autoregressive Disturbed Lag) yönteminden yararlanmışlardır. Yapmış oldukları çalışmanın sonucunda, verilerin eşbütünleşik olduğunu ve iki yönlü nedensellik ilişkisine sahip olduklarını belirtmişlerdir.

Dücan ve diğ. (2016), Türkiye’de cari açık üzerindeki tüketici kredilerinin etkisini inceledikleri çalışmalarında, 2009:1-2015:4 döneminde aylık verileri kullanarak, tüketici kredilerindeki artışın cari açık üzerine etkisini bulmayı amaçlamışlardır. Çalışmalarında VAR modeli ile Granger nedensellik testini uygulamış ve tüketici kredilerinden cari açığa yönelik olmak üzere bir nedensellik ilişkisi tespit etmişlerdir. Yaptıkları varyans araştırması ve etki-tepki analizleri de nedensellik testinin sonucunda elde edilen bulguları güçlendiren sonuçlar vermiştir.

Güneş ve Yıldırım (2017), Türkiye’de 2005:4-2016:4 dönemini içeren üç aylık verilerle yapmış oldukları, kredi genişlemelerinin cari açık üzerine yansımalarını incelemeyi amaçlayan çalışmalarında, birim kök testi olarak Augmented Dickey Fuller (ADF), eşbütünleşmeyi sınamak amacıyla ise Johansen eşbütünleşme testini uygulamışlardır. Uzun dönemde birlikte hareket ettiğini tespit ettikleri verilerde oluşabilecek bilgi kayıplarının dengeye dönme eğilimlerini

anlayabilmek adına Hata düzeltme modelini kullanmışlardır. Yapmış oldukları çalışmanın neticesinde, taşıt kredileri ile kurumsal kredilerde oluşan genişlemelerin cari açığı artırıcı etkide bulduklarını saptamışlardır.

Literatür taraması incelendiğinde, tüketici kredilerinden cari açığa doğru nedensellik ilişkisinin bulunduğu yönünde genel kabul bulunmakta olup, toplam kredi hacmi ile cari açık arasında nedensellik yönünden ilişki bulunup bulunmadığına yönelik olarak birbirinden farklı sonuçlar bulunmaktadır. Kredi genişlemeleri ve cari açık ilişkisini inceleyen çalışmalar genel itibariyle çeyrek dönemlik serileri kullanmış olup, bu çalışmada veriler yıllık bazda ele alınmıştır.

3. Mundell-Fleming Modeli: Kredi-Cari Açık İlişkisi

1960 ve 1970’li yılların başında büyük bir öneme sahip olan Mundell-Fleming modeli, ekonomide mal ve para piyasasındaki eş zamanlı dengeyi ifade eden ve IS-LM olarak bilinen modelinin dışa açık ekonomiye sahip bir ülke için uyarlanmış hâli olup, makro düzeydeki ekonomik politikaların yardımıyla yurtiçi ve yurtdışı dengenin aynı anda sağlanabileceği varsayımına dayanmaktadır (Bayrak, 2011:20).

Mundell’e göre, tam sermaye hareketliliği varsayımı altında esnek döviz kurunun uygulandığı bir ekonomide para politikaları etkin iken, yine sermayenin tam hareketliliği varsayımında, ancak sabit döviz kurunun uygulanması durumunda ise maliye politikaları etkin olup, para politikaları yalnızca uluslararası rezervler üzerine etki etmektedir (Bektaş, 2007, s.14). Başka bir deyişle sabit kurda maliye politikaları etkin, para politikaları etkinsiz iken, dalgalı kurda para politikaları etkin, maliye politikaları ise etkinsizdir.

Tam sermaye hareketliliğinin olduğu ve dalgalı kur sisteminin uygulandığı bir ekonomide genişletici para politikasının uygulanması, ülke faizinin dünya faiz seviyesinin altında kalmasından dolayı sermaye çıkışına sebebiyet vermektedir. Yaşanan sermaye çıkışı neticesinde ulusal paraya olan talep düşüp döviz talebi artacak, bu durum ise döviz kurlarının yükselmesine sebebiyet verecektir. Döviz kurundaki artış ulusal paranın değerinin düşmesine, dolayısıyla ülke mallarının uluslararası piyasada avantajlı bir konuma gelmesine sebebiyet vererek ihracatın artmasına, ithalatın ise düşmesine sebebiyet verecektir. Bu durumda tam sermaye hareketliliği ve dalgalı kur sisteminde para politikasının tam etkili olduğu söylenebilir (Öztürk, 2013:55).

Ülkenin ulusal parasının değer kaybı yaşaması neticesinde yurtdışından mal ithalatı görece olarak daha pahalı, mal ihracatı ise daha ucuz bir hâle gelecektir. İthalatı caydırıcı, ihracatı ise

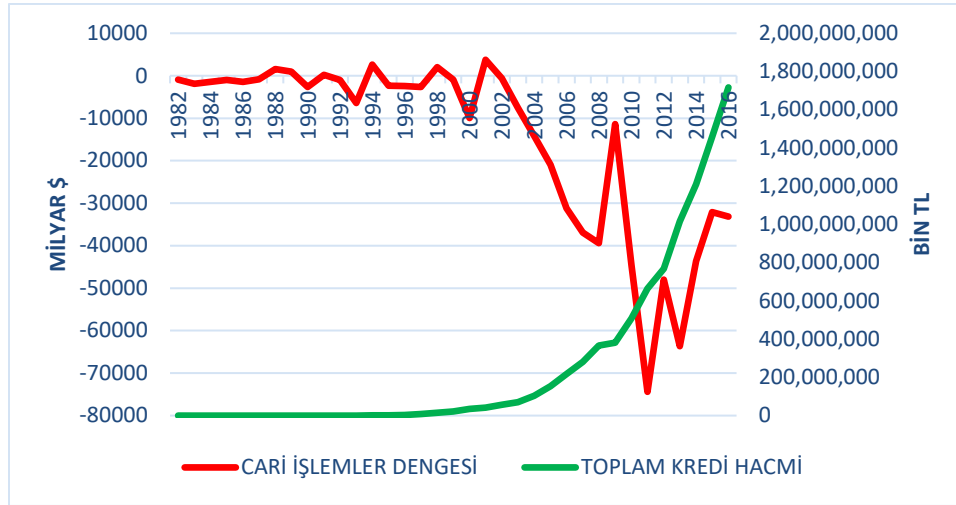
teşvik edici bu durum neticesinde ihracat oranları artırılabilirse, söz konusu ülkenin cari açığında azalma yaşanabilecektir. Buna paralel olarak ülke faizinin dünya faiz seviyesinin altında kalması neticesinde ülkeden sermaye çıkışının yaşanması, ekonomik daralmaya sebebiyet vererek kredi daralmalarına yol açabilecektir. Ekonomik durgunluk ve sermaye çıkışlarının sebebiyet verdiği kredi daralmaları neticesinde de cari açık düzelme eğilimi gösterebilecektir.

Tam sermaye hareketliliği ve dalgalı kur sisteminin olduğu bir ekonomide daraltıcı para politikasının uygulanması durumunda ise, ülke faizi dünya faiz seviyesinin üzerinde gerçekleşecek ve ülkeye akan yabancı sermaye ulusal paranın aşırı değerlenmesine sebebiyet verebilecektir. Ulusal paranın değerinin artması neticesinde ithalat avantajlı, ihracat ise dezavantajlı bir duruma gelecektir. Bununla birlikte dünya faiz seviyesinin üzerinde gerçekleşen ülke faizinin kısa vadeli yabancı sermaye girişini teşvik edici olması ve sermaye hareketlerinin kredi genişlemelerine sebebiyet verebilmesi açısından, cari açığın bu durumdan olumsuz olarak etkilenebileceğini söyleyebiliriz.

Sermaye girişleri ve kredi genişlemeleri arasındaki ilişkiyi ele alan çalışmalardan birinin bulgularını örnek verecek olursak, sermaye girişleri kredi genişlemelerinin önemli bir göstergesi olmakta, başka bir deyişle Granger nedenselliğine göre sermaye girişleri, kredi hacmi genişlemelerinin nedeni olarak saptanabilmektedir (Togan & Berument, 2011:11).

Ülke ekonomisine kısa vadeli sermaye girişleri neticesinde kredi genişlemelerinde artış olabileceği ve cari açığın büyüyebileceği, sermaye çıkışlarında bir artış olduğunda ise ekonomik daralma ile birlikte kredilerin de daralacağı ve cari açık üzerinde düzeltici bir etki oluşabileceği çıkarımlarında bulunabiliriz.

1980’li yıllardan itibaren Türkiye için cari açığın seyri dikkate alınacak olursa, ekonomide iyileşmelerin gözlemlendiği yıllarda artan yabancı sermaye girişlerinin etkili olduğu kredi genişlemeleri yaşanmış ve bu durum cari açık üzerinde bozucu bir etkiye sebebiyet vermişken, ekonomide büyüme oranlarının düşük gerçekleştiği veya resesyonların gözlemlendiği yıllarda ise ülkeden hızlı bir şekilde çekilen yabancı sermaye kredi daralmalarına sebebiyet vermiş olup, cari açık üzerinde düzelmelere neden olmuştur (Dücan, Atay Polat, & Balcıoğlu, 2016:166). Bu durum, Türkiye’de yaşanan ve ekonomi üzerinde ciddi şekilde etkili olan 1994, 2000-2001 krizleri ile 2008 küresel ekonomik krizinin ülke ekonomisine yansımalarına bakılarak da doğrulanabilir.



Şekil 1. Yıllar İtibariyle Toplam Krediler ve Cari İşlemler Dengesi (1982-2016)¹.

Şekil 1'de görüldüğü üzere, ülkede yaşanan 1994, 2000 ve 2001 ile 2008 gibi kriz dönemlerinde cari açıkta azalma gözlemlenmektedir. Bununla birlikte aynı dönemlerde kredi genişleme hızında ise düşüş yaşanmıştır. Türkiye ekonomisinde özellikle 2002 yılından itibaren artan büyümeye paralel olarak kredi genişlemeleri yaşanmış ve bu durum cari işlemler dengesi üzerinde bozucu bir etki yaratmıştır.

4. Ekonometrik Model

Türkiye'de 1982-2016 yılları arasında toplam kredi hacminde meydana gelen genişlemelerin cari açık üzerindeki etkisini araştırmayı amaçlayan bu çalışmada, değişken olarak cari açık ve toplam kredi hacmi verileri yıllık bazda ele alınarak kullanılmıştır. Değişkenlerden cari açık verisi TCMB-EVDS sistemi aracılığıyla ve Ödemeler Dengesi Altıncı El Kitabı-Analitik Sunum yardımıyla elde edilmiş, toplam kredi hacmi verileri ise Türkiye Bankalar Birliği (TBB) sitesinden elde edilmiştir. Değişkenlerin analize hazır hâle getirilmesi adına öncelikli olarak, genel itibariyle negatif değerler alan cari açık verisinin mutlak değeri alınmıştır. Mutlak değeri alınan cari açık verisi ile toplam kredi hacmi verisindeki değişimlerin daha net görülebilmesi açısından logaritmaları alınarak analize hazır hâle getirilmişlerdir.

Kredi hacmi genişlemelerinin cari açık üzerindeki etkinliği şu model üzerinden sınanmıştır;

¹ Türkiye Bankalar Birliği, <https://www.tbb.org.tr/tr/bankacilik/banka-ve-sektor-bilgileri/istatistiki-raporlar/59>' dan alınmıştır. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, <https://evds2.tcmb.gov.tr/>' den alınmıştır.

$$CA_t = \beta_0 + \beta_1 * KRD_t + U_t \quad (1)$$

Modelde geçen (CA_t) cari açığı, (β_0) sabit terimi, (β_1) tahmin edilecek parametreyi (KRD_t) toplam kredi hacmini ve (U_t) hata terimini simgelemektedir.

4.1. Birim Kök Testi

Bir çalışmada değişkenler arasındaki ilişkinin anlamlı sonuçlar verebilmesi için, zaman serisi kullanılarak yapılan analizlerde serilerin statik olması, başka bir deyişle birim kök barındırmaması gerekmekte olup, aksi takdirde birim kök içeren serilerle yapılan analizde bulunan regresyon oranının gerçeğin üzerinde gerçekleşmesi neticesinde, analiz neticesi sağlıklı sonuçlar vermeyecektir (Atış & Saygılı, 2014, s.134).

