


Durum Uzayı Modelleri ile Türkiye'nin Yurtiçi Fiyatları ve Döviz Kuru İlişkisinin Değerlendirilmesi

Evaluation of Türkiye's Domestic Prices and Exchange Rate Relationship with State Space Models

Fikriye Ceren Bostancı¹ , Selçuk Koç² 

¹(Arş. Gör.), Kocaeli Üniversitesi, Siyasal Bilgiler Fakültesi, İktisat Bölümü, Kocaeli, Türkiye

²(Prof. Dr.), Kocaeli Üniversitesi, Siyasal Bilgiler Fakültesi, İktisat Bölümü, Kocaeli, Türkiye

ÖZ

Bu çalışmada, Durum Uzayı Modellerinin (State Space Models) tanıtılması amacıyla bir Türkiye iktisadi analizi ele alınmaktadır. Durum Uzayı Modelleri, esnek yapılara ve veri kaybını önleyen bir tahmin yöntemine sahip olması sebebiyle tercih edilen bir modelleme yöntemi sunmaktadır. Bu çalışmanın iktisadi uygulaması olarak, Türkiye'nin 2005-2024 dönemine ait aylık Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE), Dolar/TL ve Euro/TL değişkenleri ile bir analiz yapılmıştır. Analizin ilk aşamasında, yalnızca açıklayıcı değişken içeren bir modelleme yaklaşımı benimsenmiş ve TÜFE, Dolar/TL, Euro/TL gibi ekonomik göstergeler bireysel olarak ele alınarak analiz edilmiştir. Ardından, daha karmaşık bir modelleme sürecine geçilmiştir; bu süreçte yalnızca açıklayıcı değişken içeren modellerin yanı sıra, 2023 yılının Ocak ayından itibaren geçerli olacak bir kukla değişken eklenmiştir. Kukla değişken eklenerek yapılan ikinci modellemede, belirli dönemlerde gerçekleşen yapısal kırılmalar ve politika değişikliklerinin veriler üzerindeki etkisi daha kapsamlı bir şekilde incelenmiştir. Analizde deterministik ve stokastik özellikler de dikkate alınmış ve bu farklı model yapıları Kalman Filtresi (1960) yöntemi kullanılarak tahmin edilmiştir. Bu analizler sonucunda, en iyi model yapısının Dolar/TL ve Euro/TL değişkenleri için Stokastik Seviye ve Açıklayıcı Değişken-Kukla Değişken modeli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Elde edilen sonuçlar, Dolar/TL ve Euro/TL değişkenlerinin TÜFE üzerindeki etkisinin benzer oranda ve pozitif yönde olduğunu göstermektedir. Bununla birlikte TÜFE'nin Dolar/TL ve Euro/TL değişkenlerindeki dalgalanmalara nispeten daha az hassasiyet gösterdiği; başka bir deyişle, Dolar/TL ve Euro/TL değişimlerine göre daha düşük esneklik sergilediği tespit edilmiştir. Ayrıca modelde kukla değişken kullanılması iki dönem arasında yurt içi fiyatlarının karşılaştırılmasına olanak tanımıştır. Buna göre 2023'ün ilk ayı ve sonrasındaki yurtiçi fiyatlarının önceki dönemlere göre daha düşük olduğu çıkarımı yapılmıştır. Bu bulgular, Türkiye'de döviz kuru ve yurt içi fiyatları arasındaki ilişkiyi daha iyi anlamak için önemli çıkarımlar sunmaktadır ve Durum Uzayı Modellerinin iktisadi bir uygulamada kullanımında göstermesi bakımında literatüre katkı sunmaktadır.

ABSTRACT

In this article, an economic analysis of Türkiye is discussed to introduce State Space Models. State Space Models offer a preferred modelling method as they have flexible structures. As an economic application of this study, an analysis is conducted with Türkiye's monthly Consumer Price Index (CPI), USD/TRY and EUR/TRY for the period 2005-2024. In the first stage, a modelling approach with only explanatory variables is adopted. Subsequently, in addition to the models with only explanatory variables, a dummy variable was added to be valid from January 2023 onwards. Deterministic and stochastic features were considered in the analysis, and these different model structures were estimated. As a result, it is concluded that the best model structure is the Stochastic Level and Explanatory Variable-Dummy Variable model for the USD/TRY and EUR/TRY. The results show that the effects of USD/TRY and EUR/TRY on the CPI are similar and positive. However, the CPI is found to be relatively less sensitive to fluctuations in the USD/TRY and EUR/TRY. In addition, the use of a dummy variable in the model allowed the comparison of domestic prices between the two periods. Accordingly, it is inferred that domestic prices in the first month of 2023 and thereafter are lower than those in the previous periods. These findings have important implications for a better understanding of the relationship between exchange rates and domestic prices in Türkiye and contribute to the literature in terms of demonstrating the use of State Space Models in an economic application.

Corresponding Author: Fikriye Ceren Bostancı **E-mail:** ceren.bostanci@kocaeli.edu.tr

Submitted: 30.10.2024 • **Revision Requested:** 02.12.2024 • **Last Revision Received:** 04.12.2024 • **Accepted:** 09.12.2024



This article is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License (CC BY-NC 4.0)

Anahtar Kelimeler: Durum Uzayı Modelleri, Kalman Filtresi, Enflasyon, Tüketici Fiyat Endeksi, Döviz Kuru

Keywords: State Space Models, Kalman Filter, Inflation, Consumer Price Index, Exchange Rate

EXTENDED SUMMARY

This study examines the relationship between domestic prices and exchange rates in the Türkiye economy and uses State Space Models and the Kalman Filter method to analyse this interaction. State Space Models are highly flexible models used in economic analysis and prevent data loss. This feature makes state-space models very useful in time-series analysis. In this framework, the Kalman filter is used in the estimation of the state space models. State Space Models and the Kalman Filter make important contributions in revealing economic relationships that are difficult to measure.

In this article, first, the theory of the economic issue is discussed and then the general representation of State Space Models is analysed. Then, the structures of the State Space Models according to different specifications are discussed separately and the model structures are explained through equations. Then, the Kalman Filter method, which is the estimation method of State Space Models, developed by electrical engineer Rudolf Emil Kalman in 1960 for use in control engineering, is explained. The feature of the Kalman Filter that makes it very useful in the use of economic series is that it can be applied to both stationary and unit rooted series. Due to these useful features, the Kalman Filter was adapted to the economic series by Andrew Harvey in 1989 for use in econometric analyses.

This study analyzes the relationship between Türkiye's Consumer Price Index (CPI) and the USD/TRY and EUR/TRY exchange rates separately over a period extending from 2005 to 2024. Studying this long period provides a detailed analysis of the relationship between the CPI and USD/TRY and EUR/TRY. The analysis is initially carried out using State Space Models with only explanatory variables and investigates the direction and degree to which the USD/TRY and EUR/TRY exchange rates are driving the CPI. In addition to this modelling, a dummy variable representing the first month of 2023 and the following months was added to the model, and it was investigated how the dummy and explanatory variables explained the CPI variable. The purpose of adding the dummy variable to the model is to include the structural breaks and policy changes in the Turkish economy in the model. For both models, adding a dummy variable to the model made a positive contribution to the model.

In order to analyse the State Space Models with Explanatory Variables and State Space Models with Explanatory Dummy Variables mentioned in the above paragraph in a more holistic sense, the deterministic and stochastic properties of the explanatory and dummy variables are included separately in the model. In this way, the possibility of correctly selecting the model type that gives the best model result has increased. It was determined that the model that gave the best result was the Stochastic Level Explanatory Variable-Dummy Variable Model, and this model was accepted as the final model.

