

UTEAD JITER

ULUSLARARASI TİCARET VE
EKONOMİ ARAŞTIRMALARI
DERGİSİ

JOURNAL OF
INTERNATIONAL TRADE AND
ECONOMIC RESEARCHES

Dr. Ayşegül Ladin SÜMER

**Geleneksel Olmayan Para Politikası
Kapsamında Neo-Fisher Etkisi: 2008 Sonrası
Türkiye Deneyimi**

Dr. Öğr. Üyesi İsmail KOÇAK
Arş. Gör. Sefa ÖZBEK

**Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliği:
Durağanlık ve Birim Kök Testlerinden Yeni
Kanıtlar**

Halil Oğuzhan ERGÜR
Dr. Yavuz ÖZEK

**Kırılgan Beşli Ülkelerinde İhracata ve
İthalata Dayalı Büyüme:
Ampirik Bir Değerlendirme**

Dr. Saadettin AYDIN

**The Analysis of Relative Efficiency on
The Hospitals of The Turkish State Universities by
Using Data Envelopment Analysis (DEA) Method**

UTEAD JITER

ULUSLARARASI TİCARET VE
EKONOMİ ARAŞTIRMALARI
DERGİSİ

JOURNAL OF
INTERNATIONAL TRADE AND
ECONOMIC RESEARCHES

ISSN (Online): 2618-6225

Cilt/Volume: 4

Sayı/Issue: 1

Haziran/June 2020

dergipark.gov.tr/utead

İmtiyaz Sahibi/Owner

Doç. Dr. Mehmet ŞENTÜRK

Baş Editör/Editor in Chief

Doç. Dr. Mehmet ŞENTÜRK

Editör/Editor

Doç. Dr. Engin DÜCAN

Dr. Onur AKKAYA

Dil Editörü/Language Editor

Prof. Dr. Selim KAYHAN

Yardımcı Editör/Co-Editor

Aslı ŞENTÜRK

Yayın Kurulu/Editorial Board

Prof. Dr. Selim KAYHAN

Prof. Dr. Tayfur BAYAT

Doç. Dr. Engin DÜCAN

Doç. Dr. Mehmet ŞENTÜRK

Dr. Öğr. Üyesi Eda DİNERİ

Dr. Onur AKKAYA

Yayın Sekreterliği/Publication Secretary

Aslı ŞENTÜRK

Yazışma Adresi

Doç. Dr. Mehmet ŞENTÜRK
Kilis 7 Aralık Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
Uluslararası Ticaret ve Lojistik Bölümü
79000 Kilis/Türkiye

Submission Address

Assoc. Prof. Dr. Mehmet SENTURK
Kilis 7 Aralık University, Faculty of Economics and Administrative
Sciences, Department of International Trade and Logistics
79000 Kilis/Turkey

Tel: +90 348 814 93 34/1513

Faks/Fax: +90 348 814 26 60

e-posta/e-mail: utead@hotmail.com

dergipark.gov.tr/utead

UTEAD'da yayımlanan makalelerin bilim ve dil bakımından sorumluluğu yazarlarına ait olup, kaynak gösterilmeden kullanılamaz.

The scientific and linguistic responsibility of the articles published in JITER belongs to the authors and can not be used without reference to the source.

İndeksler/Indexing: Academic Keys, ASOS, CiteFactor, DIIF-Directory of Indexing and Impact Factor, ESJI-Eurasian Scientific Journal Index, ISIFI-International Services for Impact Factor and Indexing, ISRA-International Society for Research Activity, JIFACTOR, Journal Factor, Journals Directory, ResearchBib-Academic Resource Index, Scientific World Index, Society of Economics and Development, Science Library Index, Scientific Impact Factor.