Analizde kullanılan zaman serilerinin ortalamaları ve ortak varyansları ile varyansları gözlemlenerek serilerin durağan olup olmadığı yorumlanabilir. Bu kapsamda analize konu serilerin zamana göre değişime uğramaması durumu yani gerek ortalama ve ortak varyans gerekse de varyans değerlerinin sabit olması, serilerin durağan olduğunu göstermekte olup, durağan olan bir seri, analiz neticesinde güvenilir sonuçlar vermektedir (Keskin, 2017, s.110).

Augmented Dickey-Fuller birim kök testi şu denklemlerle ifade edilmektedir;

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

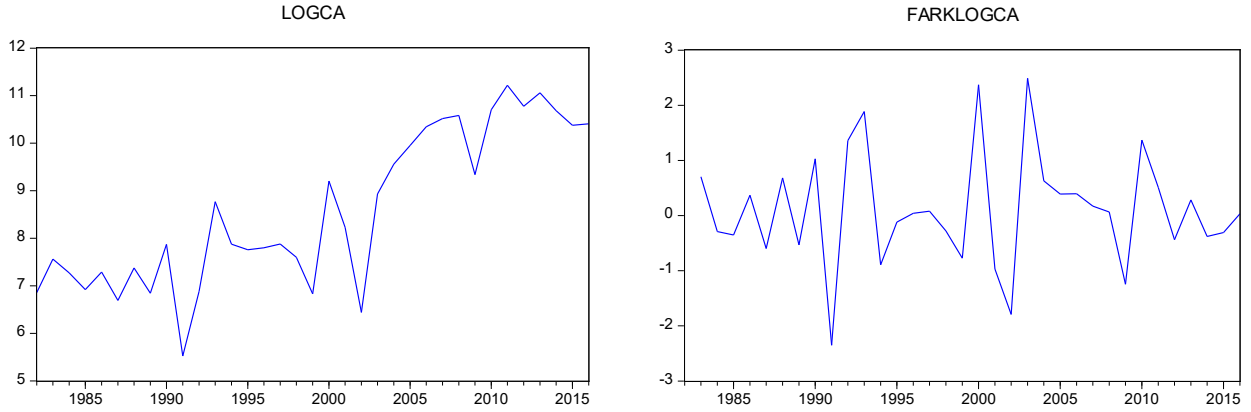
$$\Delta Y_t = \mu + \rho Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta_t + \rho Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Augmented Dickey-Fuller birim kök testlerinin hipotezlerine bakacak olursak; $H^0: \rho = 0$ durumunda seri birim kök barındırmakta, $H^1: \rho < 0$ durumunda ise seri durağan olmaktadır. Birim kök modelleri sırasıyla kesmesiz ve trendsiz, kesmeli ve trendsiz ile hem kesmeli hem de trendli olan modellerde kullanılmakta olup, modelde kullanılan simgelerle (Δ) birinci fark işlemcisi, (ε_t) hata terimi, (μ) sabit terim, (Y_t) t dönemindeki zaman serisi, (β_t) zaman trendi şeklinde ifade edilmektedir (Kılıç, 2015:413).

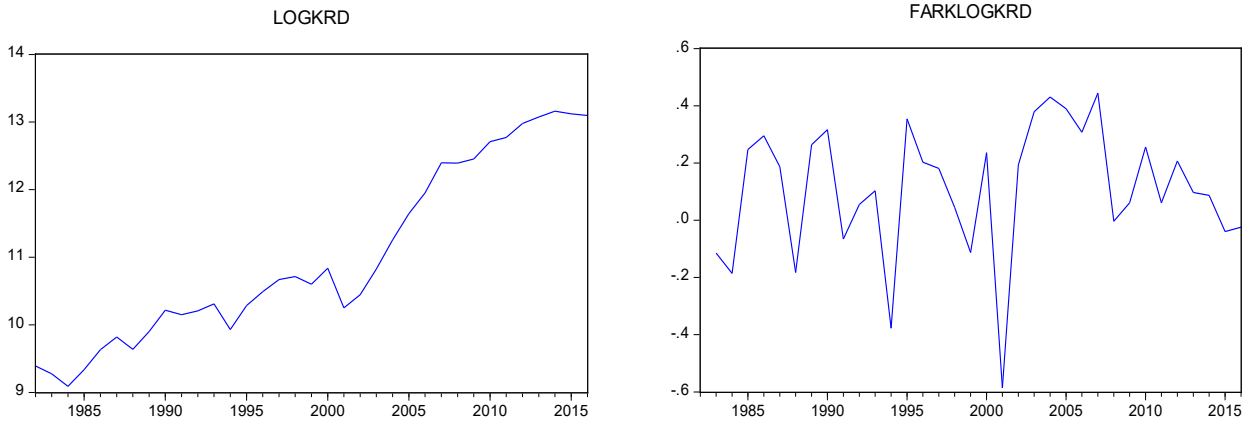
Bu çalışmada serinin birim kök barındırıp barındırmadığı Augmented Dickey Fuller (ADF) birim kök testi ile sınanmıştır. ADF testine göre bir serinin durağan olabilmesi için olasılık düzeyinin 0.05'ten küçük olması gerekir. Olasılık değerinin haricinde bir değişkenin durağan

olduğunu söyleyebilmek için ADF test istatistik değerinin, test kritik değerlerinden küçük olması gerekmektedir. Cari açık ve kredi hacmi değişkenleri düzey değerlerinde birim kök barındırmakta yani durağan olmamaktayken, birinci dereceden farklarının alınması neticesinde durağan hâle gelmişlerdir.



Şekil 2. Birim Kök İçeren ve Durağan LOGCA Değişkeni

Şekil 2'ye göre, Logca değişkeni ilk durumda birim kök içermektedir. Değişkenin bu hâli ile analize tâbi tutulması sağlıklı sonuçlar vermeyeceği için, birinci dereceden farkı alınmış ve seri durağan hâle gelmiştir.



Şekil 3. Birim Kök İçeren ve Durağan LOGKRD Değişkeni

Şekil 3'de gözlemlendiği üzere Logkrd değişkeni birinci durumda birim kök barındırmaktadır. Değişken, birinci dereceden farkının alınmasının ardından durağan hâle gelmiştir.

Tablo 1

Değişkenlerin ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Gecikme Uzunluğu	ADF Test İstatistiği	t-İstatistik	Olasılık
Logca ^s	2	-0.565067	-3.653730* -2.957110** -2.617434***	0.8648
Δ Logca ^s	1	-7.368808	-3.653730* -2.957110** -2.617434***	0.0000
Logkrd ^s	0	0.031009	-3.639407* -2.951125** -2.614300***	0.9551
Δ Logkrd ^s	0	-5.483603	-3.646342* -2.954021** -2.615817***	0.0001
Logca st	0	-4.246253	-4.252879* -3.548490** -3.207094***	0.0102
Δ Logca st	1	-7.267102	-4.273277* -3.557759** -3.212361***	0.0000
Logkrd st	0	-2.148367	-4.252879* -3.548490** -3.207094***	0.5017
Δ Logkrd st	0	-5.395960	-4.262735* -3.552973** -3.209642***	0.0006

Not. ADF birim kök testinde uygun gecikme uzunluğu Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. ^s: Sabitli modelin kullanıldığını st: sabitli ve trendli modelin kullanıldığını ifade etmektedir. *, **, *** Kritik değerler sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir. Δ sembolü birinci farkı ifade etmektedir.

Tablo 1’de cari açık ve kredi hacmi değişkenlerine ait ADF birim kök testi sonuçları gösterilmekte olup, değişkenlerin hem sabitli hem de sabitli ve trendli durumlarında, düzey değerlerinde olasılık değerlerinin 0.05’den büyük olması neticesinde birim kök içerdikleri söylenebilir. Cari açık değişkeninin düzey değerinde, sabitli ve trendli durumda olasılık değerinin 0.05’den küçük olmasına karşın, ADF test istatistiğinin % 1 test kritik değerinden daha büyük olması neticesinde durağan olmadığı söylenebilir. Değişkenlerin bu hâlleriyle analize dahil edilmeleri sağlıklı sonuçlar vermeyeceği için birinci dereceden farklarının alınması neticesinde,

hem sabitli hem de sabitli ve trendli durumlarında olasılık değerlerinin 0.05'den küçük olması ile durağan hâle geldikleri söylenebilir.

4.2. Engle-Granger Eşbütünleşme Testi

En çok tercih edilen eşbütünleşme analizi Engle-Granger testi olup, söz konusu test durağan olmayan veriler arasında uzun dönemde bir bağlantının bulunup bulunmadığını anlayabilmek amacıyla kullanılmaktadır. En Küçük Kareler yöntemi olarak bilinen modelin kurulması ile başlayan Engle-Granger testinde, kurulan model sonucunda elde edilen hata terimlerinin birim kök barındırıp barındırmadığı test edilir. Sonuç olarak, regresyon testinden elde edilen serinin hata terimleri düzey değerlerinde birim kök barındırmıyor ise değişkenlerin eşbütünleşik olduğu, bir başka deyişle uzun dönemde birlikte hareket ettikleri kabul edilmektedir (Kılıç, 2015, s.415).

Engle-Granger eşbütünleşme analizi şu şekilde ifade edilmektedir;

$$Y_t = \beta x_t + U_t \quad (5)$$

En Küçük Kareler Yöntemi'nin kullanıldığı yukarıdaki denklem ile değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi tahmin edilmeye çalışılmaktadır (İnsel, 2007, s.115).

Analize konu değişkenler arasında eşbütünleşme yönünden ilişkinin saptanması durumunda yukarıda yer alan denklem, hata düzeltme modeline uygulanabilmektedir.

$$\Delta Y_t = \mu \Delta Y_{t-1} + \theta (Y_t - \beta x_t) + U_t \quad (6)$$

$(Y_t - \beta x_t)$ uzun dönemli parametrelerin tahmininde kullanılmakta olup, (μ) ve (θ) sembolleri ile düzeltme katsayılarının büyüklüğü ifade edilmekte, $(Y_t - \beta x_t)$ mutlak değeri, regresyonun tahmini artıkları olmakta ve dengeden sapmalar hakkında bilgi vermektedir (İnsel, 2007, s.116).

Çalışma kapsamında ilk olarak durağanlık sınamasına tâbi tutulan değişkenlerin aynı düzeyde durağan hâle gelmeleri neticesinde, Engle-Granger eşbütünleşme testinin uygulanabilme şartlarını sağladıkları saptanmıştır.

Tablo 2

Engle-Granger Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Modeller	ADF Test İstatistiği	t-İstatistik	Olasılık
Sabitli	-6.556140	-3.653730*	0.0000
		-2.957110**	
		-2.617434***	
Sabitli ve Trendli	-4.688343	4.374307*	0.0050
		-3.603202**	
		-3.238054***	

Not. Engle ve Yoo (1987, s.157) tablosundan hesaplanan ADF kritik değerleri, % 1, % 5 ve % 10 için sırasıyla, -4. 32, -3. 67 ve -3. 28'dir.

*, **, *** sembolleri sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir.

Tablo 2'de, Engle-Granger eşbütünleşme testi kapsamında serilerin birinci dereceden durağan olmaları nedeniyle her iki serisinde birinci dereceden farkları alınarak oluşturulan modelde, değişkenlerin artıklarının düzey değerinde durağan olup olmadığı sınanmıştır. Yukarıdaki tabloda da görüldüğü üzere, olasılık değerinin 0.05'den küçük olması neticesinde seriler düzey değerlerinde durağan çıkmıştır. Sonuç olarak seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğu, başka bir ifade ile serilerin uzun dönemde dengeye geldiği söylenebilir.