According to the model results, it is concluded that the USD/TRY and EUR/TRY variables positively affect the CPI variables. More specifically, a 1% change in the USD/TRY increases the CPI by approximately 0.1752%, while a 1% change in the EUR/TRY increases the CPI by approximately 0.1768%. The values are very close to each other, but it is observed that the EUR/TRY affects the CPI more than the USD/TRY. This is thought to be due to the fact that Türkiye imports mostly from European countries. These values also provide the elasticities. Accordingly, it can be interpreted that the CPI is inelastic against USD/TRY and EUR/TRY. This shows that domestic prices react little to the fluctuations in USD/TRY and EUR/TRY. Since there is also a dummy variable in the model, it is possible to compare the domestic prices of the two periods. Accordingly, in the CPI-USD/TRY model, Türkiye's domestic prices are 0.04378% lower for January 2023 and later than the other dates, while in the CPI-EUR/TRY model, Türkiye's domestic prices are 0.04375% lower for January 2023 and later than the other dates. It is noteworthy that these values are quite close to each other. This means that the policy changes that have started to be experienced since the first month of 2023 have a decreasing effect on domestic prices.

At the end of the article, it is underlined that Türkiye, like every developing country, is quite sensitive to external shocks. To become more resilient to these external shocks, policies that encourage domestic production and exports are suggested.

Giriş

Temelleri ilk olarak Rudolf Emil Kalman tarafından 1960 senesinde atılan Durum Uzayı Modelleri (State Space Models), mühendislikte kullanılmak üzere tasarlanmış model yapılarıdır. Kalman (1960), ayrıca Kalman Filtresi de geliştirip Durum Uzayı Modellerinin tahminini mümkün hale getirmiştir.

Durum Uzayı Modellerinin Ekonometri alanında kullanılmasına olanak sağlayan araştırmacı ise Andrew Harvey'dir. Harvey (1989)'da ekonometrik modellerin Kalman Filtresi ile tahmini anlatılmıştır. Durum Uzayı Modelleri, sahip olduğu avantajlar sayesinde Ekonometri alanında da kullanılmaya başlanmıştır.

Kalman (1960) formülasyonu, hem durağan hem de durağan olmayan seriler ile model kurmaya olanak sağlamaktadır (Kalman, 1960, s.35). Dolayısıyla bu yöntemde, fark alma yoluyla durağanlaştırma işlemine gerek olmaması sebebiyle veri kaybı sorunu

yaşanmamaktadır. Ayrıca Durum Uzayı Modelleri, Otoregresif Entegre Hareketli Ortalama (ARIMA) ailesi, zamanla değişen katsayılar modeli gibi çok çeşitli model kalıpları şeklinde yazılabilen esnek modellerdir. Esneklik özelliklerine ek olarak Durum Uzayı Modelleri, eksik gözlem olması durumunda da kullanılabilen bir model sistemidir. Daha gelişmiş Durum Uzay Modelleri, doğrusal olmama durumunu ve kalıntıların normal dağılım göstermediği durumlarda da kullanılabilir. Durum Uzayı Modelleri, zaman serisi bileşenlerini sadece deterministik özelliklerini değil aynı zamanda stokastik özelliklerini de modellemeye dahil etmesi de bu modellerin avantajı olarak karşımıza çıkmaktadır. Durum Uzayı Modellerinin hem deterministik hem stokastik özelliklere izin veren yapısı sebebiyle araştırmacılar daha çok çeşitli model kurabilmekte ve en uygun modeli kurma olasılıkları artmaktadır.

Durum Uzayı Modellerinin dezavantajı tahminin ve anlaşılmasının zor olmasıdır. Bu durum bu model yapısının popüler olmasının önüne geçmiştir. Ancak son yıllarda gelişen paket programlar yardımıyla kullanımı kolaylaşmış ve ekonometrik analizlerde kullanımı artmıştır.

Çalışmada Durum Uzay modellemesini iktisadi bir örnek üzerinden anlatmak için Türkiye'de yurtiçi fiyatları döviz kurları değişkenleri ile Durum Uzay Modelleri metodolojisi üzerinden açıklanmaya çalışılmıştır. Bu konu özelinde literatürde çok sayıda çalışma bulunmaktadır.

Akgül ve Özdemir (2018), Türkiye'nin 2003-2016 dönemi için enflasyon ile faiz oranı ve enflasyon ile döviz kuru arasındaki nedensellik ilişkisini Diks ve Panchenko (2006) testi ile incelemiştir. Söz konusu çalışmada sonuçlar iki ayrı dönemde yorumlanmıştır. Sonuçlara göre 2003-2011 dönemi için enflasyon ve faiz oranı değişkenleri arasında çift yönlü nedensel ilişki söz konusudur ancak bu ilişki 2011 senesinde yaşanan yapısal kırılma sonrasında geçerli olmamıştır. Bununla birlikte, 2008 yılı sonrasında Türkiye'de döviz kurundan enflasyona doğru tek yönlü nedensel ilişki tespit edilmiştir.

Altuntaş ve ark. (2021), 2006-2021 dönemi için Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) ve sepet döviz kuru değişkenlerini Sims (1980) Vektör Otoregresif (VAR) Modeli ve Granger (1969) nedensellik testi aracılığı ile analiz etmiştir. Çalışmada analiz Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası (TCMB) başkanlarına göre dönemlere ayrılarak yapılmıştır. Analiz sonuçlarına göre Durmuş Yılmaz döneminde sadece TÜFE değişkeninden sepet kur değişkenine doğru tek taraflı bir nedensellik bulunmuştur. Erdem Başçı döneminde ilgili değişkenler arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunmamıştır. Erdem Başçı sonrası dönemde ise değişkenler arasında çift taraflı bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Bozkurt (2021), Türkiye'nin politika faizi, piyasa faizi, nominal Dolar/TL değişkeni ve TÜFE bazlı enflasyon verilerini Sims (1980) Vektör Otoregresif (VAR) Modeli ve Granger (1969) nedensellik testini kullanarak 2011-2021 dönemi için analiz etmiştir. Çalışma sonucunda piyasa faiz oranından politika faiz oranına, piyasa faiz oranından nominal Dolar/TL değişkenine ve nominal Dolar/TL değişkeninden enflasyona tek yönlü bir nedensel ilişki bulunmuştur.

Aytekin ve ark. (2023), Autoregressive Distributive Lag (ARDL) ve Toda ve Yamamoto (1995) teknikleri ile 2004-2021 dönemi için TÜFE, Üretici Fiyat Endeksi (ÜFE) ve reel efektif döviz kuru arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Sonuçlara göre döviz kuru ile ÜFE değişkenleri arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi vardır. ÜFE'den enflasyona doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi vardır. Ayrıca uzun dönemde ÜFE'deki artış enflasyonu artırmaktadır.

Altuntaş (2024), 2007-2021 dönemi enflasyon, nominal döviz kurları (Dolar/TL ve Euro/TL), ithalat değer endeksi ve çıktı açığı aylık verilerini kullanarak ARDL ve Nonlinear Autoregressive Distributive Lag (NARDL) modelleri ile bir çalışma yapmıştır. Çalışma sonuçlarına göre fiyatlar, Türk Lirasının Dolar ve Euro karşısında değer kaybetmesine uzun dönemde anlamlı ve pozitif tepki vermekte olduğu ancak geçiş etkisinin eksik olduğu, ayrıca Dolar/TL ve Euro/TL'nin, uzun dönemde enflasyon üzerinde asimetric bir etkisi söz konusu olduğu ortaya çıkmıştır.

Sözen ve ark. (2024), 2011-2019 dönemi için, Borsa İstanbul (BİST-100), Yatırımcı Risk İştahı Endeksi (RISE), TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru, faiz oranı ve TÜFE bazlı enflasyon oranı değişkenlerini kullanarak Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi ile analiz gerçekleştirmişlerdir. Sonuçlara göre; BİST-100 endeksi ve reel efektif döviz kurundan enflasyona, RISE'den faiz oranına, BİST-100 endeksinden RISE'e doğru tek yönlü nedensellik sonucu bulunmuştur.