Uluslararası Danışma Kurulu/International Advisory Board

- Prof. Dr. Ali ŞEN, *İnönü Üniversitesi*
Prof. Dr. Costas AZARIADIS, *Washington University / USA*
Prof. Dr. Elsadig AHMED, *Multimedia University / MALAYSIA*
Prof. Dr. Emine KOBAN, *Gaziantep Üniversitesi*
Prof. Dr. Hüseyin AĞIR, *Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi*
Prof. Dr. İbrahim Halil EKŞİ, *Gaziantep Üniversitesi*
Prof. Dr. Krzysztof PIASECKI, *Poznan University of Economics / POLAND*
Prof. Dr. M. Hanifi ASLAN, *Hasan Kalyoncu Üniversitesi*
Prof. Dr. Mohammad Kabir HASSAN, *University of New Orleans / USA*
Prof. Dr. Muhsin KAR, *Ömer Halisdemir Üniversitesi*
Prof. Dr. Ömer ÖZÇİÇEK, *Gaziantep Üniversitesi*
Prof. Dr. Pasrun ADAM, *Universitas Halu Oleo / INDONESIA*
Prof. Dr. Selami SEZGİN, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi*
Prof. Dr. Selim KAYHAN, *Necmettin Erbakan Üniversitesi*
Prof. Dr. Tahsin KARABULUT, *Necmettin Erbakan Üniversitesi*
Prof. Dr. Tayfur BAYAT, *İnönü Üniversitesi*
Doç. Dr. Engin DÜCAN, *Adana Bilim ve Teknoloji Üniversitesi*
Doç. Dr. H. Murat MUTLU, *Gaziantep Üniversitesi*
Assoc. Prof. Dr. Kamilla MARCHEWKA-BARTKOWIAK, *Poznan University of Economics/POLAND*
Assoc. Prof. Dr. Maria Asuncion PRATS, *University of Murcia / SPAIN*
Doç. Dr. Mehmet MUCUK, *Selçuk Üniversitesi*
Doç. Dr. Mehmet ŞENTÜRK, *Kilis 7 Aralık Üniversitesi*
Assoc. Prof. Dr. Nanthakumar LOGANATHAN, *Universiti Teknologi Malaysia / MALAYSIA*
Assoc. Prof. Dr. Rebeca JIMENEZ-RODRIGUEZ, *Universidad de Salamanca / SPAIN*
Assoc. Prof. Dr. Siong Hook LAW, *Universiti Putra Malaysia / MALAYSIA*
Doç. Dr. Uğur ADIGÜZEL, *Necmettin Erbakan Üniversitesi*
Dr. Öğr. Üyesi Ahmet AYSU, *Erciyes Üniversitesi*
Dr. Öğr. Üyesi Ali Eren ALPER, *Ömer Halisdemir Üniversitesi*
Dr. Öğr. Üyesi Ceyhan Can ÖZCAN, *Necmettin Erbakan Üniversitesi*
Dr. Öğr. Üyesi Doğan BAKIRTAŞ, *Ömer Halisdemir Üniversitesi*
Asst. Prof. Dr. Edgardo SICA, *Universita di Foggia / ITALY*
Asst. Prof. Dr. Mohamed Ibrahim MUGABLEH, *Irbid National University / JORDAN*
Asst. Prof. Dr. Mounir Ben MBAREK, *University of Sfax Tunisia / TUNISIA*
Dr. Öğr. Üyesi Mustafa GERÇEKER, *Selçuk Üniversitesi*
Dr. Öğr. Üyesi Nahit YILMAZ, *Necmettin Erbakan Üniversitesi*
Asst. Prof. Dr. Raveesh KRISHNANKUTTY, *ICFAI Business School / INDIA*
Dr. Ratbek DZHUMASHEV, *Monash University / AUSTRALIA*
Res. Asst. Jyoti KUMARI, *Indian Institute of Technology Kharagpur / INDIA*

Amaç ve Kapsam: Uluslararası Ticaret ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi (UTEAD) bağımsız bir yayın organıdır. UTEAD, başta İktisat, Uluslararası Ticaret, Lojistik, Ekonometri, İşletme, Finans, Bankacılık ve Sermaye Piyasaları olmak üzere Siyaset Bilimi, Turizm, Kamu Yönetimi ve Uluslararası İlişkiler gibi alanlarda ortak bir akademik zemin oluşturmak üzere Türkçe ve İngilizce dillerinde bilimsel ve özgün araştırma makaleleri yayımlamaktadır. Ayrıca, farklı disiplinlerden de bu alanlarla ilgili çalışmalar değerlendirmeye alınmaktadır. UTEAD, 2017 yılında yayın hayatına başlamış uluslararası hakemli bir dergi olup, yılda iki kez Haziran ve Aralık aylarında yayımlanmaktadır. UTEAD, dergipark üzerinden erişime açıktır. UTEAD'da yayımlanan makalelerde belirtilen düşünce görüşlerden yazar(lar) sorumludur. UTEAD'da yayımlanmak üzere hakem değerlendirmeleri sonucunda kabul edilen makalelerin tüm yayın hakları süresiz olarak UTEAD'a aittir.

Aims and Scope: Journal of International Trade and Economic Researches (JITER) is an independent publication. JITER, publishes scientific and original research articles in Turkish and English languages to create a common academic background in fields such as economics, international trade, logistics, econometrics, business, finance, banking, capital markets, political sciences, tourism, public administration and international relations. In addition, studies on these areas are taken into consideration from different disciplines. JITER, is an internationally refereed journal that began publication in 2017 and is published twice a year in June and December. JITER is open access via Dergipark. The author(s) are responsible for the opinions expressed in the articles published in JITER. All publishing rights of articles accepted as referee evaluations for publication in JITER belong to the JITER for an indefinite period of time.

Açık Erişim Politikası: Uluslararası Ticaret ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi (UTEAD) "Açık Erişim Politikası" izleyen bir dergidir. Dergide yayımlanan makaleler doğrudan açık erişime sunulmaktadır. UTEAD, yayımladığı makalelerle bilimin Açık Erişim Politikasıyla desteklenmesine ve bilgiye erişimin kolaylaştırılmasına katkıda bulunmayı amaçlamaktadır.

Open Access Policy: Journal of International Trade and Economics Researches (JITER) is a journal that follows the "Open Access Policy". The articles published in the journal are offered directly to the public. JITER aims to contribute to the promotion of published science by the Open Access Policy and to facilitating access to information.