4.3. Hata Düzeltme Modeli

Eşbütünleşik olan değişkenlerde uygulanan fark işlemi neticesinde, serilerde uzun dönemde dengeden ayrılmalar meydana gelebilmekte ve bu sapmaların yeniden dengeye gelmesi için bazı değişkenlerin bu olguyu gerçekleştirebilecek düzeye sahip olması gerekmektedir. Modelin işleyişinde, öncelikli olarak değişkenlerin ilk dereceden farkları alınmakta ve yapılmış olan eşbütünleşme neticesinde elde edilen hata terimlerinin de bir gecikmeli değerine bakılmaktadır. Hata düzeltme modeli, değişkenler arasındaki dengeden sapmaları giderebilmesi açısından önemlidir (Güneş & Yıldırım, 2017, s.56).

Tablo 3

Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistik	Olasılık
D(LOGKRD)	1. 438759	0. 572103	2. 514861	0. 0173
HATATER (-1)	-0. 871082	0. 179176	-4. 861604	0. 0000
C	-0. 040306	0. 143646	-0. 280595	0. 7809

Tablo 3’de hata düzeltme modeli gösterilmekte olup, eşbütünleşik çıkan cari açık ve kredi hacmi verilerinin fark işlemine tâbi tutulması neticesinde veri kaybına uğraması nedeniyle yapılmış olan Hata düzeltme modelinde, verilerdeki bir birimlik sapmanın, bir sonraki dönemde yaklaşık olarak % 87 oranında dengeye geldiği söylenebilir.

4.4. Granger Nedensellik Testi

Granger nedensellik analizi, analize konu değişkenlerden birinin mevcut değeri ile bahse konu diğer değişkenin geçmiş değeri arasında herhangi bir nedensellik durumunun bulunup bulunmadığını analiz edebilmede kullanılan ve ismi ile anılan Granger tarafından oluşturulan bir nedensellik test yöntemidir (Dücan, Atay Polat, & Balcıoğlu, 2016:175).

Değişkenler arasında ilişki bulunması ile nedensellik ilişkisi ekonometrik modellerde genellikle birbirine karıştırılan kavramlar olup, yapılan analizde değişkenlerin birbiriyle ilişkili olması ile aralarında nedenselliğin bulunması farklı olaylar olmakta ve değişkenlerin birbirinin sebebi veya sonucu olup olmadığı, nedensellik testleri yardımıyla analiz edilmektedir (Demirezen, 2015:93).

Uzun zaman serileri arasındaki nedenselliğin analizinde kullanılmakta olan Granger nedensellik testi, 1969 itibariyle faaliyete başlamış olup, analizin birinci aşamasında değişkenlerin birim kök içermemesi gerekmekte, diğer aşamasında gecikme uzunluğunun tespit edilmesi gerekmekte ve nihayetinde söz konusu değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin olup olmadığı F testi yardımıyla gözlemlenebilmektedir (Demirezen, 2015:93).

Granger nedensellik analizinin denklemi şu şekildedir;

$$Y_t = a_0 + \sum_{i=0}^n \beta_i X_{t-i} + \sum_{i=0}^n a_i Y_{t-i} + U_i \quad (7)$$

$$X_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n a_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{t-i} + U_i \quad (8)$$

$H_0: \sum_{i=0}^n \beta_i = 0$ ise, bağımsız değişken bağımlı değişkenin nedeni değil, $H_1: \sum_{i=0}^n \beta_i \neq 0$ ise, bağımsız değişken bağımlı değişkenin nedenidir (Dücan, Atay Polat, & Balcıoğlu, 2016:175-176).

Tablo 4
Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Bağımlı Değişken: LOGCA	Ki-kare	df	Olasılık	Nedensellik
LOGKRD→LOGCA	15.36611	2	0.0005	Var
Bağımlı Değişken: LOGKRD	Ki-kare	df	Olasılık	Nedensellik
LOGCA→LOGKRD	5.953167	2	0.0510	Yok

Tablo 4'deki, kredi genişlemelerinin cari açığa sebebiyet verip vermediğini anlamak amacıyla yapılan Granger nedensellik analizi neticesinde, seriler arasında tek yönlü nedensellik ilişkisinin varlığı tespit edilmiş olup, kredi genişlemelerinin cari açığın nedeni olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Cari açığın bağımlı değişken, kredi hacminin bağımsız değişken olması durumunda olasılık değerinin 0.05'den küçük olması, kredi genişlemelerinin cari açığın nedeni olduğu şeklinde yorumlanmaktadır. Kredi hacminin bağımlı değişken olduğu durumda ise 0.05'den yüksek çıkan olasılık değeri, cari açığın kredi genişlemelerinin nedeni olmadığı şeklinde ifade edilebilir.

5. Sonuç

Türkiye ekonomisinde 1982-2016 yılları arasında yıllık seriler baz alınarak hazırlanan ve toplam kredi hacmi genişlemesinin cari açık üzerindeki etkisini incelemeyi amaçlayan bu çalışmada, değişkenlerin birim kök barındırıp barındırmadıkları Augmented Dickey Fuller (ADF) testi ile analiz edilmiş olup, her iki değişken de düzey değerlerinde durağan olmayıp, birinci dereceden farklarının alınması neticesinde durağan hâle gelmişlerdir. Her iki değişkenin de aynı dereceden durağan olması neticesinde Engle-Granger eşbütünlük testinin yapılabilmesinin önü açılmış ve yapılan bu test neticesinde seriler eşbütünlük çıkmıştır. Eşbütünlük olan serilerin uzun dönemde dengeye geldikleri söylenebilir. Engle-Granger testi neticesinde değişkenlerin fark alınma işlemi nedeniyle veri kaybına uğraması açısından, kısa dönemde dengeye dönme eğilimlerini anlayabilmek adına Hata düzeltme modeli uygulanmış olup, verilerdeki bir birimlik değişiminin yaklaşık olarak % 87 oranında bir sonraki dönemde dengeye geldiği tespit edilmiştir. Analiz için uygulanmış olan Augmented Dickey Fuller birim kök testi, Engle-Granger eşbütünlük testi ve Hata düzeltme modelinin ardından değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin tespiti için Granger nedensellik testinden yararlanılmıştır. Uygulanmış olan Granger nedensellik testi neticesinde değişkenler arasında kredi hacminden cari açığa doğru olmak üzere, tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Analiz neticesinde elde edilen sonuç, literatürdeki Bitzis (2008), Togan ve Berument (2011), Mangır ve Erdoğan (2012), Göçer ve diğ. (2013), Aizenman ve Jinjara (2013) ile Atış ve Saygılı (2014) çalışmalarıyla örtüşmekteyken, Akçayır ve Albeni (2016) çalışmasıyla kısmen örtüşmektedir.

Yapılan analiz neticesinde, Türkiye’de 1982-2016 yılları arasında kredi genişlemelerinin cari açığa sebebiyet verebildiği tespit edilmiş olup, bu sorun ile mücadelede kullanılan kredilerin ithal tüketimine kanalize edilmemesi önemli bir tedbir olabilecektir. Cari açık gibi kronikleşmiş bir sorunla mücadelede tek başına kredileri neden olarak göstermek rasyonel olmayıp, ihracatın artırılması için ithal girdiye duyulan ihtiyacın azaltılması, katma değeri yüksek üretimin yapılabilmesi, enerjide dışa bağımlılığın geliştirilebilecek alternatif faaliyetler neticesinde azaltılması ile yapılan yatırımların finansmanında yurtiçi tasarrufların yeterli seviyeye getirilebilmesi gibi sabır gerektiren hamlelerin ivedilikle hayata geçirilmesi etkili olabilecektir.

Kaynakça

- Aizenman, J., & Jinjark, Y. (2013). Real Estate Valuation, Current Account, and Credit Growth Patterns Before and After the 2008-2009 Crisis . *Asian Development Bank Institute, ADBI Working Paper 429*, 1-28.
- Akçayır, Ö., & Albeni, M. (2016). Türkiye'de Kredi Genişlemesinin Cari Açığa Etkisi: Sınır Testi Yaklaşımı. *Çankırı Karatekin Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, Cilt 6, Sayı 1*, 557-583.
- Alioğulları, Z. H., Başkaya, Y. S., Bulut, Y. E., & Kılınc, M. (2015). Türkiye’de Tüketici ve Ticari Kredilerin Cari Açıkla İlişkisi. *TCMB-Ekonomi Notları, Sayı: 2015-19/27 Ekim 2015*, 1-13.
- Atış, A. G., & Saygılı, F. (2014). Türkiye’de Kredi Hacmi ve Cari Açık İlişkisi Üzerine Bir İnceleme. *Business and Economics Research Journal, Volume 5, Number 4*, 129-141.
- Bayrak, G. (2011, Haziran). Türkiye'de Cari Açık ve Cari Açığı Etkileyen Faktörlerin Ekonometrik Analizi. *Yüksek Lisans Tezi, Karadeniz Teknik Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Ana Bilim Dalı, Ekonometri Programı*.
- Begeç, E. (2015). Yurtiçi Kredi Hacmindeki Değişimlerin Makroekonomik Büyüklüklere Etkisi: Türkiye Örneği. *Yüksek Lisans Tezi, Adnan Menderes Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Ana Bilim Dalı*.
- Bektaş, V. (2007). Cari İşlemler Dengesi ve Cari Açıkların Sürdürülebilirliği:Türkiye Uygulaması. *Yüksek Lisans Tezi, Çukurova Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Ana Bilim Dalı*.
- Bitzis, G., Paleologos, J. M., & Papazoglou, C. (2008). The Determinants of the Greek Current Account Deficit: The EMU Experience. *Journal of International and Global Economic Studies, 1(1)*, 105-122.
- Coricelli, F., Mucci, F., & Revoltella, D. (2006). Household Credit in the New Europe: Lending Boom or Sustainable Growth? *CEPR Discussion Papers 5520*.
- Demirezen, Ö. (2015, Eylül). Türkiye'de Kredilerin Özel Tüketim Harcamalarına Etkisi. *Uzmanlık Tezi, T.C. Kalkınma Bakanlığı Yayın No: 2941, Yıllık Programlar ve Konjonktür Değerlendirme Genel Müdürlüğü*.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distributions of The Estimators For Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association, Vol.74*, 427-431.
- Dücan, E., Atay Polat, M., & Balcıoğlu, E. (2016). Tüketim Toplumu Örneği Olarak Türkiye'nin Cari Açık ve Tüketici Kredileri İlişkisi. *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi, Yıl:4, Cilt:4, Sayı:1*, 161-188.

- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation Estimation and Testing. *Econometrica*, Vol.55, 251-276.
- Engle, R. F., & Yoo, B. S. (1987). Forecasting and Testing in Cointegrated Systems. *Journal of Econometrics*, S.35, 143-159.
- Göçer, İ., Mercan, M., & Peker, O. (2013). Kredi Hacmi Artışının Cari Açığa Etkisi: Çoklu Yapısal Kırılmalı Eşbütünlük Analizi. *Ekonomi ve İstatistik*, Sayı:18, 1-17.
- Granger, C. W. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, Vol. 37, No. 3, 424-438.
- Güneş, S., & Yıldırım, C. (2017). Kredi Genişlemesi İle Cari Açık Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği. *Aydın İktisat Fakültesi Dergisi*, Cilt 2, Sayı 1, 43-60.
- İnsel, A. (2007). Econometric Modelling and Application. *Econometrics Lecture Notes*, s. 1-254.
- Keskin, A. (2017). Türkiye'de Cari Açık Sorunu ve Açığın Finansman Yapısı:1985-2015 Dönem Analizi. *AİD*, Cilt 50, Sayı 3, 89-125.
- Kılıç, C. (2015). Tüketici Kredileri ve Cari Açık Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, Cilt: 29, Sayı: 2, 407-420.
- Mangır, F., & Erdoğan, S. (2012). Merkez Bankası Finansal İstikrar Tedbirleri: Reel Kur ve Kredilerin Cari Açığa Etkisi. *SÜ İİBF Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, Sayı 24, 241-259.
- Öztürk, G. (2013). 2000 Yılı Sonrası Türkiye'nin Cari Açık Sorunu. *Yüksek Lisans Tezi*, Marmara Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Ana Bilim Dalı, Uluslararası Ticaret ve Para Yönetimi Bilim Dalı.
- Saçık, S. Y., & Karaçayır, E. (2014). Küresel Kriz Sonrasında Cari Açık ve Kredi Hacmi Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği. *International Conference On Eurasian Economies*, (s. 1-8).
- TBB. (1958). Kasım 28, 2017 tarihinde Türkiye Bankalar Birliği-İstatistik Raporlar: <https://www.tbb.org.tr/tr/bankacilik/banka-ve-sektor-bilgileri/istatistiki-raporlar/59> adresinden alındı
- TCMB. (1931). Ocak 6, 2018 tarihinde Elektronik Veri Dağıtım Sistemi: <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket> adresinden alındı
- Telatar, E. (2011). Türkiye'de Cari Açık Belirleyicileri Ve Cari Açık-Krediler İlişkisi. *Bankacılar Dergisi*, Sayı 78, 22-34.
- Togan, S., & Berument, H. (2011). Cari İşlemler Dengesi, Sermaye Hareketleri ve Krediler. *Bankacılar Dergisi*, Sayı 78, 3-21.