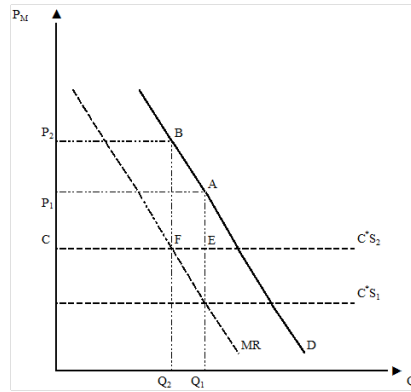
Bu çalışmada, Dolar/TL ve Euro/TL değişkenlerinin yurtiçi fiyatlarına olan etkisi 2005M1-2024M9 dönemi aylık verileri kullanılarak Durum Uzayı Modelleri yardımıyla araştırılmıştır. Amaç ve Yöntem bölümünde çalışılan İktisat problemi geçmiş çalışmalarla ele alınmış ayrıca Durum Uzayı Modelleri ve Kalman Filtresi tanıtılmıştır. Bulgular kısmında model tahminlerine yer verilmiş ve sonuçlar yorumlanmıştır. Tartışma ve Sonuç kısmında bulgular iktisadi bağlamda tartışılmış ve politika önerisi sunulmuştur.

Amaç ve Yöntem

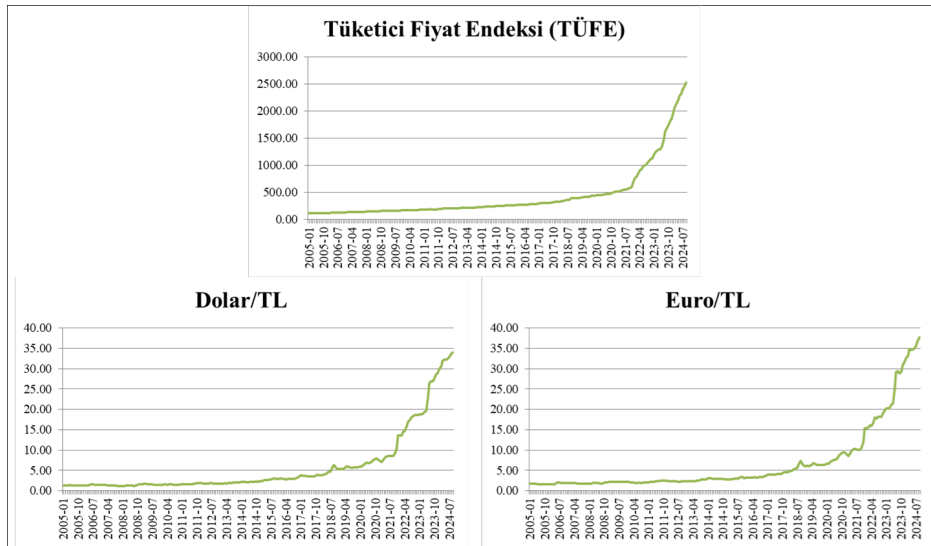
Bu çalışmanın amacı Dolar/TL ve Euro/TL değişkenlerinin yurtiçi fiyatlarına olan etkisinin ayrı modeller yardımıyla belirlenmesi ve sonuçların karşılaştırılmasıdır. Bu doğrultuda, Dolar/TL değişkeninin Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE)'ye olan etkisi ve Euro/TL değişkeninin TÜFE'ye etkisi, açıklayıcı değişken içeren tüm Durum Uzayı Modelleri ile tahmin edilmiş ve optimum model nihai

model olarak yorumlanmıştır. TÜFE, tüketiciler tarafından satın alınan mal ve hizmetlerin genel maliyetlerinin ölçüsü olarak tanımlanmaktadır (Mankiw, 2021, s.512). Çalışmada yurt içi tüketici fiyatlarını temsil etmesi amacıyla TÜFE kullanılmıştır. Dolar/TL ve Euro/TL değişkenleri ise 1 Dolar ve 1 Euro'nun belli bir zamandaki Türk Lirası fiyatını ifade etmektedir. TÜFE'nin büyüme oranı olarak hesaplanan enflasyon, bir ülkede fiyatların sürekli artması olarak tanımlanmaktadır ve özellikle Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde başlıca sorun haline gelmiştir. Öyle ki ülkelerde merkez bankalarının birinci amacı fiyat istikrarının sağlanması ve sürdürülmesidir (Koç ve Abasız, 2012, s.102). Bu nedenle enflasyon iktisadi çalışmalarda sıklıkla çalışılan, üzerinde politika geliştirilen konuların başında gelmektedir. Bu çalışmaların bir kısmı enflasyonun hangi faktörler tarafından belirlendiği konusudur. Bu faktörlerin başında döviz kurları yer almaktadır. Döviz kurunun yurt içi fiyatlara etkisi genelde Exchange Rate Pass-Through (ERPT) kavramı üzerinden anlatılmaya çalışılmaktadır. Döviz kurundaki değişimlerin yurt içi fiyatları üzerindeki etkisi fazla olduğunda ülkedeki döviz kuru rejiminin seçimi etkilenmektedir. Bununla birlikte söz konusu etki daha düşük olduğunda ülkede enflasyon hedeflemesi daha kolay gerçekleştirilebilmektedir (Altıntaş, 2024, s.2). Bu nedenle döviz kurunun yurtiçi fiyatlara geçişkenliğinin analiz edilmesi ve dolayısıyla şiddetinin belirlenmesi politika yapıcılara yol göstermesi bakımından çok önemlidir.

Amitrano ve ark. (1997), ulusal para birimindeki değer kaybının yurtiçi fiyat artışlarına geçiş sürecini üç aşamaya ayırarak açıklamıştır. İlk aşamada ulusal para birimindeki bir değer kaybının ithalat fiyatlarına geçiş süreci gerçekleşmektedir. Söz konusu çalışmada ilk aşama, Hooper ve Mann (1989)'ı temel alan Doğrudan Geçiş Mark-up modeli yardımıyla açıklanmıştır. İlgili model Şekil 1 yardımıyla gösterilmektedir.



Şekil 1. Mark up Modeli (Yazarlar tarafından Amitrano ve ark. (1997) çalışmasından örnek alınarak çizilmiştir.)



Şekil 2. Serilerin Grafikleri

Şekil 1'de dikey eksen, yerel para birimi cinsinden ithalat fiyatını (P_M), yatay eksen ithal edilen mal miktarlarını göstermektedir. (D), yurtiçi talep eğrisini, (MR), yurtiçi talebine bağlı marjinal gelir eğrisini ve döviz kurunu ifade etmektedir. Söz konusu modele göre, yabancı firma iç piyasada aşağı doğru eğimli talep eğrisine göre hareket etmektedir ve yabancı para cinsinden marjinal maliyet