Değerlendirme Süreci: UTEAD'a ulaşan makaleler, öncelikle editörler ve danışma kurullarımız tarafından bilimsellik ve yazım kuralları yönünden incelenir. Uygun bulunan makaleler daha sonra alanında en az doktora derecesine sahip iki ayrı hakeme gönderilir. Hakemlerin kabul veya red yönünde aynı görüşü bildirmeleri durumunda karar aynen uygulanır. Ancak, hakem görüşleri aynı doğrultuda olmaz ise, makale üçüncü hakeme gönderilir. Üçüncü hakemin kararı doğrultusunda makale yayımlanır ya da yayımlanmaz. Hakem raporları makale yazarlarına gönderilir ve dergi arşivinde de saklanır. UTEAD'da kör hakemlik sistemi uygulanmaktadır.

Evaluation Process: The articles reached by us are first examined by our editors and advisory boards in terms of scientific and author guidelines. Eligible articles are then sent to two separate referees with at least the doctorate degree in the related area. If the referees give the same opinion in the direction of acceptance or rejection, the decision will be applied in the same way. However, if the referee's views are not in the same direction, the article is sent to the third referee. The article will be published or not published in the direction of the decision of the third referee. Referee reports are sent to the article authors and are kept in the journal archive. In JITER, blind referee system is applied.

İntihal Denetimi: UTEAD yayın politikası gereği hakem değerlendirmesinden geçirdiği her makalenin özgünlüğünü korumak amacıyla intihal denetiminden geçirilmesini zorunlu kılmaktadır. Bu bağlamda, UTEAD'a değerlendirilmek üzere gönderilen tüm makaleler URKUND intihal analiz yazılımından geçirilir. Ortaya çıkan eşleşmeler detaylı bir biçimde incelenerek atıfı doğru olan eşleşmeler çıkarılır. Kalan eşleşmeler yayın kurulu tarafından raporlanır. Raporda yer alan hataların yazarlar tarafından düzeltilmesi istenebilir veya çalışma yazarlara iade edilebilir.

Plagiarism Detection: JITER requires that the review policy be subject to a plagiarism detection in order to preserve the authenticity of each article it reviews. In this context, all articles submitted to JITER for evaluation are passed through URKUND plagiarism analysis software. The resulting matches are examined in detail and the correct matches are extracted. The remaining matches are reported by the editorial board. Errors in the report may be requested to be corrected by the authors or may be returned to the authors.

YAZIM KURALLARI

Uluslararası Ticaret ve Ekonomi Arařtırmaları Dergisi (UTEAD)'da yayımlanması için deęerlendirilmek üzere gnderilecek makaleler daha nce hibir yayın organında yayımlanmamıř ve deęerlendirilmek üzere sunulmamıř olmalıdır. Makaleler, ařaęıda belirtilen kurallar doęrultusunda hazırlanmalıdır. Bu kurallara uygun olmayan makaleler deęerlendirmeye alınmayacak ve yazarlara iade edilecektir.

UTEAD'a gnderilecek makaleler **Trke** veya **İngilizce** olabilir. Yazının uzunluęu **20 sayfayı** gememelidir. Yazının elektronik kopyası Microsoft Word programında **Cambria** yazı karakteri ile hazırlanmalıdır. Marj ayarları; **stten ve alttan 2 cm, saę ve soldan 2 cm** olmalıdır. Kaęıt boyutu **17.5 cm en** ve **24 cm boy** olacak řekilde ayarlanmalıdır.

Bařlık, makale hangi dilde ise nce o dilde byk harflerle **11 punto, koyu** ve **sayfaya ortalı** olarak verilmelidir. Makalenin dięer dildeki karřılıęı ise, **bir satır boşluk bırakılarak** byk harflerle, **11 punto, koyu** ve **sayfaya ortalı** olarak verilmelidir.

Yazar(lar)ın, adı, soyadı ikinci bařlıęın altında **11 punto, koyu** ve **sayfaya ortalı** olarak verilmelidir. Yazar(lar)ın unvanları, baęlı bulunduęu kurum ve blm ile e-posta adresi sayfa altında **dipnot** olarak yazılmalıdır. **UTEAD**'da kr hakemlik sistemi uygulanmaktadır. Makale Trke ise nce **en ok 100 kelimelik** bir **"z"** ve altında İngilizce dilinde **en ok 100 kelimelik** ikinci bir **"abstract"** italik olarak verilmelidir. Trke ve İngilizce zetlerin altında, **anahtar kelimeler (en ok 5, en az 3)** ile İngilizce zetin altında **Journal of Economic Literature (JEL)** sınıflaması numarası verilmelidir.

Metin iinde bařlıklar numaralandırılmalı (1., 1.1., 1.1.2. gibi) ve **derinlik ten fazla olmamalıdır.** **Tm bařlıklar 10 punto** ve **koyu** olarak verilmelidir.

Metin, 10 punto ve **tek satır aralıkla** yazılmalıdır. Her paragraftan sonra **6 nk boşluk** bırakılmalı ve paragraflar **iki yana yaslı** olmalıdır. Bařka kaynaklardan yapılan aktarmalar  satırı gemiyor ise tırnak iinde italik olarak,  satırı geiyor ise ayrı bir paragrafta saędan ve soldan birer santim ieri ekilerek **10 punto** ve **italik** olarak verilmelidir.