Bulletin of Economic Theory and Analysis

Volume III, Issue 3, pp. 195-215, 2018

<http://www.betajournals.org>

Döviz Kurunun Yurt İçi Fiyatlara Geçiş Etkisinin Yumuşak Geçişli Regresyon Modeliyle Tahmini

Nazlı KARAOĞLU^a

Serdar KILIÇKAPLAN^b

^a Doktora Öğrencisi, Gazi Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Anabilim Dalı, Ankara, TÜRKİYE

^b Prof. Dr., Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi, İİBF, Ekonometri Bölümü, Ankara, TÜRKİYE

ÖZ

Döviz kurundaki değişimin yurt içi fiyatlar üzerindeki etkisinin bilinmesi enflasyon hedeflemesi stratejisini benimseyen ekonomiler için oldukça önemlidir. Türkiye’de ithal ara malı kullanımı yüksek olduğundan, başta Merkez Bankası olmak üzere iktisadi birimler döviz kurunun fiyatlara geçiş etkisini yakından takip etmektedir. Bu nedenle, geçiş etkisi güncel olarak araştırılması gereken bir konudur. Doğrusal modeller kullanılarak yapılan çalışmalarda geçiş etkisinin simetrik olduğu varsayılmaktadır. Bu çalışmanın amacı, enflasyon düzeyinin, döviz kurunun tüketici fiyatlarına geçiş etkisini azaltacağı yönündeki Taylor(2000) hipotezinin geçerliliğini Türkiye için incelemektir. Bu incelemede doğrusal olmayan zaman serisi yöntemlerinden yumuşak geçişli regresyon modellerden (STR modelinden) yararlanılmıştır. Bu amaçla 2004:01–2018:07 dönemine ilişkin aylık veriler kullanılmıştır. Yıllık tüketici fiyat enflasyonu %7’yi aştığında döviz kurunun tüketici fiyatlarına geçiş etkisi %7,6’dan %11,6’ya çıkmaktadır. Aynı şekilde yıllık üretici fiyat enflasyonu %4,4’ü aştığında döviz kurunun üretici fiyatlarına geçiş etkisinin %24,1’den %37,5’e çıktığı görülmüştür. Çalışmanın sonunda döviz kurunun üretici ve tüketici fiyatlarına geçiş etkisinin enflasyon düzeyine göre doğrusal olmadığı ortaya konulmuş ve Taylor(2000) hipotezinin ilgili dönemde Türkiye’de geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler
Döviz Kuru,
Enflasyon, Geçiş
Etkisi, STR Model

JEL Kodu
C22, E31, F31

CONTACT Nazlı KARAOĞLU ✉ nazlikaraoglu@hotmail.com 📧 Doktora Öğrencisi, Gazi Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Anabilim Dalı, Ankara, TÜRKİYE

* Bu makale Nazlı Karaoğlu’nun doktora tezinden türetilmiştir.

Estimation of Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices with Smooth Transition Regression Models

ABSTRACT

Knowing the effect of the change in the exchange rate on domestic prices is very important for economies adopting the inflation targeting strategy. Due to the high use of imported intermediate goods in the production in Turkey, economic units and especially the Central Bank of Turkish Republic are closely monitoring the impact of exchange rate on prices. Therefore, the exchange rate pass-through is an issue that required to be investigated continually. In studies with using linear models, the pass-through is assumed to be symmetrical. The aim of this study is to examine the validity of Taylor's(2000) hypothesis that low inflation rate reduces the exchange rate pass-through to prices, for Turkey by employing STR model, which is one of the nonlinear time series methods. For this purpose, monthly data for the period 2004:01-2018:07 were used. If the consumer prices inflation exceeds 7% level, exchange rate pass-through to consumer prices increases from 7,6% to 11,6%. Similarly, if the annual producer price inflation exceeds 4,4% level, exchange rate pass-through to producer prices increases from 24,1% to 37,5%. As a result, it is revealed that the exchange rate pass-through to consumer and producer prices is nonlinear according to inflation level and Taylor's (2000) hypothesis is valid in the relevant period of Turkey.

Keywords

Exchange Rate, Inflation, Pass-Through, STR Model

JEL Classification

C22, E31, F31

1. Giriş

Döviz piyasası, uluslararası parasal işlemlerin gerçekleştirilmesinde oldukça önemlidir. Bir ülke ekonomisinin dış dünya ile bağlantısı döviz piyasası ile sağlanır. Döviz kuru, ülkelerin ulusal paralarının birbirleriyle olan değişim oranı olup, ekonomik gücün bir göstergesi olarak kabul edilir. Döviz kurundaki değişimlerin fiyatlarda oluşturduğu duyarlılığın derecesi döviz kuru geçiş etkisi olarak adlandırılır. Diğer bir ifadeyle, döviz kurunun fiyatlara geçiş etkisi; ithalat ve ihracat yapan iki ülkenin nominal döviz kurunda meydana gelen %1'lik bir değişimin, ithalatçı ülkenin ulusal para birimi cinsinden fiyatlarda oluşturduğu tepkinin şiddetidir (Goldberg & Knetter, 1997). Geçiş etkisinin büyüklüğü, enflasyonun öngörülmesi ve artan enflasyon durumunda para politikasının ne derece sıkılacağına karar vermede önemli bir etkiye sahiptir (Taylor, 2000). Geçiş etkisinin düşük olması istenir ki bu, fiyatların döviz kuru şoklarından az etkileneceği anlamına gelmektedir.

Taylor (2000) bir ekonomide enflasyon ne kadar yüksek ve kalıcı ise geçiş etkisinin de o kadar yüksek olacağını öne sürmektedir. Enflasyonist bir ortamda, döviz kurunun artması halinde

yurt içi üretim maliyetleri de nominal olarak artacaktır. Eğer bu maliyet artışlarının kalıcı olacağı bekleniyorsa firmalar fiyatlarını arttıracak, aksi takdirde firmalar pazar paylarını kaybetmemek için kârlarından vazgeçerek fiyat artışı yapmayacaklardır.

Döviz kurunun fiyatlara geçiş etkisi genellikle VAR ya da ARDL modelleri kullanılarak ölçülmektedir. Bu modeller geçiş etkisinin doğrusal olduğunu varsaymaktadır. Ancak geçiş etkisinin doğrusal olmayabileceği yapılan çalışmalarla ortaya konulmuştur.

Junttila ve Korhonen (2012), döviz kurunun ithalat fiyatlarına geçiş etkisini Almanya, Amerika Birleşik Devletleri, Avustralya, Danimarka, İngiltere, İspanya, İsveç, İtalya, Kanada için doğrusal olmayan modellerle incelemiştir. Çalışmada, ithalat fiyatları ile döviz kuru geçiş etkisi arasında doğrusal olmayan pozitif bir ilişki olduğu sonucuna varılmış ve Taylor (2000) hipotezinin desteklendiği belirtilmiştir. Ben Cheikh (2012), Euro Bölgesi'ndeki 12 ülke için Taylor (2000) hipotezini, LSTR modeli kullanılarak test edilmiştir. Çalışmada 12 ülkenin 8'inde geçiş etkisinin enflasyon düzeyine göre doğrusal davranmadığı saptanmıştır. Shintani ve diğerleri (2013), ABD'de döviz kurunun ithalat ve yurt içi fiyatlarına geçiş etkisi ile enflasyon arasında doğrusal olmayan bir ilişkinin varlığını STAR modeli kullanarak araştırmıştır. Çalışmanın sonunda Taylor'ın (2000) hipotezinin ABD'de desteklendiği belirtilmiştir. Türkiye'de geçiş etkisindeki asimetriyi ve doğrusal olmayan dinamikleri inceleyen çalışmaların sayısı oldukça azdır. Arbatlı (2003), geçiş etkisinde asimetrinin varlığını araştırmak için eşik VAR modeli kullanmış ve enflasyon ile döviz kuru arasındaki ilişkilerin asimetrik olduğu sonucuna varmıştır. Doğan (2013), Türkiye'de döviz kurunun imalat fiyatlarına geçişi etkisinde asimetri olup olmadığını eşik regresyon modeli kullanarak incelemiş ve ekonomik büyümenin yaşandığı dönemlerde geçiş etkisinin daha yüksek olduğunu ortaya koymuştur. Doğan, döviz kurundaki değişimlerin yönü ve büyüklüğünün geçiş etkisinde asimetri oluşturmadığını eklemiştir. Çiftçi & Yılmaz (2018), geçiş etkisindeki doğrusal olmayan dinamikleri incelemiş ve tüketici fiyatlarının ithalat fiyat şoklarına asimetrik davrandığını, yanı sıra, ithalat fiyatlarının üretici fiyatlarına geçiş etkisinin de asimetrik davrandığını belirtmiştir. Çalışmada döviz kurunun aylık enflasyona göre asimetrik davrandığına dair bir bulguya rastlanmamıştır.

Bu çalışma, Taylor'un (2000) düşük enflasyonun düşük geçiş etkisine neden olduğu yönündeki hipotezi, Türkiye için, doğrusal olmayan zaman serisi yöntemlerinden yumuşak geçişli regresyon modeli ile araştırılarak literatüre katkı sağlanması amaçlanmaktadır.

Çalışmanın ikinci bölümünde döviz kuru geçiş etkisine ilişkin teorik arka planından söz edilecektir. Üçüncü bölümde STR modelinin teorik alt yapısı tanıtılacaktır. Dördüncü bölümde, veri seti ve analizde kullanılan STR modeli tanıtılacaktır. Beşinci bölümde bulgular ortaya konulacak ve son bölümde sonuçlar özetlenecektir.

2. Teorik Arka Plan

Ürettiği ürünü ihraç eden bir yabancı firmanın fiyat belirleme stratejisi şu şekildedir: Tam rekabet altında kâr maksimizasyonu hedefleyen bir yabancı firma, ithalatçı ülkenin para birimi cinsinden fiyatlarını (1) numaralı eşitlik ile belirler;

$$P_t = E_t C_t^* \quad (1)$$

Burada, P_t ithalatçı ülkenin para birimi cinsinden fiyatları, C_t^* ihracatçı firmanın kendi para birimi cinsinden marjinal maliyetlerini ve E_t nominal döviz kurunu (bir birim yabancı para alabilmek için ödenmesi gereken yerel para birimi) göstermektedir.

Tam rekabet varsayımı esnetildiğinde, kâr maksimizasyonu nedeniyle marjinal maliyet (C_t^*) üzerine μ gibi bir kâr marjı (mark-up) getirilir:

$$P_t = \mu_t E_t C_t^* \quad (2)$$

Buna göre, ihracatı yapılan ürünün ithalatçı ülke para birimi cinsinden fiyatı; döviz kurundaki değişime, firmanın marjinal maliyetlerindeki değişime ve ihracatçının kâr marjındaki değişime bağlı olarak değişmektedir.