(C) ile üretim yapabilmektedir. Bu modelde, modeli basitleştirmek adına, yabancı üreticinin ölçüğe göre sabit getiri ile çalıştığını ve dolayısıyla maliyet eğrisinin düz yatay çizgi olduğu varsayılmaktadır. Marjinal maliyet C^* ve döviz kuru S olduğuna göre C^*S_1 ve C^*S_2 maliyetin yerel para birimine çevrilmiş halini ifade etmektedir. P_1 döviz kuru seviyesinde, optimum fiyat ve miktar sırasıyla P_1 ve Q_1 seviyesinde bulunmaktadır. Burada P_1 fiyatı iç talebin fiyat esnekliğinin fonksiyonu olarak ifade edilmektedir. Bu durum Denklem 1 yardımıyla aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

$$P_1 = e/(e + 1)C^*S_1 \quad (1)$$

Denklem 1'de yer alan gösterimi iç talebin fiyat esnekliğini belirtmektedir. Döviz kuru seviyesinden seviyesine yükseldiğinde yeni optimum fiyat ve miktar sırasıyla P_2 ve Q_2 olacaktır. Talebin fiyat esnekliği sabit ise burada tam bir geçişkenlik meydana gelecektir. Bu durumda yeni fiyatın denklemi,

$$P_2 = e/(e + 1)C^*S_2 \quad (2)$$

şeklinde ifade edilecektir. Amitrano ve ark. (1997), döviz kurunda meydana gelen değişikliklerin yurtiçi fiyatlara yansımalarının ikinci aşamasını ithalat fiyatları ve yurtiçi fiyatlar arasındaki etkileşimi sağlayan kanallarla ilgili olduğunu dile getirmişlerdir. Çalışmacılara göre bu durum aslında ülkenin sahip olduğu ekonomik yapıdan etkilenmektedir. Örneğin daha açık ekonomik sisteme sahip olan bir ülke daha kapalı ekonomik sisteme sahip olan bir ülkeye göre daha fazla ithal mal talep etmektedir. Dolayısıyla bu tür ülkelerde ithalat mallarının fiyatlarının artışı yurtiçinde fiyatların artmasını daha çok etkilemektedir. Üçüncü aşamada ise döviz kurunun artmasının ardından ülkedeki ücretlerin ayarlanması açıklanmaktadır. Ücretlerin ayarlanması ise işgücü piyasasının gücü ve toplam talebin durumu tarafından etkilenmektedir. Amitrano ve ark. (1997), çalışmasının teorik bölümünü döviz kurunun artmasının yurtiçi fiyatlarını yükseltme derecesini etkileyen faktörleri,

- Ulusal para birimindeki değer kaybının algılanan kalıcılık düzeyi
- Döviz kurunun artmasından sonra meydana gelen yabancı fiyat artışlarının düzeyi
- Ekonominin açıklık düzeyi
- Maliye politikasının teşvik düzeyi

belirterek sonlandırmışlardır (Amitrano ve ark., 1997, s.331-334).

Literatürde TÜFE ve döviz kurları ile yapılan çalışmalar, söz konusu değişkenlerin genelde ilk farklarında durağan olmaları sebebiyle, nedensellik analizi ile yapılmaktadır. Durum Uzayı Modelleri analizde değişkenlerin durağan olup olmamalarını dikkate almadığı için ve literatüre katkı sunulması amacıyla bu çalışmada söz konusu iktisadi konu Durum Uzayı Modelleri ile analiz edilmiştir.

Durum Uzayı Modelleri, durağanlık durumu gözetilmeyerek düzey halleri ile analiz yapmaya olanak sağlaması hem de esnek yapısı sebebiyle bu çalışmada kullanılması için tercih edilmiştir. Durum Uzayı Modelleri, gözlenemeyen bileşenlere sahip dinamik bir sistemin modellenmesinde kullanılan esnek bir model yapısıdır. ARIMA ailesi modelleri, gözlenemeyen bileşen modelleri, değişen katsayılı modeller gibi çeşitli doğrusal ve doğrusal olmayan modeller Durum Uzayı yapısında modellenmektedir (Mergner, 2009, s.17).

Durum Uzayı Modelleri ölçüm ve durum¹ denklemlerinden meydana gelmektedir. Ölçüm denklemi, gözlenebilen değişkenler ve gözlenmeyen durum değişkenleri arasındaki ilişkiyi tanımlayan denklemdir. Durum denklemi ise durum değişkenleri arasındaki dinamiği ifade etmekte kullanılmaktadır (Kim ve Nelson, 1990, s.29). Ölçüm denklemi matris formunda,

$$y_t = Z_t\alpha_t + d_t + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, H_t) \quad (3)$$

olarak gösterilmektedir. Ölçüm denkleminde yer alan y_t , $n \times 1$ boyutlu ölçüm vektörü, α_t , $m \times 1$ boyutlu durum vektörü, Z_t , gözlenmeyen durum değişkeni vektörü ile gözlemlenen değişken vektörü arasındaki ilişkiyi sağlayan $n \times m$ boyutlu matris, d_t , $n \times 1$ boyutlu vektör ve ε_t , $n \times 1$ boyutlu hata terimi vektörüdür. ε_t , ölçüm hataları olarak da adlandırılmaktadır. Durum denklemi matris formunda,

$$\alpha_{t+1} = T_t\alpha_t + c_t + R_t\xi_t, \xi_t \sim N(0, Q_t) \quad (4)$$

olarak gösterilmektedir. Burada T_t , boyutlu matris, $m \times m$ boyutlu matris, $R_t m \times g$, $c_t m \times 1$ boyutlu vektör ve $\xi_t g \times 1$ boyutlu durum hata terimlerini ifade eden vektördür. Ölçüm hataları, sıfır ortalamalı ve varyans-kovaryans matrisi ile otokorelasyonsuz hata terimleridir. Aynı şekilde, durum hata terimleri, ε_t , sıfır ortalamalı ve H_t varyans-kovaryans matrisi ile otokorelasyonsuz hata terimleridir (Durbin ve Koopman, 2012, s.43; Harvey, 1989, s.100-101).

Durum uzayı modelleri içerdikleri trend, mevsimsel etki, dışsal değişken, kukla değişken gibi bileşenler ile farklı şekillerde modellenmektedir. Söz konusu bileşenler, durum denklemleri yardımıyla Durum Uzayı Modeli sistemine dahil olmaktadır.

¹ Durum Uzayı literatüründe durum denklemleri, geçiş (transition) denklemleri olarak da geçmektedir

Bu modeller, Yerel Seviye Modeli, Yerel Doğrusal Trend Modeli, Mevsimsel Yerel Seviye Modeli, Açıklayıcı Değişkenli Yerel Seviye Modeli ve Kukla Değişkenli Yerel Seviye Modelidir. Durum Uzayı Modellerinin en basit hali olan Yerel Seviye Modeli cebirsel formda,

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim niid(0, \sigma_\varepsilon^2) \\ \mu_{t+1} &= \mu_t + \xi_t, \quad \xi_t \sim niid(0, \sigma_\xi^2) \end{aligned} \quad (5)$$

şeklinde ifade edilmektedir. Burada μ_t , t zamanındaki gözlemlenemeyen düzey; ε_t , t zamanındaki ölçüm hata terimi ve ξ_t , t zamanındaki durum hata terimidir. Model tahmininde $\delta_\xi^2 = 0$ eşitlendiğinde Yerel Seviye Modeli, Deterministik Yerel Seviye Modeli haline gelmektedir. δ_ξ^2 varyansının model sisteminde değişmesine izin verildiğinde ise model Stokastik Seviye Modeli olarak adlandırılmaktadır (Commendeur ve Koopman, 2007, s.9-10). Yerel Seviye Modelinin durum denkleminde trend bileşeni eklenmesiyle elde edilen Yerel Doğrusal Trend Modeli Denklem 6'te gösterilmektedir.