Tablo ve řekillere bařlık ve sıra numarası verilmeli, bařlıklar tabloların ve řekillerin zerinde (Tablo 1. Tablo adı), řekillerin ise (řekil 1. řekil adı) olarak yer almalıdır. Tablo ve řekiller dikey olarak **(tam sayfa olan tablo ve řekiller yatay olarak yerleřtirilebilir).**

Denklemler, sayfaya **sola yaslı** olarak verilmeli ve denklemlerin sıra numaraları parantez iinde olup sayfanın saę tarafına yaslanmalıdır.

Kaynaklara gndermeler, metin ii **parantez yntemi** ile yapılmalıdır. Parantez iindeki sıra; yazar/yazarların soyadı, (yazarı olmayan kaynaklarda eser adının ilk  kelimesi ve hemen izleyen  nokta) kaynaęın yılı, sayfa numarası/numaraları řeklinde olmalıdır (rneęin: Soyad, tarih: sayfa numarası).

Metin iinde, yukarıdaki gibi gnderme yapılan btn kaynaklar, referanslar listesinde **APA** biimine uygun olarak yazılmalı, gnderme yapılmayan kaynaklar bu listede yer almamalıdır. Kaynaklar alfabetik sırayla yazılmalıdır.

Makalelerin basıma girecek son řeklini yazım kurallarına uygun olarak sunmak yazarlara aittir. Makaleler yazım kurallarına uygun bir biimde hazırlanana kadar yayımlanmaz.

GUIDELINES FOR AUTHORS

The articles to be submitted for publication in the **Journal of International Trade and Economics Researches (JITER)** should not have been published in any publications previously and have not been submitted for evaluation. The articles should be prepared in accordance with the following rules. Articles that are not in line with these rules will not be evaluated and will be returned to the authors.

Articles that are not in line with these rules will not be evaluated and will be returned to the authors. The articles to be submitted to JITER may be in **Turkish** or **English**. The length of the article should not exceed **20 pages**. Electronic copy of the manuscript should be prepared in Microsoft Word program with **Cambria** font. Margin settings; **2 cm from the top, 2 cm from the bottom, 2 cm from the right and left**.

The **title** should be given in **bold, 11 pt, bold, and centered on the page**, whichever is on the top. In the case of the **English version** of the manuscript, a line must be left blank, in capital letters, **10 pt, bold, and centered on the page**.

Author (s) in should be written as a footnote under the page with the institution and department to which it is affiliated and the e-mail address.

In **JITER**, blind referee system is applied. The article should be given in "**abstract**" of **up to 100 words** in **English**. The **keywords (maximum 5, minimum 3)** and the **Journal of Economic Literature (JEL)** classification under the English abstract should be given under Turkish and English abstracts.

Titles should be numbered in the text (such as 1, 1.1, 1.1.2) and the depth should not be more than three.

All **titles** should be given in **10 point font and bold**. The **text** should be written in **10 point and single line spacing**. After **each paragraph, 6 nk** should be **left blank** and the paragraphs should be justified.

Transmissions made from other sources should be given in italics in quotation if they do not exceed three lines, in **10 point and italic** in a separate paragraph if they pass by one inch from the right and left.

Tables and figures should be given titles and sequence numbers, titles should be placed on tables and figures (Table 1. Table name) and figures (figure 1. figure name). Tables and figures can be placed vertically (full-page tables and figures can be placed horizontally).

The **equations** should be left-justified on the page and the equations must be numbered in parentheses and should lie on the right side of the page.

They should be sent to the sources using the in-text **parenthesis method**. The order in brackets is; The surname of the author / authors (the first three words of the work in non-spelling sources and the next three spots) must be in the form of the year, page number / number of the source (eg: Lastname, date: page number).

In the text, all **referenced sources**, as above, should be listed in the references list in accordance with **APA** format, and non-referenced sources should not be listed in this list. Sources should be written in alphabetical order.

It is up to the authors to present the final form of the prints in accordance with the writing rules. The articles are not published until they are prepared in accordance with the writing rules.

İÇİNDEKİLER

Geleneksel Olmayan Para Politikası Kapsamında Neo-Fisher Etkisi:
2008 Sonrası Türkiye Deneyimi.....1-21

Dr. Ayşegül Ladin SÜMER

Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliği:
Durağanlık ve Birim Kök Testlerinden Yeni Kanıtlar.....22-31

Dr. Öğr. Üyesi İsmail KOÇAK

Arş. Gör. Sefa ÖZBEK

Kırılgan Beşli Ülkelerinde İhracata ve İthalata Dayalı Büyüme:
Ampirik Bir Değerlendirme.....32-46

Halil Oğuzhan ERGÜR

Dr. Yavuz ÖZEK

The Analysis of Relative Efficiency on The Hospitals of The Turkish
State Universities by Using Data Envelopment Analysis (DEA) Method.....47-56