Firmanın marjinal maliyeti ve kâr marjı döviz kuruna bağlı olarak değişebileceği gibi, döviz kurundan bağımsız olarak da değişebilmektedir. Örneğin, ihracatçı firmanın marjinal maliyeti, herhangi bir üretim girdisinin maliyetindeki artıştan dolayı artabilmektedir ya da firmanın kâr marjı, ithalatçı ülkedeki talebe göre değişebilmektedir (Musti & Siddiki, 2018). Kâr marjı, $\mu_t \equiv \epsilon_t / (1 - \epsilon_t)$ olarak tanımlanabilir (Ben Cheikh, 2012). ϵ_t , t zamanında ithalatçı ülkede ihracatçı firmanın ürününe olan talebin fiyat esnekliğidir. Talep de ithalatçı ülkedeki gelir düzeyinden etkilenir, yani, $\epsilon_t = \epsilon_t(Y_t)$ 'dir. Buna göre (2) numaralı eşitlik log-doğrusal formda aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$p_t = \alpha + \beta e_t + \theta y_t + \gamma c_t^* + \varepsilon_t \quad (3)$$

(3) numaralı modelde β , döviz kurundaki değişimlerin fiyatlara geçiş etkisini veren katsayıdır. $0 \leq \beta \leq 1$. $\beta = 1$ ise döviz kurunun fiyatlara geçiş etkisi 1'dir, yani tamdır. Bu durumda yabancı firma kâr marjını değiştirmez ve döviz kurundaki değişimleri birebir fiyatlarına yansıtır. Diğer bir ifadeyle üretici fiyatları cinsinden fiyatlama(PCP) söz konudur. $\beta = 0$ ise döviz kurunun fiyatlara geçiş etkisi 0'dır. Buna göre, yabancı firma, ürününün fiyatını ithalatçı ülkenin para birimi cinsinden değiştirmemiş, döviz kurundaki değişim kadar kâr marjını değiştirmiştir. Bu durum tam olarak yerel para birimi cinsinden fiyatlamadır (LCP).

İthalat yapan ülkenin talebinde meydana gelen değişimler kâr marjı üzerinden fiyatları dolaylı bir şekilde etkileyebilir. Fiyatlama stratejisinin belirlenmesinde, ithalatçı ülkenin talep koşullarının yanında; üretim düzeyi, enflasyon düzeyi gibi bazı makroekonomik faktörlerinin de etkili olabileceği görülmüştür(Taylor, 2000; Nogueira-Júnior ve León-Ledesma, 2008; Ben Cheikh, 2012; Musti & Siddiki, 2018). Bu nedenle döviz kurundaki değişimlerin fiyatlar üzerindeki etkisini incelerken, fiyatları etkileyen diğer faktörlerin de modele katılması gerekmektedir. Enflasyon düzeyi ve üretim büyümesi gibi makroekonomik belirleyicilerin bir fonksiyonu olan $\omega(Z)$ kâr marjını doğrusal olmayan bir şekilde etkilemektedir. Buna göre kâr marjı aşağıdaki gibi yeniden tanımlanabilir:

$$\mu_t = \mu(Y, E^{\omega(Z)}) \quad (4)$$

Burada Y , ithalatçı ülkedeki talep baskısını temsil etmektedir. Ekonomide talep baskısını temsilen üretim düzeyi kullanılır. Z ithalatçı ülkenin makroekonomik istikrarını göstermektedir. İthalatçı ülkenin makroekonomik durumu, döviz kurundaki değişimlerin ne kadarının fiyatlara yansıtılacağına karar vermede etkilidir (Nogueira-Júnior ve León-Ledesma, 2008; Ben Cheikh, 2012; Musti & Siddiki, 2018).

Eşitlik (2)'nin Eşitlik (4) dikkate alınarak oluşturulan log-doğrusal yaklaşımı Eşitlik (5)'teki gibidir. Bu eşitlik, döviz kurunun fiyatlara geçiş etkisini tahmin etmek için kullanılan regresyonun temelidir:

$$p_t = \alpha + \beta e_t + \omega(Z)e_t + \theta y_t + \gamma c_t^* + \varepsilon_t \quad (5)$$

Görüldüğü üzere döviz kuru geçiş etkisi iki kanal üzerinden belirlenmektedir. Birinci kanal β ile doğrudan geçiş etkisini veren kanaldır. $0 \leq \beta \leq 1$. Eğer $\beta = 1$ ise, doğrudan geçiş etkisi tamdır; döviz kurunda meydana gelen değişim birebir fiyatlara yansır ve ihracatçının kârı döviz kurundaki değişimlerden etkilenmez. Eğer $\beta = 0$ ise doğrudan geçiş etkisi sıfırdır. Döviz kurunda meydana gelen değişim, ithalatçı ülkenin para birimi cinsinden fiyatlara yansıtılmamış, bunun yerine kârdan vazgeçilmiştir. İkinci kanal $\omega(Z)$ ile gösterilen doğrusal olmayan kanaldır ve makroekonomik ortama bağlıdır. $\omega(Z)$; enflasyon düzeyi, döviz kurundaki değer kaybı ve üretimdeki büyüme gibi makroekonomik belirleyicileri içeren bir fonksiyondur ve aşağıdaki gibi tanımlanır:

$$\omega(Z) = \begin{cases} 0; & Z \leq Z^* \\ \psi > 0; & Z > Z^* \end{cases} \quad (6)$$

İthalatçı ülkede düşük enflasyon ortamı varsa $\omega(Z) = 0$ olur. Bu durumda (5) numaralı eşitlikte döviz kurunun fiyatlara geçiş etkisi β ' ya eşit olur. Ancak ithalatçı ülkede yüksek enflasyon ortamı varsa $\omega(Z) = \psi$ olur. Bu durumda (5) numaralı eşitlikte döviz kurunun fiyatlara geçiş etkisi $(\psi + \beta)$ ' ya eşit olur. Görüldüğü üzere döviz kurunun fiyatlara geçiş etkisi ikinci durumda ψ kadar daha fazladır. Düşük enflasyon ve istikrarlı bir makroekonomik ortamın olduğu bir piyasada, ihracatçı firma döviz kurundaki değişimlerin hepsini fiyatlarına yansıtmayacaktır. Yüksek enflasyon ve ekonomik istikrarsızlık geçiş etkisini doğrusal olmayan bir şekilde arttırmaktadır.

Eşitlik (5) tek bir firmanın ithalatçı ülkenin para birimi cinsinden fiyat belirleme stratejisini göstermektedir. Bu nedenle firmaların toplamı için bu modeli değiştirmek gerekmektedir. Z değeri, Z^* eşik değerini aştığında döviz kurunun fiyatlara geçiş etkisi artmaktadır. Çünkü Z değeri, Z^* eşik değerini aştığında ihracatçılar, ithalatçı ülkedeki makroekonomik istikrarsızlığın arttığına düşünmekte ve fiyatlama davranışlarını değiştirmektedir (Nogueira-Júnior ve León-Ledesma, 2008).

Eşitlik (5), ithalatçı ülke için döviz kurundaki değişimlerin ithalat fiyatlarına geçiş etkisini vermektedir. Oysaki bu çalışmada döviz kurundaki değişimlerin tüketici fiyatlarına geçiş etkisi incelenecektir. Bu nedenle model, tüketici fiyatlarının yapısını belirlemek için geliştirilebilir. Tüketici Fiyatları Endeksi (TÜFE)'nin yapısından hareketle döviz kurundaki değişimlerin tüketici fiyatlarına geçiş etkisini ölçmek için kullanılacak regresyon modeline aşağıdaki şekilde [Eşitlik (7) ile Eşitlik (12) arası] ulaşılabilir (Nogueira-Júnior ve León-Ledesma, 2008).

$$P_{TÜFE} = P_{NT}^{\phi} P_T^{(1-\phi)} \quad (7)$$

Burada $P_{TÜFE}$ tüketici fiyat düzeyini, NT ticarete konu olmayan (non-tradable) kısmı, T ise ticarete konu olan kısmı temsil etmektedir. ϕ her bir kısmın TÜFE'nin bileşimine olan katkısını gösteren sınırlı bir parametredir.

Eşitlik (7)'den hareketle TÜFE enflasyonu Eşitlik (8)'deki gibi hesaplanır:

$$\pi_t = \phi\pi_{NT} + (1 - \phi)\pi_T \quad (8)$$

TÜFE'nin ticarete konu olmayan (π_{NT_t}) ve konu olan (π_{T_t}) kısımları sırasıyla Eşitlik (9) ve Eşitlik (10)'daki gibi açıklanır:

$$\pi_{NT_t} = \delta\pi_{NT_{t-1}} + \varphi\Delta y_t \quad (9)$$

$$\pi_{T_t} = \delta\pi_{T_{t-1}} + \gamma\Delta c_t^* + \kappa\Delta y_t + [\beta + \omega(Z)]\Delta e_t \quad (10)$$

Eşitlik (9) ve Eşitlik (10), Eşitlik (8)'de yerine konulduğunda Eşitlik (11) elde edilir:

$$\pi_t = \phi(\delta\pi_{NT_{t-1}} + \varphi\Delta y_t) + (1 - \phi)(\delta\pi_{T_{t-1}} + \theta\Delta c_t^* + \kappa\Delta y_t + [\beta + \omega(Z)]\Delta e_t) \quad (11)$$

Eşitlik (11)'in düzenlenmesiyle Eşitlik (12)'ye ulaşılır:

$$\pi_t = \delta\pi_{t-1} + [(1 - \phi)\kappa + \phi\varphi]\Delta y_t + (1 - \phi)\theta\Delta c_t^* + (1 - \phi)[\beta + \omega(Z)]\Delta e_t \quad (12)$$

Eşitlik (12)'deki model, döviz kurunun TÜFE enflasyonuna geçiş etkisini tahmin etmek için kullanılabilir temel modeldir. Bu model *doğrusal olmayan geçmişe dönük Phillips eğrisi (nonlinear backward-looking Phillips curve)* olarak adlandırılır.

3. Yöntem

Döviz kurunun fiyatlara geçiş etkisinde doğrusal olmayan etkileri ölçmek amacıyla kullanılacak yumuşak geçişli regresyon modeli aşağıdaki gibi tanımlanabilir.

$$y_t = \alpha'z_t + \beta'z_t G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (13)$$

Burada ε_t bağımsız özdeş dağılıma sahip hata terimi $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$, \mathbf{z}_t $((p + 1) \times 1)$ boyutlu açıklayıcı değişkenler vektörüdür $\mathbf{z}_t = (\mathbf{w}', \mathbf{x}')'$ ve $\mathbf{w}' = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$, $\mathbf{x}' = (x_{1t}, \dots, x_{kt})'$. α , doğrusal kısma ilişkin parametre vektörüdür. $\alpha = (\alpha_0, \dots, \alpha_p)'$. β ise doğrusal olmayan kısma ilişkin parametre vektörüdür. $\beta = (\beta_0, \dots, \beta_p)'$ $G(s_t; \gamma, c)$ 0 ile 1 arasında değer alan sürekli bir geçiş fonksiyonudur. Geçiş fonksiyonunun değeri; s_t geçiş değişkeni, γ yumuşatma parametresi ve c eşik parametresi tarafından belirlenir. s_t geçiş değişkeni bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinden biri (y_{t-d}) olabileceği gibi dışsal bir değişken de ($x_{jt}, j = 1, \dots, k$) olabilir. Geçiş fonksiyonu olarak genellikle lojistik fonksiyon ya da üstel fonksiyon kullanılmaktadır.

Lojistik fonksiyonun kullanılması durumunda model *Lojistik STR* ya da *LSTR* olarak adlandırılır. Lojistik geçiş fonksiyonu (14) numaralı eşitlikteki gibi ifade edilir:

$$G(s_t; \gamma, c) = [1 + \exp(-\gamma(s_t - c))]^{-1} \quad (14)$$

Burada c parametresi iki rejim; $G(s_t; \gamma, c) = 0$ ve $G(s_t; \gamma, c) = 1$ arasındaki eşik olarak yorumlanabilir. Doğrusal olmayan katsayılar, geçiş değişkeninin eşik parametresinden küçük ve büyük olduğu duruma göre farklı değer almaktadır. s_t geçiş değişkeninin değeri arttıkça lojistik fonksiyonun değeri 0'dan 1'e monoton olarak değişmektedir (Frances & Van Dijk, 2003); $(s_t - c) \rightarrow -\infty$, $G(s_t; \gamma, c) \rightarrow 0$ ve katsayılar α olur. Diğer yandan, $(s_t - c) \rightarrow \infty$, $G(s_t; \gamma, c) \rightarrow 1$ ve katsayılar $(\alpha + \beta)$ olur. $s_t = c$ durumunda ise $G(s_t; \gamma, c) = 0,5$ ve katsayılar $(\alpha + \beta/2)$ olur. Geçiş fonksiyonunun 0,5'e eşit olması lojistik fonksiyona özgü bir durumdur (Ben Cheikh, 2012).