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim niid(0, \sigma_\varepsilon^2) \\ \mu_{t+1} &= \mu_t + v_t, \quad v_t \sim niid(0, \sigma_v^2) \\ v_{t+1} &= v_t + \xi_t, \quad \xi_t \sim niid(0, \sigma_\xi^2) \end{aligned} \quad (6)$$

Denklem 3'ten farklı olarak Denklem 4'te yer alan v_t , t zamanındaki trend bileşenini ifade ederken ξ_t , t zamanındaki trend durum denkleminde hata terimini göstermektedir. Burada da $\sigma_\xi^2 = 0$ ve $\sigma_\varepsilon^2 = 0$ olması durumunda Deterministik Seviye ve Eğim modeli, σ_ξ^2 'nin zamanla değişmesine izin verilirken $\sigma_\varepsilon^2 = 0$ olması durumunda Stokastik Seviye ve Deterministik Eğim Modeli ve iki varyansın da zamanla değişmesine izin verilmesi durumunda ise Stokastik Seviye ve Stokastik Eğim Modeli elde edilmektedir. Yerel Seviye Modelinin ölçüm denkleminde üç aylık mevsimsel etki eklenmesiyle Denklem 7'teki model yapısı oluşmaktadır. Denklem 7'de baz alınan döneme göre mevsimselliğin etkisi incelenmek istendiğinde seviye değişkeni μ_t kullanılmadan dört mevsimli model yerine μ_t değişkeni kullanılarak üç adet mevsimsel değişkeni ifade eden model kullanılmıştır. Bunun sebebi baz dönemden diğer dönemlerin farklarının belirlenmek istenmesidir. Denklem 7 şu şekilde ifade edilmektedir:

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_t + \gamma_1 \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim niid(0, \sigma_\varepsilon^2) \\ \mu_{t+1} &= m\mu_t + \xi_t, \quad \xi_t \sim niid(0, \sigma_\xi^2) \\ \gamma_{1,t+1} &= -\gamma_{1,t} - \gamma_{2,t} - \gamma_{3,t} + \omega_t \\ \gamma_{2,t+1} &= \gamma_{1,t}, \quad \omega_t \sim niid(0, \sigma_\omega^2) \end{aligned} \quad (7)$$

Burada γ_t mevsimsel bileşeni ifade etmektedir. Mevsimsel durum denkleminde yer alan $\gamma_{1,t}$, birinci çeyreklığın, $\gamma_{2,t}$, ikinci çeyreklığın ve $\gamma_{3,t}$, üçüncü çeyreklığın etkisini göstermektedir. ω_t mevsimsel durum denkleminin hata terimini ifade etmektedir. $\sigma_\xi^2 = 0$ ve $\sigma_\varepsilon^2 = 0$ durumlarının birlikte gerçekleşmesi durumunda Deterministik Seviye ve Mevsimsel Modeli, $\sigma_\xi^2 = 0$ ve σ_ω^2 varyanslarının değişmesine izin verilmesi durumunda Stokastik Seviye ve Mevsimsel Modeli ve sadece $\sigma_\omega^2 = 0$ durumunda Stokastik Seviye ve Deterministik Mevsimsel Modeli tahmin edilmektedir (Koopman ve ark., 1999, s.116). Açıklayıcı Değişkenli Yerel Seviye Modeli, Denklem 3'te yer alan ölçüm denkleminde açıklayıcı değişken eklenmesiyle ve açıklayıcı değişken katsayısı ile yeni bir durum denkleminin kurulmasıyla oluşturulmaktadır. Söz konusu denklem,

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_t + \beta_t x_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim niid(0, \sigma_\varepsilon^2) \\ \mu_{t+1} &= \mu_t + \xi_t, \quad \xi_t \sim niid(0, \sigma_\xi^2) \\ \beta_{t+1} &= \beta_t + \tau_t, \quad \tau_t \sim niid(0, \sigma_\tau^2) \end{aligned} \quad (8)$$

(8) nolu denkleme kukla değişken eklenmesi ve kukla değişken katsayısının durum denkleminin oluşturulması ile de Kukla Değişkenli Yerel Seviye Modeli elde edilmektedir.

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_t + \lambda_t w_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim niid(0, \sigma_\varepsilon^2) \\ \mu_{t+1} &= \mu_t + \xi_t, \quad \xi_t \sim niid(0, \sigma_\xi^2) \\ \lambda_{t+1} &= \lambda_t + \tau_t, \quad \tau_t \sim niid(0, \sigma_\tau^2) \end{aligned} \quad (9)$$

Denklem 8'de yer alan modelde $\sigma_\xi^2 = 0$ ve $\sigma_\tau^2 = 0$ şeklinde durum hata terimi varyanslarının sıfıra eşitlenmesiyle Deterministik Seviye ve Açıklayıcı Değişken Modeli, iki varyansın da değişmesine izin verilmesi durumunda Stokastik Seviye ve Açıklayıcı Değişken Modeli elde edilmektedir. Aynı mantık ile Denklem 9'da yer alan Kukla Değişkenli Yerel Seviye Modelinde yer alan varyanslar, $\sigma_\xi^2 = 0$ ve $\sigma_\rho^2 = 0$ şeklinde sıfıra eşitlendiğinde Deterministik Seviye ve Kukla Değişken Modeli, söz konusu iki varyansın da değişmesine izin verilmesi durumunda ise Stokastik Seviye ve Kukla Değişken Modeli kurulmaktadır. Bu modellerin birleştirilmesi ile de model spesifikasyonu genişletilebilmektedir (Durbin ve Koopman, 2012, s.49-50).

Durum uzayı yöntemleriyle zaman serisi analizinde, durum bileşenleri farklı şekillerde tahmin edilebilmektedir. Bu konuda düzleştirilmiş durum ve tahmin edilmiş durum kavramları önemli olmaktadır. Düzleştirilmiş durum kavramı, tüm gözlemlerinin kullanıldığı durum vektörünün düzleştirilmiş tahminini ifade etmektedir. Tahmin edilen durum ise sadece geçmiş gözlemlere

dayanan tahmini belirtmektedir. Durum tahminleri, hiperparametrelerin² belirli değerlerini ve durum bileşenlerinin belirli başlangıç değerlerini dikkate almaktadır. Durum vektörünün tahminleri, veriler üzerinden iki geçiş yapılarak gerçekleştirilmektedir:

1. İleri Geçiş: Bu adımda gözlemlenen zaman serilerine Kalman filtresi olarak bilinen özyinelemeli bir algoritma uygulanmaktadır.

2. Geri Geçiş: Bu adımda Kalman filtresinin çıktısına durum ve hata düzelticiler olarak bilinen özyinelemeli algoritmalar uygulanmaktadır.

Kalman (1960) filtresi ile ileriye geçiş adımı, tahmin edilen veya filtrelenen durumla ilgili tüm tahminleri sağlamaktadır. Filtreleme durumunda, bu tahminler filtrelenmiş durumu ve filtrelenmiş durum tahmini hata varyanslarını içermektedir. Varyanslar, güven sınırlarının oluşturulması için kullanılmaktadır. Kalman filtresinin temel amacı, yalnızca gözlemlerini dikkate alarak zaman noktasındaki durumun optimal değerlerini elde etmektir. Bu nedenle, tahmin edilen durumun ve bununla ilgili tahminlerin önemli bir özelliği, bunların yalnızca gözlemlenen zaman serilerinin geçmiş değerlerine dayanmasıdır.

Geriye doğru geçiş, yalnızca düzeltilmiş durumlar ve düzeltilmiş hatalar gibi tahminleri elde eden düzeltme için gereklidir. Düzeltme ayrıca düzeltilmiş durum tahmini hata varyanslarını, düzeltilmiş düzensiz bileşeni ve düzeltilmiş durum hatalarını ve bunların varyanslarını üretmektedir. Durum ve hata düzeltilmesinin temel amacı, mevcut tüm gözlemleri göz önünde bulundurarak zaman noktasında durum ve hata vektörlerinin tahmini değerlerini elde etmektir. a_t , t zaman noktasında, Kalman filtresiyle filtrelenmiş durumu ifade ettiğinde özyinelemeli Kalman filtresi güncelleme şemasındaki merkezi formül aşağıda ifade edilmektedir:

$$a_{t+1} = a_t + K_t(y_t - z_t' a_t) \quad (10)$$

Yerel seviye modeli için denklem (10), denklem (11)'ye indirgenmektedir.

$$a_{t+1} = a_t + K_t(y_t - a_t) \quad (11)$$

Yukarıdaki modellerde yer alan K_t , Kalman kazancı olarak adlandırılmaktadır ve Yerel seviye modelinde bir skaler olan (8.6)'daki K_t değeri, tipik olarak, t zaman noktasındaki tahmin hatasının, zaman noktasında (t+1) zaman noktasında durum tahminini ne kadar etkilemesine izin verildiğini belirlemektedir. K_t , P_t/F_t oranına eşittir. P_t , filtrelenmiş durum tahmini hata varyansına eşitken F_t bir adım ileri tahmin hatasının varyansını ifade etmektedir.