Dr. Saadettin AYDIN

GELENEKSEL OLMAYAN PARA POLİTİKASI KAPSAMINDA NEO-FİŞHER ETKİSİ: 2008 SONRASI TÜRKİYE DENEYİMİ

NEO-FISHER EFFECT UNDER UNCONVENTIONAL MONETARY POLICY: TURKEY EXPERIENCE AFTER 2008

Ayşegül Ladin SÜMER¹

Öz

Fisher paradoksu olarak bilinen, Neo-Fisher etkisinde, durgunlukla mücadelede faiz oranlarının düşürülmesi ön koşul değildir. Aksine, ekonomiyi canlandırmak için faiz oranlarının yükseltilmesi gerekir. Bu çalışma, Türkiye'de 2008 küresel krizi sonrasında uygulanan geleneksel olmayan para politikasının Neo-Fisher etkisini incelemektedir. Bu amaçla, teorik çerçevesi Yeni Keynesyen modele dayanan Neo-Fisher etkisi, 2010:M5-2019:M12 döneminde EG, FMOLS, CCR ve DOLS eşbütünleşme yöntemleriyle Türkiye için analiz edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre, geleneksel olmayan para politikası ve enflasyon arasında uzun dönemde pozitif yönlü ilişki tespit edilmiştir. Söz konusu durum, Türkiye 'de Neo-Fisher etkisinin varlığına işaret etmektedir.

Anahtar Kelimeler: Geleneksel olmayan para politikası, Neo-Fisher etkisi, Yeni Keynesyen Model, eşbütünleşme.

JEL Sınıflandırması: B22, C22, E52

Abstract

Under the Neo-Fisher effect, known as the Fisher paradox, lowering interest rates is not a precondition for fighting stagnation. On the contrary, interest rates need to be raised to stimulate the economy. This study of the unconventional monetary policy implemented in 2008 after the global crisis in Turkey to examine the impact of neo-Fisher. For this purpose, the Neo-Fisher effect, whose theoretical framework is based on the New Keynesian model, 2010:M5-2019:M12 during were analyzed by EG, FMOLS, CCR and DOLS cointegration methods for Turkey. According to the results obtained, long-term positive relationship has been determined between the unconvetional monetary policy and inflation. This situation, Turkey which indicates the presence of Neo-Fisher effect.

Keywords: Unconventional monetary policy, Neo-Fisher effect, New Keynesian model, cointegration.

JEL Codes: B22, C22, E52

¹ Bağımsız Araştırmacı Dr. Ayşegül Ladin SÜMER, ladins_83@hotmail.com; <https://orcid.org/0000-0001-6507-3954>.

1. Giriş

Para politikası teorileri ve merkez bankası bağımsızlığı ilkesi, enflasyonun kontrol edilmesinde merkez bankalarının tek otorite olduğunu vurgulamaktadır. 2008 küresel krizi sırasında finansal piyasalardaki kırılganlık, yüksek işsizlik oranı, düşük veya negatif ekonomik büyüme, merkez bankalarının üzerindeki yükü artırmış, yeni analitik yaklaşımlar sunan geleneksel olmayan para politikasını gerekli kılmıştır (Spahn, 2018: 1). Bu amaçla, merkez bankaları öncelikli olarak Fisher etkisi² çerçevesinde düşük faiz politikasını uygulamıştır. Fisher'e (1930: 27) göre, faiz oranlarındaki değişim, enflasyona yönelik bekleyişlerle doğrudan ilişkilidir. Enflasyonist bekleyişler artmasına karşın, nominal faiz oranı yükseltilmezse reel faiz oranı düşmektedir. Bu durum, hem enflasyonist baskıların oluşmasına, hem de reel faiz oranı bir satın alma gücü ölçüsü olarak değerlendirildiğinde düşük faiz oranında tasarrufların azalmasına yol açmaktadır. Ayrıca, uzun dönemde enflasyon, nominal faiz oranıyla birlikte hareket etmektedir. Dolayısıyla, enflasyon dinamikleri, zamanla değişen nominal faiz oranlarına bağlıdır. Nominal faiz oranlarında, kısa dönemli bir azalış karşısında enflasyonun yükselmesi beklenmektedir.

Ancak, 2008 küresel krizi izleyen süreçte böyle bir ilişki görülmemiştir. Bu kapsamda, sıfır ya da negatif faiz oranı gibi geleneksel olmayan para politikası uygulamalarının dikkate değer örnekleri olan Amerika, Euro bölgesi ve Japonya'da çok düşük enflasyonla karşılaşmıştır. Çünkü bu ülkelerde düşük politika faizinin etkisiyle piyasada likidite bolluğu görülmesine karşın ekonomik birimler harcama yapmaktan kaçınmış ve Keynes'in (1936) belirttiği likidite tuzağı³ yaşanmıştır. Bullard (2010), Williamson (2016) ve Cochrane (2017) da Amerika ve Japonya gibi gelişmiş ülkelerde enflasyonun düşük olmasının temel nedenini düşük nominal faiz oranlarına bağlamaktadır. Garin vd. (2018) ve Uribe (2018), merkez bankalarının enflasyonu yükseltmek için uyguladıkları parasal sıkılaştırmanın verimsiz olduğunu, buna karşılık kısa vadeli faiz oranlarının artırılması gerektiğini savunmaktadır. Schmidt ve Uribe (2014) ise, merkez bankalarının faiz oranındaki artış kadar, enflasyonun yükseleceği görüşündedir. Nitekim faiz oranıyla enflasyon arasındaki pozitif ilişkinin Fisher etkisinden kaynaklandığı iddia edilmektedir. Çünkü Fisher etkisinde reel faiz oranı, enflasyon beklentilerini etkisiz hale getiren nominal faiz oranlarındaki değişime tepkisizdir.