Üstel fonksiyonun kullanılması durumunda model *Üstel(exponential) STR* ya da *ESTR* olarak adlandırılır. Üstel geçiş fonksiyonu (15) numaralı eşitlikteki gibi ifade edilir:

$$G(s_t; \gamma, c) = [1 - \exp(-\gamma(s_t - c)^2)] \quad (15)$$

Üstel geçiş fonksiyonu *kareli terim* içerdiğinden ESTR modelinin katsayıları $s_t = c$ etrafında simetriktir. Bu nedenle s_t değerlerinin c eşik değerine yakınlığı ya da uzaklığı oldukça önemlidir; $s_t \rightarrow c$, $G(s_t; \gamma, c) \rightarrow 0$. Böylece y_t 'in davranışı α katsayıları tarafından açıklanır. Bununla birlikte $y_{t-d} \rightarrow \pm\infty$ $G(y_{t-d}; \gamma, c) \rightarrow 1$. Böylece Eşitlik (13)'teki y_t 'in davranışı $(\alpha + \beta)$ tarafından açıklanır (Enders, 2010).

STR modelinin tahmin sürecinde ilk olarak doğrusallık testi yapılmalı ve geçiş değişkeni s_t belirlenmelidir. Doğrusallık testinde; doğrusal model, belirli bir doğrusal olmayan model (LSTR ya da ESTR) alternatifine karşı test edilmektedir. Ancak Teräsvirta(1994) LSTR modeline karşı doğrusallığın test edilmesi esnasında, aynı zamanda ESTR modeline karşı doğrusallığın da test edilebildiğini ortaya koymuştur. Bu nedenle Doğrusallığın test edilebilmesi için LSTR modeline karşı doğrusallık testi yapılması yeterlidir. Doğrusallığın reddedilmesi durumunda lojistik ya da üstel geçiş fonksiyonlarından hangisinin kullanılacağı belirlenmelidir. Bir sonraki adım modelin tahmin edilmesidir. Model tahmin edildikten sonra tanılama testleriyle modelin uygunluğuna bakılmalıdır.

LSTR modeline karşı doğrusallığın test edilebilmesi için Luukkonen, Saikkonen ve Teräsvirta (1988), LSTR modelindeki geçiş fonksiyonuna $\gamma = 0$ etrafında 3. dereceden Taylor yaklaşımı uygulanmış yeni bir geçiş fonksiyonuyla değiştirilmesini ve bu yeni regresyona bir dizi LM ya da F testi uygulanmasını önermiştir. $\gamma = 0$ etrafında 3. dereceden Taylor yaklaşımından elde edilen yardımcı regresyon aşağıdaki gibidir.

$$y_t = \phi'_0 z_t + \phi'_1 z_t s_t + \phi'_2 z_t s_t^2 + \phi'_3 z_t s_t^3 + e_t \quad (16)$$

$$H_0: \phi_1 = \phi_2 = \phi_3 = 0$$

$$H_{03}: \phi_3 = 0$$

$$H_{02}: \phi_2 = 0 | \phi_3 = 0$$

$$H_{01}: \phi_1 = 0 | \phi_2 = \phi_3 = 0$$

H_0 hipotezi reddedilemezse model doğrusaldır. H_0 hipotezi reddedilirse model doğrusal değildir. Hangi modelin uygun olduğuna karar verilebilmesi için H_{02} hipotezine bakılabilir. H_{02} hipotezi reddedilirse model ESTR modeli, reddedilemezse model LSTR modeli tahmin edilmelidir.

Eitrheim & Teräsvirta (1996) tahmin edilen modele bir takım tanılama testleri uygulanarak modelin yeterli olup olmadığının incelenmesini önermiştir. Bu amaçla; modelde doğrusal olmayanlığın kalıp kalmadığı, kalıntıların otokorelasyona sahip olup olmadığı ve parametrelerin devamlılığı test edilmelidir.

4. Model ve Veri Seti

Enflasyon seviyesinin döviz kurunun yurt içi fiyatlara geçiş etkisini doğrusal olmayan bir şekilde etkileyip etkilemediğini ortaya koymak amacıyla Nogueira-Júnior ve León-Ledesma (2008), Ben Cheikh (2012), Musti & Siddiki (2018) tarafından kullanılan STR modelinden yararlanılacaktır. Bu model (17) numaralı eşitlikteki gibi ifade edilmektedir.

$$\Delta\pi_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} \Delta\pi_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{2j} \Delta p_{t-j}^{ith} + \sum_{j=0}^n \beta_{3j} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{4j} \Delta e_{t-j} + \left(\beta_0^* + \sum_{j=0}^n \beta_{4j}^* \Delta e_{t-j} \right) G(s_t; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (17)$$

Burada $\Delta\pi$ enflasyon oranını göstermektedir. Döviz kurunun tüketici fiyatlarına geçiş etkisinin araştırıldığı modelde tüketici enflasyonu ($\Delta\pi_{tüfe}$) kullanılırken, döviz kurunun üretici fiyatlarına geçiş etkisinin araştırıldığı modelde yurt içi üretici enflasyonu ($\Delta\pi_{üfe}$) kullanılmıştır. Δp_{t-j}^{ith} üreticinin para birimi cinsinden ithalat fiyatlarındaki değişimi, Δy çıktıdaki büyümeyi, Δe döviz kurundaki değişimi, $G(s_t; \gamma, c)$ lojistik geçiş fonksiyonunu ve ε hata terimini temsil etmektedir. Enflasyonun döviz kuru geçiş etkisindeki doğrusal olmayan etkileri inceleneceğinden geçiş değişkeni olarak ilk modelde yıllık tüketici enflasyonu ($s_t = \pi_{tüfe_t} - \pi_{tüfe_{t-12}}$), ikinci modelde ise yıllık üretici enflasyonu ($s_t = \pi_{üfe_t} - \pi_{üfe_{t-12}}$) kullanılacaktır. Geçiş değişkeni eşik parametresinin altındaysa, $G = 0$ olur ve döviz kurunun geçiş etkisini veren katsayı $\sum_{j=0}^n \beta_{4j}$ 'dir. Geçiş değişkeni eşik parametresinin üstündeyse, $G = 1$ olur ve geçiş etkisi ($\sum_{j=0}^n \beta_{4j} + \sum_{j=0}^n \beta_{4j}^*$)'dir. Son olarak geçiş değişkeni eşik parametresine eşitse, $G = 0,5$ olur ve döviz kurunun geçiş etkisi $\left(\sum_{j=0}^n \beta_{4j} + \frac{\sum_{j=0}^n \beta_{4j}^*}{2} \right)$ olur.

Çalışmada, Türkiye'nin 2004:01-2018:07 dönemine ilişkin, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası ve Türkiye İstatistik Kurumu'ndan elde edilen aylık veriler kullanılmıştır. Enflasyon değişkeni olarak ilk modelde, Özel Kapsamlı Tüketici Fiyat Endeksi_D¹, ikinci modelde İmalat

¹ TÜFE-D indeksi işlenmemiş gıda, alkollü içecekler ve tütün hariç TÜFE'yi verir. Böylelikle geçici nitelikteki dışsal unsurların etkisi dışlanmış olur. Seri mevsimsellikten arındırılmıştır.

Sanayi Yurt İçi Üretici Fiyat Endeksi² alınmıştır. Döviz kuru olarak USD/TL³ kuru kullanılmıştır. Buna göre pozitif değerler Türk lirasının değer kaybettiği, negatif değerler ise Türk lirasının değerlendirildiği anlamına gelmektedir. Aylık üretim büyümesini temsilen takvim ve mevsim etkilerinden arındırılmış İmalat Sanayi Üretim İndeksi'ndeki büyüme oranı kullanılmıştır. Üretici maliyetlerini temsilen Amerikan doları cinsinden İthalat Birim Değer İndeksi kullanılmıştır. Bütün değişkenlerin logaritmik birinci farkı alınarak modele dâhil edilmiştir.

Değişkenlerin durağan olup olmadıkları ADF ve PP birim kök testleriyle test edilmiş ve tüm değişkenlerin birinci farkta durağan olduğu saptanmıştır. Birim kök testlerinin sonuçları Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1

Değişkenlerin Düzey ve Birinci Farklarına İlişkin Birim Kök Testleri Sonuçları

ADF Birim Kök Testi					
	Düzeyde				
	$\pi_{\text{tüfe}}$	e	p^{ith}	y	$\pi_{\text{üfe}}$
Sabit terimli	1,089 (0,99)	1,636 (0,99)	-2,609 (0,09)	-0,841 (0,80)	0,670 (0,99)
Sabit terimli ve trendli	-0,861 (0,96)	-1,117 (0,92)	-2,466 (0,34)	-2,566 (0,30)	-1,749 (0,73)
Sabit terimsiz ve trendsiz	5,946 (1,00)	2,876 (0,99)	0,272 (0,76)	2,959 (0,99)	4,050 (1,00)
	Birinci Fark				
	$\Delta\pi_{\text{tüfe}}$	Δe	Δp^{ith}	Δy	$\Delta\pi_{\text{üfe}}$
Sabit terimli	-6,642*** (0,00)	-9,583*** (0,00)	-4,313*** (0,00)	-15,901*** (0,00)	-7,623*** (0,00)
Sabit terimli ve trendli	-6,742*** (0,00)	-9,999*** (0,00)	-4,383*** (0,00)	-15,858*** (0,00)	-7,673*** (0,00)
Sabit terimsiz ve trendsiz	-2,030** (0,04)	-9,171*** (0,00)	-4,315*** (0,00)	-15,262*** (0,00)	-6,221*** (0,00)

² İmalat sanayinin Ocak 2017 itibariyle Yurt İçi ÜFE içindeki payı %88,79'dur.

³ 1 Amerikan doları başına ödenmesi gereken Türk lirasıdır.

Phillip-Perron (PP) Birim Kök Testi

	Düzeyde				
	$\pi_{tüfe}$	e	p^{ith}	y	$\pi_{üfe}$
Sabit terimli	1,110 (0,99)	1,617 (0,99)	-2,457 (0,13)	-0,827 (0,81)	0,972 (0,99)
Sabit terimli ve trendli	-0,547 (0,98)	-1,286 (0,89)	-2,162 (0,51)	-2,432 (0,36)	-0,840 (0,96)
Sabit terimsiz ve trendsiz	13,646 (1,00)	2,897 (0,99)	0,578 (0,84)	2,822 (0,99)	5,730 (1,00)
	Birinci Fark				
	$\Delta\pi_{tüfe}$	Δe	Δp^{ith}	Δy	$\Delta\pi_{üfe}$
Sabit terimli	-6,542*** (0,00)	-8,971*** (0,00)	-8,396*** (0,00)	-15,898*** (0,00)	-7,512*** (0,00)
Sabit terimli ve trendli	-6,742*** (0,00)	-9,132*** (0,00)	-8,528*** (0,00)	-15,854*** (0,00)	-7,547*** (0,00)
Sabit terimsiz ve trendsiz	-2,373** (0,02)	-8,875*** (0,00)	-8,380*** (0,00)	-15,122*** (0,00)	-6,243*** (0,00)

Not. Boş hipotez: değişken birim köke sahiptir (seri durağan değildir) şeklindedir. (*) serinin %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı; (**) serinin % 5 anlamlılık düzeyinde anlamlı; (***) serinin %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir. Parantez içindeki değerler p-değerleridir.

5. Bulgular

5.1. Döviz kurunun tüketici fiyatlarına geçiş etkisine ilişkin bulgular

Doğrusal bir model tahmin edilerek modeldeki açıklayıcı değişkenlerin uygun gecikme sayısı derecesi belirlenmelidir. Teräsvirta (2004), aylık verilerle çalışıldığında maksimum gecikme uzunluğuna kadar bütün gecikmeli değerlerin ardışık olarak modelde bulunmasına gerek olmadığını, istatistiksel olarak anlamsız olan gecikmeli değişkenlerin modelden düşürülebileceğini belirtmiştir (Teräsvirta, 2004: 225).