Kalman filtresi sürecini t=1980 zaman noktasında ele alındığında, tüm geçmiş gözlemlere $y_{1970}, y_{1971}, \dots, y_{1979}$ dayalı olarak filtrelenmiş seviyenin mevcut değeri a_{1980} olmaktadır. y_{1980} 'nin değerinin bilinmediği varsayıldığında gözlemlenen zaman serileri hakkında bilgi eksikliği olması ve filtrelenmiş durumun değeri a_{1980} 'in değeri geçmiş gözlemlerden öğrenilebilecek her şeyi temsil ettiği için en iyi seçenek, filtrelenmiş durumu değişmeden ileriye taşımak olacaktır. Bu nedenle, yeni verilerin yokluğunda, a_{t+1} zaman noktasındaki filtrelenmiş durumun en iyi tahmini basitçe $a_{t+1} = a_t$ veya örnek durumda $a_{1981} = a_{1980}$ olacaktır. a_{1981} durumu yardımıyla y_{1981} değeri de kolaylıkla hesaplanabilmektedir (Commendeur ve Koopman, 2007, s.84-88).

Bulgular

Çalışmanın Amaç ve Yöntem kısmında belirtilen çalışmanın amacı doğrultusunda kullanılan değişkenler TÜFE, Dolar alış kuru ve Euro alış kuru değişkenleridir. TÜFE değişkeni 2003 yılı bazlı bir endekstir ve Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK)'nden elde edilmiştir. Dolar alış kuru ve Euro alış kuru değişkenleri ise Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası (TCMB) sitesinden temin edilmiştir. Çalışma 2005M1-2024M9 dönemini kapsamaktadır ve 237 adet gözlem içermektedir. Söz konusu değişkenler doğal logaritmaları alınarak analize dahil edilmişlerdir. Doğal logaritmalarının alınmasında amaç ise değişkenlerin büyüklükleri arasındaki farkı ortadan kaldırmaktır. Bu durum Tablo 1'de görülebilmektedir. Çalışmanın 2005 yılında başlamasının nedeni ise bu yıldan itibaren Türkiye'de enflasyonun stabil bir hale gelerek seri oynaklığının düşmesidir.

Çalışmada metodoloji, Dolar/TL ve Euro/TL değişkenlerinin TÜFE'yi açıklayıp açıklaymadığı durumu, Yöntem bölümünde açıklanan Açıklayıcı Değişkenli Yerel Seviye Modeli ve Açıklayıcı ve Kukla Değişkenli Mevsimsel Yerel Seviye Modeli kullanılarak ve bu modeller arasından doğru modelin AIC (Akaike Information Criteria) yardımıyla seçilmesi şeklinde ilerlemektedir. Modelde kukla değişken olarak 2023M1 ve sonraki tarihler için 1, diğer tarihler için 0 değerini alan kukla değişken kullanılmıştır. 2023M1 tarihi değişkenlerin anlamlılığı ve AIC değerinin minimize edilmesi gözetilerek seçilen bir tarihtir. Model sonuçları, Tablolar ve Şekiller bölümünde yer alan Tablo 2 ve Tablo 3'te gösterilmektedir.

Tablo 2 ve Tablo 3'te açıklandığı üzere, TÜFE-Dolar/TL ilişkisini açıklamak amacıyla Deterministik Seviye ve Açıklayıcı Değişken Modeli, Stokastik Seviye ve Açıklayıcı Değişken Modeli, Deterministik Seviye ve Açıklayıcı Değişken-Kukla Değişken

² Durum Uzayı Modellerinde durum denklemlerinin kalıntılarının standart hataları hiperparametre olarak adlandırılmaktadır.

Modeli ve Stokastik Seviye ve Açıklayıcı Değişken-Kukla Değişken Modeli şeklinde 4 farklı model kullanılmıştır. Aynı şekilde, TÜFE-Euro/TL ilişkisini açıklamak amacıyla da söz konusu 4 farklı model kullanılmıştır. Her iki model grubunda da açıklayıcı ve kukla değişkeni aynı anda içeren modeller sadece açıklayıcı değişkeni içeren modellere göre daha iyi performans göstermiştir. Bununla birlikte stokastik modellerin deterministik modellere göre TÜFE'yi açıklamakta daha başarılı olduğu gözlemlenmektedir. Son olarak Stokastik Seviye ve Açıklayıcı Değişken Modellerine Dolar/TL ve Euro/TL üzerinden bir kıyaslama yapılırsa Euro/TL'nin Dolar/TL'ye göre TÜFE'yi daha başarılı bir şekilde açıkladığı söylenebilmektedir.

Durum Uzayı Modellerinde β_1 katsayısının yorumu klasik regresyon modellerinde olduğu gibi yapılmaktadır. Bu doğrultuda, Dolar/TL değişkeni %1 arttığında TÜFE'nin %0.1752 arttığı, Euro/TL değişkeninin %1 arttığında TÜFE'nin %0.1768 arttığı söylenebilmektedir. İlgili dönemde Dolar/TL ve Euro/TL değişkenlerinin TÜFE'yi hemen hemen aynı oranda etkilediği görülmektedir. Tam logaritmik modellerde açıklayıcı değişkenin önündeki katsayı esnekliği vermektedir (Tari ve ark., 2019, s.147) Buna göre TÜFE'nin Dolar/TL ve Euro/TL değişkenlerine göre esneklikleri sırasıyla %0.1752 ve %0.1768'dir. Esneklikler 1'den küçük olduğu için TÜFE'nin Dolar/TL ve Euro/TL değişkenlerine göre esnek olmadığı söylenebilmektedir.

λ_1 parametresinin yorumu ise bağımlı değişkenin logaritmik olmasından dolayı $e^{-\lambda_1} - 1$ formülü yardımıyla yapılmaktadır (Com-mendeur ve Koopman, 2007, s.65). Buna göre TÜFE-Dolar/TL modeli için $e^{-0.0^{44768488}} - 1 = -0.0^{4378}$ ve TÜFE-Euro/TL için $e^{-0.0^{44731811}} - 1 = -0.0^{4375}$ olarak hesaplanmıştır. Buna göre TÜFE-Dolar/TL modeli için Türkiye'de yurtiçi fiyatları, 2023:M1 ve sonrası için diğer tarihlere göre %0.04378 daha azdır. TÜFE-Euro/TL modeli için Türkiye'de yurtiçi fiyatları, 2023:M1 ve sonrası için diğer tarihlere göre %0.04375 daha azdır.

