



# BULLETIN OF ECONOMIC THEORY AND ANALYSIS

Journal homepage: <http://www.betajournals.org>

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

Nazlı Karaoğlu & Serdar Kılıçkaplan

**To cite this article:** Karaoğlu, N. & Kılıçkaplan, S. (2018). Döviz Kurunun Yurt İçi Fiyatlara Geçiş Etkisinin Yumuşak Geçişli Regresyon Modeliyle Tahmini. *Bulletin of Economic Theory and Analysis*, 3(3), 195-215.

**Received: 29 Sep 2018**

**Accepted: 15 Nov 2018**

**Published online: 17 Nov 2018**



©All right reserved



## *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<sup>a</sup>

Serdar KILIÇKAPLAN<sup>b</sup>

<sup>a</sup> Doktora Öğrencisi, Gazi Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Anabilim Dalı, Ankara, TÜRKİYE

<sup>b</sup> 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 kullanımını 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](mailto: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  $\mu$  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).  $\epsilon_t$ , 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  $\beta$ , 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  $\beta$  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  $\beta$ ' 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  $\psi$  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.  $\phi$  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 ( $\pi_{NT_t}$ ) ve konu olan ( $\pi_{T_t}$ ) 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  $\varepsilon_t$  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  $\mathbf{w}' = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$ ,  $\mathbf{x}' = (x_{1t}, \dots, x_{kt})'$ .  $\alpha$ , doğrusal kısma ilişkin parametre vektörüdür.  $\alpha = (\alpha_0, \dots, \alpha_p)'$ .  $\beta$  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,  $\gamma$  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  $\alpha$  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  $\alpha$  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.  $\Delta p_{t-j}^{ith}$  üreticinin para birimi cinsinden ithalat fiyatlarındaki değişimi,  $\Delta y$  çıktıdaki büyümeyi,  $\Delta e$  döviz kurundaki değişimi,  $G(s_t; \gamma, c)$  lojistik geçiş fonksiyonunu ve  $\varepsilon$  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\_D<sup>1</sup>, ikinci modelde İmalat

<sup>1</sup> 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 Endeksi<sup>2</sup> alınmıştır. Döviz kuru olarak USD/TL<sup>3</sup> 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*

<b>ADF Birim Kök Testi</b>					
	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				
	$\Delta\pi_{\text{tüfe}}$	$\Delta e$	$\Delta p^{ith}$	$\Delta y$	$\Delta\pi_{\text{üfe}}$
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)

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

<sup>3</sup> 1 Amerikan doları başına ödenmesi gereken Türk lirasıdır.

### Phillip-Perron (PP) Birim Kök Testi

	Düzye				
	$\pi_{tüfe}$	$e$	$p^{ith}$	$y$	$\pi_{üfe}$
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				
	$\Delta\pi_{tüfe}$	$\Delta e$	$\Delta p^{ith}$	$\Delta y$	$\Delta\pi_{üfe}$
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

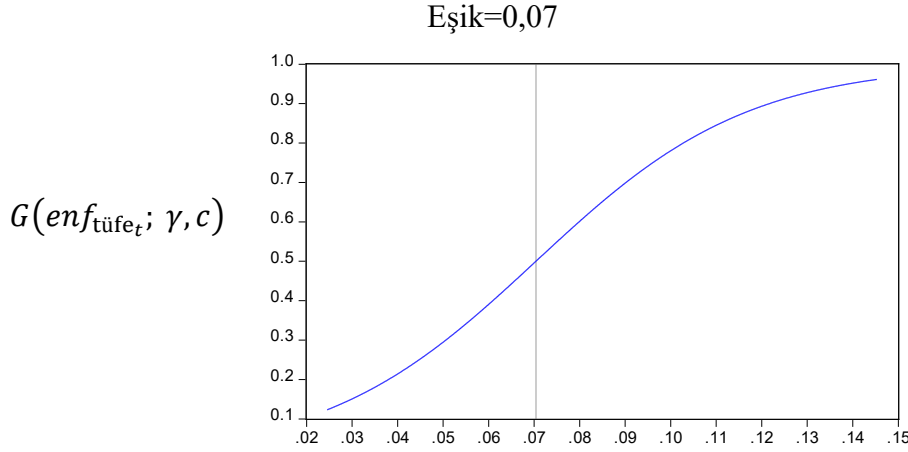
*Doğrusallık Testleri*

<b>Boş Hipotezler</b>	<b>F-istatistiği</b>	<b>s.d.</b>	<b>p-değeri</b>
$H_{04}: b_1=b_2=b_3=b_4=0$	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
<b>Teräsvirta'nın Ardışık Testleri</b>			
<b>Boş Hipotezler</b>	<b>F-istatistiği</b>	<b>s.d.</b>	<b>p-değeri</b>
$H_3: b_3=0$	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
<b>Escribano-Jordá Testi</b>			
<b>Boş Hipotezler</b>	<b>F-istatistiği</b>	<b>s.d.</b>	<b>p-değeri</b>
$H_{0L}: b_2=b_4=0$	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.

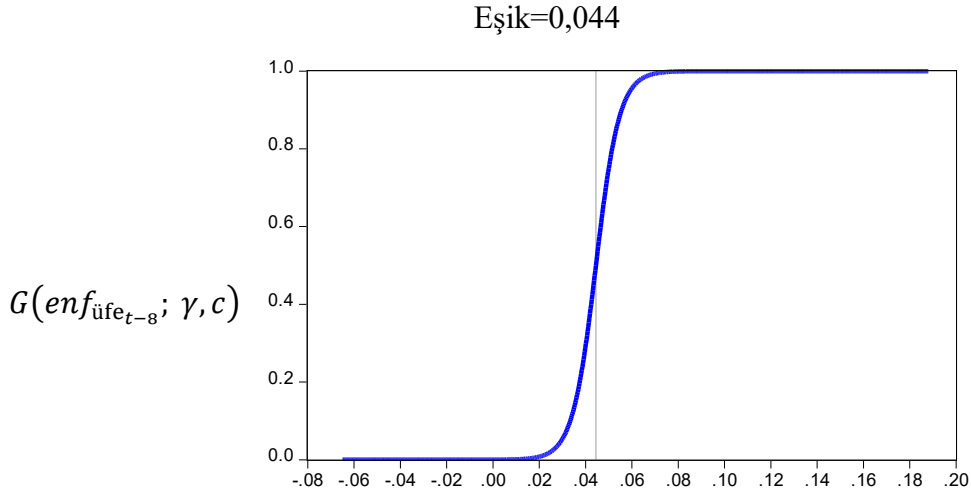
Teräsvirta'nın ardışık testlerine göre  $H_2$  hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilememiştir. Buna göre önerilen model LSTR'dir. Diğer yandan Escibano-Jordá'nın doğrusallık testine göre  $P(H_{0L}) < P(H_{0E})$  olduğundan önerilen model ESTR'dir. Burada Teräsvirta'nın test sonucuna göre LSTR modeli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