Uygun LSTR modeli belirlenirken Teräsvirta ve Anderson (1992) tarafından önerilen süreç izlenmiştir. Buna göre, doğrusal modelde belirlenen değişkenlerle LSTR modeli tahmin edilir. Eğer tahmin edilen modelde $\beta_j = \beta_j^* = 0$ ise ilgili değişken modelden düşürülür. Bunun yanı sıra, $\beta_j = 0$ ise $G = 0$ durumunda ilgili değişkenin modele bir katkısı bulunmayacaktır, bu nedenle modelden düşürülmelidir. Eğer $\beta_j = -\beta_j^*$ ise, $G = 1$ durumunda $\beta_j + \beta_j^* = 0$ olacağından, ilgili değişken yine modele anlamlı bir katkıda bulunmayacaktır ve modelden düşürülmelidir (Teräsvirta ve Anderson, 1992).

Geçiş değişkeni olarak yıllık tüketici fiyat enflasyonu ($enf_{tüfe_t} = \pi_{tüfe_t} - \pi_{tüfe_{t-12}}$) alınarak uygun LSTR modeli tahmin edilmiştir. Üçüncü bölümde değinildiği üzere LSTR modeline karşı doğrusallık test edilerek hem modelin doğrusal olup olmadığına hem de uygun geçiş fonksiyonunun türüne karar verilebilmektedir. Bu amaçla LSTR modeline karşı doğrusallık test edilmiş, H_{03} ve H_{04} hipotezleri %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir.

Tablo 2

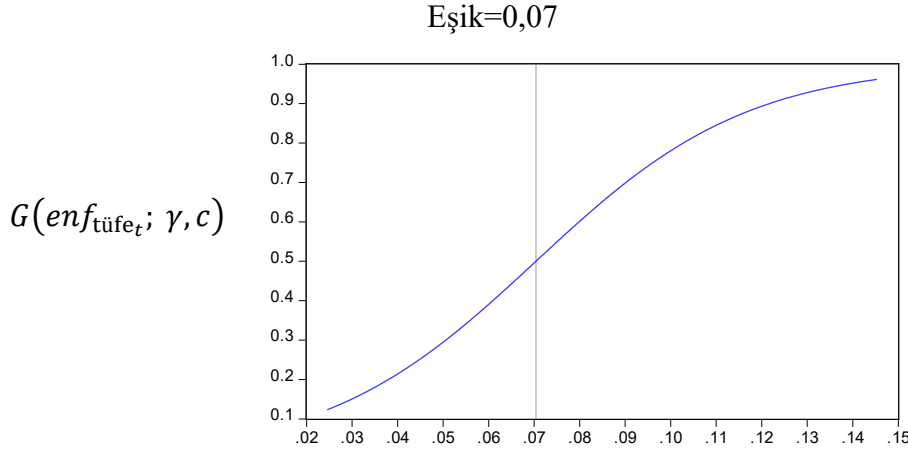
Doğrusallık Testleri

Boş Hipotezler	F-istatistiği	s.d.	p-değeri
$H_{04}: b_1=b_2=b_3=b_4=0$	4,107783	(9, 152)	0,0001
$H_{03}: b_1=b_2=b_3=0$	4,850294	(7, 154)	0,0001
$H_{02}: b_1=b_2=0$	5,620502	(5, 156)	0,0001
$H_{01}: b_1=0$	8,800191	(3, 158)	0,0000
Teräsvirta'nın Ardışık Testleri			
Boş Hipotezler	F-istatistiği	s.d.	p-değeri
$H_3: b_3=0$	2,630964	(2, 154)	0,0752
$H_2: b_2=0 \mid b_3=0$	0,872305	(2, 156)	0,4200
$H_1: b_1=0 \mid b_2=b_3=0$	8,800191	(3, 158)	0,0000
Escribano-Jordá Testi			
Boş Hipotezler	F-istatistiği	s.d.	p-değeri
$H_{0L}: b_2=b_4=0$	2,127460	(4, 152)	0,0801
$H_{0E}: b_1=b_3=0$	2,198605	(4, 152)	0,0718

Doğrusallık testinin reddedilmesi, döviz kurundaki değişimlerin tüketici fiyatlarına geçiş etkisinin doğrusal olmadığı, yıllık enflasyon oranının düzeyine göre doğrusal olmayan bir şekilde geçtiği anlamına gelmektedir.

Teräsvirta'nın ardışık testlerine göre H_2 hipotezi reddedilemediğinden uygun geçiş fonksiyonunun lojistik olduğu anlaşılmaktadır. Geçiş fonksiyonunun türüne karar vermede kullanılan bir diğer test olan Escribano-Jordá testine göre de uygun geçiş fonksiyonu lojistikdir. $P(H_{0E}) < P(H_{0L})$ 'dir.

Tahmin edilen LSTR modelinin geçiş fonksiyonu Şekil 2'deki gibidir.



Şekil 1. $enf_{tüfe_t}$ için geçiş fonksiyonu

Modelin yorumlanmasına geçilmeden önce tahmin edilen LSTR modelinin uygunluğunun test edilmesi gerekmektedir.

Tahmin edilen modele, kalan doğrusal olmayanlık testi ve parametrelerin sabitliği testi uygulanmıştır. Sonuçlar Tablo 3 ve Tablo 4'te verilmiştir.

Tablo 3

Kalan İlave Doğrusal Olmayanlık Testi

Boş Hipotezler	F-istatistiği	s.d	p-değeri
$H_{04}: b_1=b_2=b_3=b_4=0$	1,272934	(9, 148)	0,2562
$H_{03}: b_1=b_2=b_3=0$	1,632546	(7, 150)	0,1303
$H_{02}: b_1=b_2=0$	0,872959	(5, 152)	0,5008
$H_{01}: b_1=0$	0,053851	(3, 154)	0,9835

Kalan ilave doğrusal olmayanlık testi sonucuna göre hipotezler %5 anlamlılık düzeyinde reddedilememiştir. Bunun anlamı modelde tahmin edilenden başka ilave bir doğrusal olmayanlığın kalmadığı anlamına gelmektedir.

Tablo 4

Parametre Sabitliği Testi

Boş Hipotezler	F-istatistiği	s.d.	p-değeri
$H_{04}: b_1=b_2=b_3=b_4=0$	1,049610	(24, 133)	0,4101
$H_{03}: b_1=b_2=b_3=0$	0,954731	(18, 139)	0,5152
$H_{02}: b_1=b_2=0$	0,585898	(12, 145)	0,8510
$H_{01}: b_1=0$	0,597530	(6, 151)	0,7320

Parametrelerin sabitliği testi sonucuna göre H_{04} hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilememiştir. Parametrelerin zamanla değişmediği yani sabit(devamlı) olduğu sonucuna varılabilir. Bu bağlamda tahmin edilen modelin uygun ve yeterli olduğu söylenebilir.

LSTR modelinin tahmin sonuçları aşağıdaki gibi elde edilmiştir:

$$\begin{aligned} \Delta \hat{\pi}_{tüfe_t} = & -0,00001 + 0,106\Delta\pi_{tüfe_{t-1}} + 0,078\Delta\pi_{tüfe_{t-2}} + 0,180^{**}\Delta\pi_{tüfe_{t-6}} \\ & + 0,110^{***}\Delta p_t^{ith} + 0,047^{***}\Delta p_{t-1}^{ith} - 0,018^*\Delta p_{t-6}^{ith} - 0,032^{***}\Delta p_{t-11}^{ith} \\ & - 0,008^*\Delta y_t + 0,009\Delta y_{t-2} + 0,008\Delta y_{t-8} \\ & + (0,037^{***}\Delta e_t + 0,026^{***}\Delta e_{t-3} + 0,013^{**}\Delta e_{t-8}) \\ & + (0,006 + 0,040^{***}\Delta e_{t-1})G(enf_{tüfe_t}; \gamma, c) \end{aligned} \quad (18)$$

$$G(enf_{tüfe_t}; \gamma, c) = \left[1 + \exp\left(-42,8(enf_{tüfe_t} - 0,070^{***})\right) \right]^{-1}$$

Modeldeki (***), katsayının %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğunu; (**), katsayının %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğunu; (*), katsayının %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğunu belirtmektedir.

Görüldüğü gibi, eşik enflasyon oranı %7 olarak bulunmuştur. Yıllık enflasyon oranının %7'nin altında olduğu dönem “düşük enflasyon ortamı”, %7'nin üstünde olduğu dönem “yüksek enflasyon ortamı” olarak adlandırılabilir. Yıllık tüketici enflasyonu %7'nin altında olduğunda geçiş fonksiyonu 0 değerini alır. Düşük enflasyon ortamında döviz kurunun tüketici fiyatlarına geçiş etkisi %7,6'dır. Diğer taraftan yıllık tüketici enflasyonu %7'yi aştığında geçiş fonksiyonu 1 değerini alır. Yani yüksek enflasyon ortamında döviz kurunun tüketici fiyatlarına geçiş etkisi %11,6'dır.

Tablo 5

Döviz kurunun tüketici fiyatlarına geçiş etkisi katsayısı

Geçiş Etkisi	
G=0 için	$\cong 0,076$
G=0,5 için	$\cong 0,096$
G=1 için	$\cong 0,116$

Elde edilen bulgulardan hareketle yıllık tüketici enflasyonu %7 eşik değerinin altındayken döviz kurundaki artışların tüketici fiyatlarına daha az bir oranda(%7,6) yansıtıldığı, ihracatçıların pazar paylarını kaybetmemek adına kâr marjlarını düşürdükleri söylenebilir. Ancak yıllık tüketici enflasyonu %7 değerini aştığında, ihracatçılar ithalatçı ülkede makroekonomik istikrarsızlık olduğunu düşünerek döviz kurundaki artışların %11,6'sını tüketici fiyatlarına yansıtmakta ve kâr marjlarından daha az fedakârlıkta bulunmaktadır.

5.2. Döviz kurunun üretici fiyatlarına geçiş etkisine ilişkin bulgular

Döviz kurunun üretici fiyatlarına geçiş etkisi incelenirken, geçiş değişkeni olarak yıllık üretici fiyat enflasyonu ($enf_{üfe_t} = \pi_{üfe_t} - \pi_{üfe_{t-12}}$) alınmıştır.

İlk olarak doğrusallık testleri uygulanmış ve doğrusal model LSTR alternatifine karşı test edilmiştir. Tablo 6'daki doğrusallık testleri sonucuna göre boş hipotezlerin tümünün %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak reddedildiği, modelin doğrusal olmadığı saptanmıştır.

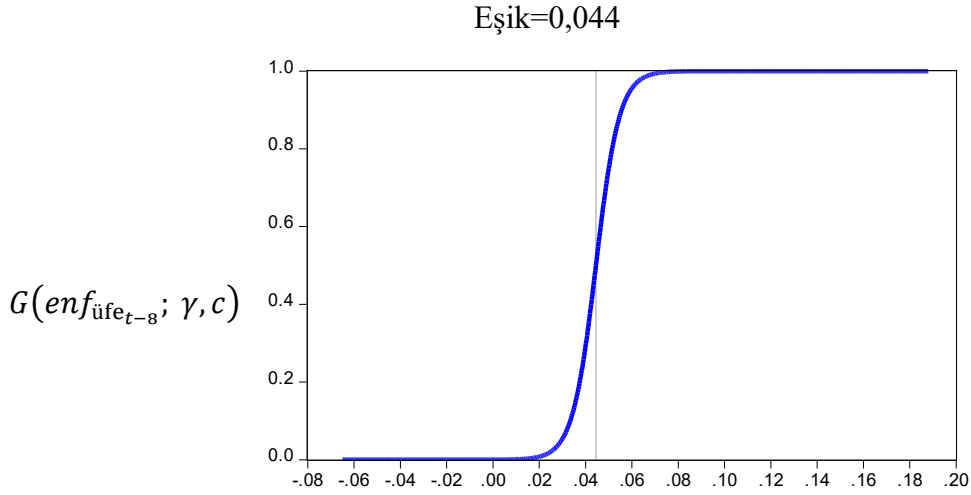
Teräsvirta'nın ardışık testlerine göre H_2 hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilememiştir. Buna göre önerilen model LSTR'dir. Diğer yandan Escibano-Jordá'nın doğrusallık testine göre $P(H_{0L}) < P(H_{0E})$ olduğundan önerilen model ESTR'dir. Burada Teräsvirta'nın test sonucuna göre LSTR modeli tahmin edilmiştir.