Tartışma ve Sonuç

Model sonuçlarına göre, Türkiye ekonomisinde Dolar/TL ve Euro/TL değişkenlerinin yurt içi fiyatları pozitif yönde etkilediği tespit edilmiştir. Bu bulgu, literatürdeki birçok çalışma ile uyum göstermekte olup (Akgül ve Özdemir (2018), Altuntaş ve ark. (2021), Bozkurt (2021), Aytekin ve ark. (2023), Altıntaş (2024), Sözen ve ark. (2024),) özellikle Türkiye gibi gelişmekte olan ülkeler için beklenen bir sonuç olarak öne çıkmaktadır. Türkiye'nin üretiminin ithalata bağımlı olması bu durumu açıklamaktadır. Bir ülkede ithal malların yoğun olarak kullanılması, yurtiçi fiyatlarını döviz kurundaki dalgalanmalara oldukça duyarlı hale getirmektedir. Ayrıca özellikle 2008 küresel krizi sonrası, Türkiye'nin ticaret partnerlerinin ekonomileri dalgalanmış ve üretim maliyetleri artmıştır. Bunun sonucunda enflasyon kayda değer bir şekilde hissedilmiştir. Söz konusu ülkelerde meydana gelen enflasyon ithalat üzerinden Türkiye'yi de etkilemiştir.

Türkiye'nin de dahil olduğu gelişmekte olan ülke ekonomilerinin en belirgin özelliği, üretimlerinin hammadde ve yarı mamul bakımından dışa bağımlı olmalarıdır. Bu durum, söz konusu ülke ekonomilerinin enflasyon ithal etmesine yol açmaktadır. Bu etki iki yolla ortaya çıkmaktadır. Bunlardan ilki döviz kurlarının oynaklığıdır. Yerel para birimi döviz kurları karşısında değer kaybettiğinde ithal malları daha yüksek bir fiyattan temin edilecektir. Bu da ülkedeki enflasyonu artıracaktır. Diğeri ise ticaret yapılan ülkenin enflasyon oranının artmasıdır. Bu enflasyon ülke ekonomisine ithalat yoluyla ayrıca yansiyacaktır. Dolayısıyla bu durum gelişmekte olan ülke ekonomilerini iki farklı yoldan etkileyecektir.

Bu çalışmada Türkiye'de Dolar/TL ve Euro/TL değişkenlerinin yurt içi fiyatlara olan etkisi 2005M1-2024M9 dönemi için Durum Uzayı yöntemleriyle modellenerek araştırılmıştır. Yöntem bölümünde, Durum Uzayı Modellerinin temel bir sınıflandırılması yapılmış, modelleme teknikleri ve tahmin yöntemleri bilgisi aktarılmıştır. TÜFE-Dolar/TL ve TÜFE-Euro/TL modelleri, Açıklayıcı Değişkenli Durum Uzayı Modelleri ve Açıklayıcı ve Kukla Değişkenli Durum Uzayı Modelleri ile ayrı ayrı modellenmiştir. İki farklı değişkenle kurulan model için de Stokastik Seviye Açıklayıcı Değişken-Kukla Değişken modeli en iyi model olarak seçilmiştir.

Elde edilen bulgulara göre, Dolar/TL değişkeninin %1 artması, TÜFE'yi %0.1752 oranında artırmaktadır. Euro/TL değişkeninin %1 artması ise TÜFE'yi %0.1768 oranında artırmaktadır. Euro/TL değişkeninin yurt içi fiyatlarının daha çok artırımının sebebi olarak Türkiye'nin ticaret ortaklarının büyük bir çoğunluğunun Euro kullanan ülkeler olması sebebiyle olduğu düşünülmektedir.

Ayrıca analiz sonucunda elde edilen bu yüzdelik değerler esneklikleri vermektedir. Buna göre TÜFE'nin Dolar/TL karşısındaki esnekliği %0.1752, Euro/TL karşısındaki esnekliği %0.1768'dir. Bu esneklik katsayılarının birden küçük olması TÜFE'nin Dolar/TL ve Euro/TL değişkenlerine karşı esnek olmadığı yani TÜFE'nin Dolar/TL ve Euro/TL değişkenlerinin dalgalanmalarına karşı daha az tepki verdiği sonucunu ortaya çıkmaktadır. Modele kukla değişken eklenmesi Türkiye'nin yurt içi fiyatlarının iki dönem boyunca karşılaştırılmasının yapılmasına olanak tanımaktadır. Bu doğrultuda TÜFE-Dolar/TL modeli için, 2023 Ocak ayı ve sonrası dönemde diğer dönemlere göre yurt içi fiyatlarının %0.04378 daha az olduğu tespit edilmiştir. Benzer olarak, TÜFE-Euro/TL modeli için 2023 Ocak ayı ve sonrası dönemde diğer dönemlere göre yurt içi fiyatları %0.04375 daha azdır. Bu durum, 2023 Ocak ayı ve sonrasında yaşanan gelişmelerin ve değişen politikaların Türkiye'nin yurt içi fiyatlarını düşürdüğünü göstermektedir.

Halihazırda enflasyonla mücadele eden bir ülke olan Türkiye'nin Dolar ve Euro kuru gibi dış şoklara daha az duyarlı olmasının

yolu ithal mallara olan talebin mümkün olduğunca azaltılmasıdır. Yerli üretimi teşvik etmek, ihracatı artırmak, girişimciliği ve yerli tarımı teşvik etmek Türkiye'nin Dolar ve Euro'ya karşı hassasiyetini azaltacak ve enflasyonun azaltılmasına katkıda bulunacaktır.

Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistikler

Tanımlayıcı İstatistikler	Değişkenler					
	TÜFE	Dolar/T L	Euro/T L	Logaritmik TÜFE	Logaritmik Dolar/TL	Logaritmik Euro/TL
Gözlem Sayısı	237	237	237	237	237	237
Ortalama	433.71	5.88	6.66	5.70	1.21	1.41
En Büyük Değer	2526.16	33.97	37.72	7.83	3.53	3.63
En Küçük Değer	114.49	1.17	1.58	4.74	0.16	0.46
Standart Sapma	493.13	7.80	8.32	0.76	0.96	0.89
Jarque ve Bera (1987)	637.86	369.35	387.29	50.10	37.16	43.33
Jarque ve Bera (1987) Olasılık	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Tablo 2. Açıklayıcı Değişken ile Kurulan Durum Uzay Modelleri

Dolar Kuru					
Deterministik Seviye ve Açıklayıcı Değişken Modeli					
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	Olasılık	
$\hat{\sigma}_\varepsilon^2$	0.0151468130	0.0013939158	10.86638	0.00000000	
β_1	0.7843041506	0.0083104060	94.37615	0.00000000	
İterasyon Sayısı	2	AIC	-1.306	Log Likelihood	156.8123
Stokastik Seviye ve Açıklayıcı Değişken Modeli					
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	Olasılık	
$\hat{\sigma}_\varepsilon^2$	-0.000146922	0.000016257	-9.03739	0.00000000	
$\hat{\sigma}_\varepsilon^2$	0.000608764	0.000063779	9.54486	0.00000000	
β_1	0.173146651	0.025120055	6.89277	0.00000000	
İterasyon Sayısı	36	AIC	-5.560	Log Likelihood	661.8056
Euro Kuru					
Deterministik Seviye ve Açıklayıcı Değişken Modeli					
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	Olasılık	
$\hat{\sigma}_\varepsilon^2$	0.0125559905	0.0011564555	10.85730	0.00000000	
β_1	0.8543680032	0.0082226217	103.90457	0.00000000	
İterasyon Sayısı	2	AIC	-1.492	Log Likelihood	178.9482
Stokastik Seviye ve Açıklayıcı Değişken Modeli					
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	Olasılık	
$\hat{\sigma}_\varepsilon^2$	-0.000147324	0.000015347	-9.59941	0.00000000	
$\hat{\sigma}_\varepsilon^2$	0.000608153	0.000059995	10.13672	0.00000000	
β_1	0.174076717	0.024448455	7.12015	0.00000000	
İterasyon Sayısı	28	AIC	-5.577	Log Likelihood	663.8990

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Yazar Katkısı: Çalışma Konsepti/Tasarımı: F.C.B., S.K.; Veri Toplama: F.C.B., S.K.; Veri Analizi /Yorumlama: F.C.B., S.K.; Yazı Taslağı: F.C.B., S.K.; İçeriğin Eleştirel İncelemesi: F.C.B., S.K.; Son Onay ve Sorumluluk: F.C.B., S.K.