Diğer taraftan, Gerke ve Hauzenberger (2017), özellikle Euro bölgesinde negatif faiz oranına karşın enflasyonun düşük seyretmesini, geçici ve düşük doğal faiz oranıyla açıklamaktadır. Doğal faiz oranı, küresel kriz öncesi seviyeye kıyasla düşük bir orandır. Buna göre, küresel kriz döneminde keskin bir düşüşle oluşan doğal faiz oranı, mevcut reel faiz oranlarının daraltıcı bir etki göstereceği algısı yaratmaktadır. Bu nedenle Fisher

² $r = i - \pi^e$ r ; reel faiz oranını, i ; nominal faiz oranını ve π^e ; beklenen enflasyon oranıdır.

³ Likidite tuzağında, faiz düşebileceği en alt seviyeye düşmesine ve parasal genişlemenin olmasına rağmen halk faiz oranının tekrar yükseleceği, tahvil fiyatlarının ise düşeceği beklentisiyle parayı elinde tutar. Likidite tuzağının tarihteki ilk büyük tanığı Japonya olmuştur. Japon Merkez Bankası (BoJ)1990'lı yıllarda yaşanan durgunlukla mücadele etmek için sıfır politika faizi ve parasal genişleme yöntemlerini uygulamış, fakat halk tasarruf yapmaya devam etmiştir.

etkisinde, pozitif bir faiz oranı boşluğu⁴ görülmektedir. Faiz oranındaki bir düşüşün ardından, enflasyonun aynı yönde tepki vermesiyle sonuçlanan bu durum Neo-Fisher etkisidir. Diğer bir deyişle, Fisher paradoksu olarak ifade edilen Neo-Fisher etkisinde, düşük nominal faiz oranlarının uzun dönemde uygulanması enflasyon beklentilerini düşüşe doğru yönlendirirken, mevcut enflasyonun da düşmesine yol açmaktadır. Bunun aksine, nominal faiz oranlarının uzun dönemde yükseltilmesi, enflasyonu yükseltecektir. Sonuç olarak, Neo-Fisher etkisi geleneksel faiz teorisi kanalı⁵ işleyişini tersine çevirmektedir.

Özetle, 2008 küresel krizinin ardından, başta Amerika, Euro bölgesi ve Japonya merkez bankalarının, enflasyonun istenen seviyeye yükseltilmesine ilişkin uyguladığı geleneksel olmayan para politikası temel parasal doktrinlerin tartışılmasına ivme kazandırmıştır. Ancak, söz konusu tartışmalar genellikle teorik açıdan değerlendirilirken, ampirik tartışmalar sınırlı kalmıştır.

Bu çalışmanın amacı da, geleneksel olmayan para politikası kapsamında Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB)'nin aldığı faiz kararlarının Neo-Fisher etkisi gösterip göstermediğini araştırmaktır. Buna göre, ekonomideki eşanlı genel dengeyi yansıtmaması nedeniyle Yeni Keynesyen model etrafında, TCMB bankalararası gecelik borç verme faiz oranı ve 1 hafta vadeli repo ihale faiz oranındaki değişimlerin enflasyon üzerindeki etkisi analiz edilecektir.

Çalışmanın giriş bölümünden sonra altı bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde, Neo-Fisher etkisinin teorik çerçevesi, üçüncü bölümde konuya ilişkin ampirik literatür ele alınmıştır. Dördüncü bölümde, ampirik yöntem, veri seti ve modele yer verilirken, beşinci bölümde uygulamaya geçilmiştir. Altıncı bölümde bulgular yorumlanmış ve çalışma sonuç bölümüyle sonlandırılmıştır.

2. Teorik Çerçeve

Neo-Fisher etkisinin temel argümanını incelemek için, öncelikle modern makro ekonomik teorisinin dinamik yapısını temsilen Yeni Keynesyen modeli değerlendirmek yararlı olacaktır.

Yeni Keynesyen model, doğrusallaştırılmış biçimde, E_t 'nin beklenti operatörü olduğu, IS denklemi, Phillips eğrisi ve Taylor kuralını kapsayacak şekilde şöyle tanımlanır (Garin, vd., 2016: 3-4; Cochrane, 2017: 10; Spahn, 2018: 1-9):

$$\pi_t = \alpha y_t + \beta E_t \pi_t + \varepsilon_t^s \quad (1)$$

Denklem (1), Yeni Keynesyen Phillips eğrisidir. Mevcut enflasyonun (π_t), mevcut çıktı açığı (y_t) ve gelecekte beklenen enflasyonun ($E_t \pi_{t+1}$) bir fonksiyonu olduğunu belirtir.

$$y_t = E_t y_{t+1} + \sigma (i_t - E_t \pi_{t+1}) \quad (2)$$

⁴ $i - \pi^e - r > 0$.

⁵ Geleneksel faiz kanalında, Taylor (1993) kuralından yola çıkılarak para politikası ve reel sektör arasındaki ilişki kısa vadeli nominal faiz oranlarıyla kurulur.