Tablo 6

Doğrusallık Testleri

Boş Hipotezler	F-istatistiği	s.d.	p-değeri
$H_{04}: b_1=b_2=b_3=b_4=0$	2,671210	(10, 145)	0,0050
$H_{03}: b_1=b_2=b_3=0$	2,521679	(8, 147)	0,0134
$H_{02}: b_1=b_2=0$	3,241631	(6, 149)	0,0051
$H_{01}: b_1=0$	4,508286	(4, 151)	0,0018
Teräsvirta Ardışık Testleri			
Boş Hipotezler	F-istatistiği	s.d	p-değeri
$H_3: b_3=0$	0,435511	(2, 147)	0,6478
$H_2: b_2=0 \mid b_3=0$	0,739437	(2, 149)	0,4791
$H_1: b_1=0 \mid b_2=b_3=0$	4,508286	(4, 151)	0,0018
Escibano-Jordá Testi			
Boş Hipotezler	F-istatistiği	s.d	p-değeri
$H_{0L}: b_2=b_4=0$	1,611348	(4, 145)	0,1745
$H_{0E}: b_1=b_3=0$	1,890620	(4, 145)	0,1152

Tahmin edilen LSTR modelinin geçiş Şekil 3'teki gibidir.



Şekil 2. $enf_{\ddot{u}fe_{t-8}}$ için geçiş fonksiyonu

Modelin kalan ilave doğrusal olmayanlık testi ve parametrelerin devamlılığı testi Tablo 7 ve Tablo 8'de verilmiştir.

Tablo 7

Kalan İlave Doğrusal Olmayanlık Testi

Boş Hipotezler	F-istatistiği	s.d	p-değeri
$H_{04}: b_1=b_2=b_3=b_4=0$	0,941565	(10, 141)	0,4974
$H_{03}: b_1=b_2=b_3=0$	0,938885	(8, 143)	0,4866
$H_{02}: b_1=b_2=0$	1,141244	(6, 145)	0,3415
$H_{01}: b_1=0$	1,212821	(4, 147)	0,3079

Modelde ilave bir doğrusal olmayanlığın kalmadığını öne süren boş hipotezler %5 anlamlılık düzeyinde reddedilememektedir. Modelde tahmin edilenden başka bir doğrusal olmayanlık saptanmamıştır.

Tablo 8

Parametre Sabitliği Testi

Boş Hipotezler	F-istatistiği	s.d.	p-değeri
$H_{04}: b_1=b_2=b_3=b_4=0$	1,248254	(12, 139)	0,2566
$H_{03}: b_1=b_2=b_3=0$	1,438537	(9, 142)	0,1771
$H_{02}: b_1=b_2=0$	1,281822	(6, 145)	0,2692
$H_{01}: b_1=0$	0,721559	(3, 148)	0,5406

Parametrelerin sabitliği testi sonucunda, parametrelerin zamana göre değişmediğini öne süren boş hipotezler %5 anlamlılık düzeyinde reddedilememiştir. Parametrelerin zamana göre değişmediği görülmüştür.

LSTR modelinin tahmin sonuçları aşağıdaki gibi elde edilmiştir:

$$\begin{aligned} \Delta \hat{\pi}_{\text{üfe}_t} = & 0,002^{**} + 0,346^{***} \Delta \pi_{\text{üfe}_{t-1}} - 0,137^{**} \Delta \pi_{\text{üfe}_{t-3}} - 0,131^{***} \Delta \pi_{\text{üfe}_{t-8}} \\ & + 0,123^{***} \Delta \pi_{\text{üfe}_{t-10}} + 0,122^{***} \Delta \pi_{\text{üfe}_{t-12}} + 0,298^{***} \Delta p_t^{\text{ith}} \\ & + 0,042 \Delta p_{t-2}^{\text{ith}} - 0,068 \Delta p_{t-11}^{\text{ith}} + 0,046^{**} \Delta y_{t-1} + 0,062^{***} \Delta y_{t-2} \\ & + (0,241^{***} \Delta e_t) + (0,099^{***} \Delta e_{t-3} + 0,035^{**} \Delta e_{t-1}) G(\text{enf}_{\text{üfe}_{t-8}}; \gamma, c) \end{aligned} \quad (19)$$

$$G(\text{enf}_{\text{üfe}_{t-8}}; \gamma, c) = \left[1 + \exp \left(-198 (\text{enf}_{\text{üfe}_{t-8}} - 0,044^{***}) \right) \right]^{-1}$$

Modeldeki (***), katsayının %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğunu; (**), katsayının %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğunu; (*), katsayının %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğunu belirtmektedir.

Görüldüğü gibi, eşik enflasyon oranı %4,4 olarak bulunmuştur. Yıllık üretici enflasyonu oranının %4,4'ün altında olduğu döneme “düşük enflasyon ortamı”, %4,4'ün üstünde olduğu dönem “yüksek enflasyon ortamı” olarak tanımlanabilir. Yıllık üretici enflasyonu %4,4'ün altında olduğunda, düşük enflasyon ortamında geçiş fonksiyonu 0 değerini alır. Bu durumda döviz kurunun üretici fiyatlarına geçiş etkisi %24'tür. Diğer yandan yıllık üretici enflasyonu %4,4'ü aştığında geçiş fonksiyonu 1 değerini alır. Yüksek enflasyon ortamında döviz kurunun üretici fiyatlarına geçiş etkisi yaklaşık %37,5'tir.

Tablo 9

Döviz kurunun üretici fiyatlarına geçiş etkisi katsayısı

Geçiş Etkisi	
G=0 için	≅ 0,241
G=0,5 için	≅ 0,308
G=1 için	≅ 0,375

6. Sonuç

Bu çalışmada Türkiye’de nominal döviz kurunda meydana gelen değişimlerin tüketici ve üretici fiyatlarına geçiş etkisi 2004:01-2018:07 dönemi için, doğrusal olmayan zaman serisi yöntemlerinden biri olan yumuşak geçişli regresyon modeli yardımıyla incelenmiştir. Bu amaçla enflasyon düzeyi ile döviz kurunun fiyatlara geçiş etkisi arasında aynı yönlü bir ilişki olduğunu öne süren Taylor (2000) hipotezinin geçerliliği tüketici enflasyonu ve üretici enflasyonu için ayrı ayrı araştırılmıştır. Model tahminlerinde, geçiş etkisinin, enflasyon büyüklüğüne verdiği tepkinin doğrusal olmadığı görülmüştür.

Yıllık tüketici fiyat enflasyonu %7’yi aştığında, döviz kurunun tüketici fiyatlarına geçiş etkisinin %7,6’dan (G=0 için) %11,6’ya (G=1 için) çıktığı görülmüştür. Diğer taraftan yıllık üretici fiyat enflasyonu %4,4’ü aştığında döviz kurunun üretici fiyatlarına geçiş etkisi %24,1’den (G=0 için) %37,5’e (G=1 için) çıktığı görülmüştür. Elde edilen sonuçlar Taylor (2000) hipotezinin ilgili dönemde Türkiye’de geçerli olduğunu ortaya koymaktadır. Dikkat edileceği üzere, döviz kurundaki değişimlerin üretici fiyatlarına yansımaları daha fazladır. Bunun nedeni Türkiye’de üretimde kullanılan ara malların içinde ithal ara malların payının yüksek olması olabilir.

İhracatçılar, ithalatçı ülkede yüksek enflasyon düzeyi gördüklerinde döviz kurundaki artışları fiyatlarına daha yüksek oranda yansıtırlar. Bu durumda ithalatçı ülkede döviz kurunun fiyatlara geçiş etkisinde de bir artış gözlenir. Geçiş etkisindeki asimetriklerin ve doğrusal olmayanlığın ortaya konulması, fiyat istikrarının sağlanmasında ve politika yapıcıların bunları dikkate alarak politika geliştirmelerine yardımcı olmak açısından önemlidir. Makroekonomik istikrarsızlık ortamının geçiş etkisini arttırdığı görülmüştür. Bu çalışmada makroekonomik istikrarsızlığın göstergesi olarak yıllık enflasyon, döviz kurundaki değişimin büyüklüğü ve yıllık üretim büyümesi ele alınmıştır. İleriki çalışmalarda başka göstergeler geçiş değişkeni olarak ele alınarak geçiş etkisinin bu göstergelere göre asimetrik davranıp davranmadığı araştırılabilir.

Kaynakça

- Arbatlı E. C. (2003), Exchange Rate Pass-Through In Turkey: Looking for Asymmetries, *Central Bank Review* 3(2), 85-124. Alınan yer Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası <http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/00be43eb-3b8b-4887-9bbf-5f32148edfbc/july03-4.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE-00be43eb-3b8b-4887-9bbf-5f32148edfbc-m3fw4q7>
- Ben Cheikh, N.(2012), Non-iinearities in exchange rate pass-through: Evidence from smooth transition models, *Munich Personal RePec Archive*, 39258. Alınan yer https://mpra.ub.uni-muenchen.de/39258/1/MPRA_paper_39258.pdf
- Çiftçi, M. & Yılmaz, M. H. (2017), Nonlinear Dynamics in Exchange Rate Pass-Through and Inflation Persistence: The Case of Turkish Economy, *Asian Journal of Economic Modelling* 6(1), 8-20 doi:10.18488/journal.8.2018.61.8.20
- Doğan, B. Ş. (2013), Asymmetric Behavior of the Exchange Rate Pass-Through to Manufacturing Prices in Turkey, *Emerging Markets Finance and Trade* 49(3), 35-47 doi: 10.2307/23437774
- Eitrheim, Ø. & Teräsvirta, T. (1996), Testing the Adequacy of Smooth Transition Autoregressive Models, *Journal of Econometrics* 74(1996), 59-75 doi:10.1016/0304-4076(95)01751-8
- Enders, W. (2010), *Applied Econometric Time Series Third Edition*, Wiley Series in Probability and Statistics.
- Enders, W. (2015), *Applied Econometric Time Series Fourth Edition*, Wiley Series in Probability and Statistics.
- Frances, P. H. & Dijk, D. V. (2003), *Nonlinear Time Series Models in Empirical Finance*, Cambridge University Press
- Goldberg, P. K. & Knetter, M. M. (1997), Good Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?, *Journal of Economic Literature* 35(3), 1243-1272 doi: 10.3386/w5862
- Junttila, J., & Korhonen, M. (2012). The role of inflation regime in the exchange rate pass-through to import prices. *International Review of Economics & Finance*, 24, 88-96.
- Nogueira Junior, R. P. & León-Ledesma, M. A. (2008), Exchange Rate Pass-Through into Inflation: the role of asymmetries and nonlinearities. *Studies in Economics* 0801, *University of Kent*. Alınan yer <ftp://ftp.ukc.ac.uk/pub/ejr/RePEc/ukc/ukcedp/0801.pdf>
- Luukkonen, R., Saikkonen, P. & Teräsvirta, T. (1988), Testing Linearity Against Smooth Transition Autoregressive Models, *Biometrika* 75(3), pp.491-499 doi: 10.2307/2336599
- Musti, B. M. & Siddiki, J. U., (2018), Nonlinear and Asymmetric Exchange Rate Pass-Through to Consumer Prices in Nigeria: Evidence From A Smooth Transition Autoregressive Model,

Economics Discussion Papers 2018-3, School of Economics, Kingston University London
Alınan yer

http://staffnet.kingston.ac.uk/~ku33681/RePEc/kin/papers/2018_003.pdf

Sevüktekin, M. ve Nargeleçekenler, M. (2010). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi: Eviews Uygulamalı* (Genişletilmiş 3. Baskı). Ankara: Nobel Yayın Dağıtım.

Shintani, M., Terada-Hagiwara, A., & Yabu, T. (2013). Exchange rate pass-through and inflation: A nonlinear time series analysis. *Journal of International Money and Finance*, 32, 512-527.

Taylor, J.B. (2000), Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms, *European Economic Review* 44 (7) 2000, 1389-1408 doi:10.1016/S0014-2921(00)00037-4

Teräsvirta, T. (1994), Specification, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models, *Journal of the American Statistical Association* 89(425), 208-218 doi:10.2307/2291217