Çıkar Çatışması: Yazarlar çıkar çatışması bildirmemiştir.

Finansal Destek: Yazarlar bu çalışma için finansal destek almadığını beyan etmiştir.

Peer Review: Externally peer-reviewed.

Author Contributions: Conception/Design of study: F.C.B., S.K.; Data Acquisition: F.C.B., S.K.; Data Analysis/Interpretation: F.C.B., S.K.; Drafting Manuscript: F.C.B., S.K.; Critical Revision of Manuscript: F.C.B., S.K.; Final Approval and Accountability: F.C.B., S.K.

Conflict of Interest: The authors have no conflict of interest to declare.

Grant Support: The authors declared that this study has received no financial support.

Tablo 3. Açıklayıcı ve Kukla Değişken ile Kurulan Durum Uzay Modelleri

Dolar Kuru					
Deterministik Seviye ve Açıklayıcı Değişken-Kukla Değişken Modeli					
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	Olasılık	
$\hat{\sigma}_e^2$	0.0115206230	0.0010615639	10.85250	0.00000000	
β_1	0.7269914343	0.0072472187	100.31316	0.00000000	
λ_1	0.2867084812	0.0244829070	11.71056	0.00000000	
İterasyon Sayısı	2	AIC	-1.570	Log Likelihood	189.1032
Stokastik Seviye ve Açıklayıcı Değişken-Kukla Değişken Modeli					
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	Olasılık	
$\hat{\sigma}_e^2$	-0.000139325	0.000015209	-9.16043	0.00000000	
$\hat{\sigma}_\varepsilon^2$	0.000574361	0.000060194	9.54179	0.00000000	
β_1	0.175231434	0.024840754	7.05419	0.00000000	
λ_1	0.044768488	0.010178600	4.39830	0.00001091	
İterasyon Sayısı	37	AIC	-5.632	Log Likelihood	671.3849
Euro Kuru					
Deterministik Seviye ve Açıklayıcı Değişken-Kukla Değişken Modeli					
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	Olasılık	
$\hat{\sigma}_e^2$	0.0106525034	0.0009819997	10.84777	0.00000000	
β_1	0.8072777507	0.0075738390	106.58766	0.00000000	
λ_1	0.2118861419	0.0235426941	9.00008	0.00000000	
İterasyon Sayısı	2	AIC	-1.649	Log Likelihood	198.3478
Stokastik Seviye ve Açıklayıcı Değişken-Kukla Değişken Modeli					
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	Olasılık	
$\hat{\sigma}_e^2$	-0.000140816	0.000014244	-9.88612	0.00000000	
$\hat{\sigma}_\varepsilon^2$	0.000577170	0.000056256	10.25967	0.00000000	
β_1	0.176817698	0.018447220	9.58506	0.00000000	
λ_1	0.044731811	0.009471983	4.72254	0.00000233	
İterasyon Sayısı	29	AIC	-5.656	Log Likelihood	674.2435

ORCID:

Fikriye Ceren Bostancı 0000-0001-8291-062X

Selçuk Koç 0000-0001-7451-2699

KAYNAKLAR / REFERENCES

- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716-723.
- Akgül, I., & Özdemir, S. (2018). Enflasyon-faiz oranı ve enflasyon-döviz kuru ikilemi: GEG programı döneminde Türkiye gerçeği. *Ege Akademik Bakış*, 18(1), 153-166.
- Altıntaş, H. (2024). Türkiye'de döviz kurunun tüketici fiyatları üzerine geçiş etkisi: ARDL ve NARDL yaklaşımından kanıtlar. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*(67), 1-13. <https://doi.org/10.18070/erciyesiibd.1377410>.
- Altıntaş, M., Pazarcı, Ş., & Kılıç, E. (2021). Türkiye'de döviz kuru geçiş etkisinin incelenmesi: Dönemler arası bir karşılaştırma. *Journal of Social, Humanities and Administrative Sciences*, 7(43), 1453-1460.
- Amitrano, A., De Grauwe, P., & Tullio, G. (1997). Why has inflation remained so low after the large exchange rate depreciations of 1992? *JCMS: Journal of Common Market Studies*, 35(3), 329-346.
- Aytekin, İ., Bayraktar, S., & Aksoy, E. (2023). Türkiye'de döviz kuru ile enflasyon arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkinin incelenmesi. *Journal of Economic Policy Researches*, 10(1), 87-112. <https://doi.org/10.26650/JEPR1114402>.
- Bozkurt, H. (2021). Türkiye'de para politikası-döviz kuru-enflasyon ilişkisinin ampirik analizi. *Ordu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi*, 11(3), 981-994. <https://doi.org/10.48146/odusobiad.1000589>
- Commandeur, J. J. F., & Koopman, S. J. (2007). *An introduction to state space time series analysis*. Oxford University Press.
- Diks, C., & Panchenko, V. (2006). A new statistic and practical guidelines for nonparametric Granger causality testing. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 30(9), 1647-1669.
- Durbin, J., & Koopman, S. J. (2012). *Time series analysis by state space methods* (2nd ed.). Oxford University Press.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Harvey, A. C. (1989). *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*. Cambridge University Press.
- Hooper, P., & Mann, C. (1989). Exchange rate pass-through in the 1980s: The case of US imports of manufactures. *Brookings Papers on*

- Economic Activity*, (1), 297–337.
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1987). A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review*, 55(2), 163–172.
- Kalman, R. E. (1960). A new approach to linear filtering and prediction problems. *Transactions of the ASME—Journal of Basic Engineering*, 82(1), 35–45.
- Kim, C. J., & Nelson, C. R. (2017). *State-space models with regime switching: Classical and Gibbs-sampling approaches with applications*. MIT Press.
- Koç, S., & Abasız, T. (2012). Türkiye ve seçili AB ülkeleri açısından enflasyon sürekliliğinin analizi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 13(1), 102–113.
- Mankiw, N. G. (2001). *Principles of economics* (2nd ed.). South-Western College Pub.
- Mergner, S. (2009). *Applications of state space models in finance: An empirical analysis of the time-varying relationship between macroeconomics, fundamentals and Pan-European industry portfolios*. Universitätsverlag Göttingen.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century*, 371–413.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.
- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In R. C. Sickles & W. C. Horrace (Eds.), *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications* (pp. 281–314). New York, NY: Springer.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1–48.
- Sözen, Ç., Şeyranlıoğlu, O., & İspiroğlu, F. (2024). Causality analysis between BIST-100, investor risk appetite, exchange rate, inflation, and interest rate in Türkiye economy. *Uluslararası Ekonomi, İşletme ve Politika Dergisi*, 8(2), 24–37.
- Tarı, R., Koç, S., & Abasız, T. (2019). *Ekonometri* (14. baskı). Kocaeli: Umuttepe Yayınları.
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1–2), 225–250.
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası [TCMB] EVDS. (2024). *Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi piyasa verileri*. <https://evds2.tcmb.gov.tr>.
- Türkiye İstatistik Kurumu [TÜİK]. (2024). *Enflasyon ve Fiyat İstatistikler*. Erişim adresi: <https://data.tuik.gov.tr>.

Atıf Biçimi / How cite this article

Bostancı, F.C., & Koç, S. (2024). Evaluation of Türkiye's domestic prices and exchange rate relationship with state space models. *EKOIST Journal of Econometrics and Statistics*, 41, 161–171. <https://doi.org/10.26650/ekoist.2024.41.1576282>