Denklem (2)⁶ ise, hane halklarının IS denklemdir. Buna göre, mevcut harcamaların ya da çıktı açığının, gelecekte beklenen harcamalara ($E_t y_{t+1}$) ve reel faiz oranına ($r_t = i_t - E_t \pi_{t+1}$) bağlı olduğunu ifade eder.

Diğer taraftan, para politikasının tanımladığı eksojen enflasyon hedefi (π_t^*) şöyledir:

$$\pi_t = \pi_t^* \quad (3)$$

$$\pi_t^* = \rho_\pi \pi_{t-1}^* + \varepsilon_t \quad (4)^7$$

Merkez bankasının, nominal faiz oranını enflasyon hedefine eşit olacak biçimde ayarladığı düşünüldüğünde, makro ekonomik denge açısından Denklem (1), (2) ve (4)'ten yararlanarak Taylor kuralı şöyle yazılır:

$$i_t = \left[\frac{(1 - \rho_\pi^\beta)}{\sigma \alpha} (\rho_{\pi-1}) + \rho_\pi \right] \pi_t^* \quad (5)$$

Denklem (5)'te, π_t^* için katsayı işareti belirsizdir. Ancak şu varsayımlar ele alındığında; İlk terim $\frac{(1 - \rho_\pi^\beta)}{\sigma \alpha} (\rho_{\pi-1})$ negatif, ikinci terim ρ_π pozitifse, ρ_π arttıkça yani enflasyon hedefindeki değişim ne kadar kalıcı olursa, σ ve α arttıkça yani fiyatlara duyarlılık ne kadar esnekse, π_t^* 'nin pozitif olması muhtemeldir.

Yeni Keynesyen model açısından Taylor kuralı, nominal faiz oranı ve enflasyon arasındaki Fisher etkisine işaret etmektedir. Nominal faiz oranındaki geçici bir artış, reel faiz oranında da geçici bir artışa yol açarken, toplam talebi ve mevcut enflasyonu baskılamaktadır. Buna karşın, nominal faiz oranındaki artışın kalıcı olacağı yönündeki beklenti, reel faiz oranının da artmasına, dolayısıyla beklenen enflasyonun baskılanmasına neden olmaktadır.

Yalnız, 2008 küresel krizi sonrasında, merkez bankaları bankacılık sistemlerini dengelemek ve ekonomik durgunluktan kurtulmak için genişletici para politikasını benimsemiştir. Bu amaçla uygulanan düşük faiz oranları reel ekonomide beklenen etkiyi göstermemiştir. Düşük faiz oranlarının düşük enflasyonla varlık göstermesi, küresel kriz kapsamında faizden enflasyona doğru Neo-Fisher etkisi olarak gündeme gelmiştir (Iona, 2017: 578-579).

⁶ σ , hane halklarının optimizasyonuna ilişkin, tüketimin zamanlararası esnekliğidir ve $\sigma \geq 0$ 'dır.

⁷ $0 < \rho_\pi < 1$ ve $\varepsilon_t \sim N(0, S^2)$.

3. Literatür Özeti

Neo-Fisher etkisi, kısa dönemde enflasyon artışına yol açan, kalıcı olması beklenen parasal sıkılaştırma olarak tanımlanmaktadır. 2008 küresel krizi sonrasında yaşanan durgunluğa yönelik uygulanan, düşük faiz politikası Neo-Fisher etkisini ön plana çıkarmıştır. Buna göre, farklı gelişmişlik düzeyindeki ülkeler için yapılan ve sonuçları değerlendirilen literatüre Tablo 1’de yer verilmiştir. İlgili literatür incelendiğinde, güncel bir tartışma konusu olmasına karşın, doğrudan Neo-Fisher etkisini ele alan çalışmaların çok sınırlı olması ve Türkiye için tek bir çalışmanın bulunması nedeniyle bu çalışmanın literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

Tablo 1: Literatür Özeti

Çalışma	Ülke ve Dönem	Yöntem ve Veri Seti	Sonuçlar
Feve vd. (2010)	Amerika (1970:Q1-2004:Q4)	Bayesian, kişi başına GSYH, nominal ücret büyüme oranı, tüketici fiyat endeksi büyüme oranı, kısa dönemli nominal faiz oranı ve enflasyon arasındaki fark	Bir enflasyon hedefi şokunun ardından reel faiz oranının keskin ve kalıcı bir şekilde artmasının ekonomik aktivitede dolayısıyla enflasyonda uzun dönemli bir düşüşe neden olduğu tespit edilmiştir.
Michelis ve Iacoviello (2016)	Japonya (1974:Q1-2015:Q2)	VAR, çekirdek enflasyon, banka borç verme faiz oranı, reel döviz kuru, gayri safi yurtiçi hasıla, reel petrol fiyatları	Japonya’da deflasyonun önlenmesine yönelik uygulanan para politikasının etkili olduğu görülmüştür. Ancak, enflasyonun istikrarlı bir şekilde %2’ye çıkarmak için farklı para politikası uygulamalarının da gerekli olduğu belirtilmiştir.
Iona (2017)	Arnavutluk, Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Polonya, Romanya, Sırbistan (2005-2015)	VAR Analizi, merkez bankası faiz oranı, gayri safi yurtiçi hasıla, tüketici fiyat endeksi	Ekonomi literatürünün öngördüğü gibi, politika faiz oranıyla ekonomik büyüme arasında negatif yönlü bir ilişkiye işaret etmiştir. Politika faiz oranıyla enflasyon arasında ise istatistiksel bakımdan anlamlı ve pozitif yönlü bir ilişki belirlenmiştir.
Uribe (2017)	Amerika ve Japonya (1955-2016)	SVAR Analizi, kişi başına çıktı, Federal fon oranı, tüketici fiyat endeksi	Geçici olması beklenen nominal faiz oranındaki artışın, daraltıcı ve deflasyonist olduğu görülmüştür.
Crowder (2018)	Amerika (1951:M1-2015:M12)	VAR Analizi, Federal fon oranı, 3 aylık hazine bonusu faiz oranı, 1 yıllık hazine bonusu faiz oranı, 5 yıllık hazine bonusu faiz oranı, tüketici fiyat endeksi	Neo-Fisher hipotezinin aksine, enflasyon eğiliminin nominal faiz oranlarını etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.
Lukmanova ve Rabitsch	Amerika (1947:Q2-2019:Q1)	VAR Analizi, gayri safi yurtiçi hasıla, 3 aylık	Nominal faiz oranının, enflasyon ve üretimle ilgili pozitif yönlü bir

(2018)		hazine bonusu faiz oranı, tüketici fiyat endeksi	şekilde hareket ettiği
Mumtaz ve Theodoridis (2018)	Amerika (1968:Q1-2016:Q3)	SVAR, hedeflenen enflasyon, tüketici fiyat endeksi, büyüme oranı, 10 yıllık hazine bonusu getirisi, 3 aylık hazine bonusu getirisi, reel faiz oranı	Enflasyon hedeflemesine ilişkin politikaların, 1980 öncesi dönemde enflasyondaki artışın önemli bir nedeni olduğu, son 20 yılda uzun vadeli faiz oranlarındaki gerilemenin bir itici gücü olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 1: Literatür Özeti (Devamı)

Çalışma	Ülke ve Dönem	Yöntem ve Veri Seti	Sonuçlar
Uribe (2018)	Amerika (1954:Q4-2018:Q2)	SVAR Analizi, kişi başına çıktı, federal fon oranı, tüketici fiyat endeksi	Nominal faiz oranındaki kalıcı artışların enflasyon ve üretimde ani artışlara yol açtığı belirlenmiştir. Kalıcı parasal şokların, enflasyondaki değişimlerin %40'dan fazlasını açıkladığı tespit edilmiştir.
Tayyar (2019)	Türkiye (2002:M1-2014:M5)	Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi, bankalararası gecelik faiz oranı, 1, 3, 6 ay ve 1 yıl vadeli ağırlıklandırılmış mevduat faiz oranı, tüketici fiyat endeksi	İlgili dönemde değişkenlerin nedensellik ilişkilerinin Neo-Fisher etkisi varlığı gösterdiği belirlenmiştir.

Son olarak, 2008 sonrasında Türkiye için Neo-Fisher etkisi, Engle-Granger (EG) Eş Bütünleşme (Cointegration), Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler (Fully Modified Least Squares: FMOLS), Kanonik Koentegrasyon Regresyonu (Canonical Cointegrating Regression: CCR) ve Dinamik En Küçük Kareler (Dynamic Least Squares: DOLS) yöntemleriyle araştırılmıştır. Böylece, nominal faiz oranı ve enflasyon arasındaki ilişkinin, faiz oranındaki geçici ve kalıcı değişimlerden hangisine bağlı olduğu belirlenmiştir.

4. Yöntem

EG yöntemiyle, iki değişken arasında uzun dönemli bir ilişki tanımlanırken, açıklayıcı değişken ve hata terimi arasında da ilişki ortaya çıkmakta ve içsellik problemiyle karşılaşmaktadır. Hem bu problemleri önlemeye yönelik hem de değişkenler arasındaki uzun dönemli eşbütünleşme katsayılarını test etmek için FMOLS, CCR ve DOLS yöntemleri kullanılmaktadır.

4.1. EG (1987) Eşbütünleşme Yöntemi

Engle-Granger (1987), düzey değerinde durağan olmayan zaman serilerinin doğrusal bir kombinasyonunun olabileceğini ileri sürmüştür. Bu durumda, aynı dereceden entegre olan, örneğin; X_t ve Y_t serilerinin ayrı ayrı I(1) olması gibi, bu seriler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi mevcuttur. Ayrıca, söz konusu serilerin düzey değerinin yapılan tahminden hata terimi (u_t) serisi durağan olduğunda, uzun dönemli denge ilişkisi sahte regresyon problemiyle karşılaşmayacaktır. Buna göre, EG analizi iki aşamada gerçekleşir. İlk aşama statik OLS regresyonudur ve şöyle tanımlanır (Engle ve Granger, 1987: 266):

$$y_t = \alpha + \beta X_t + u_t \quad (6)$$

Denklem (6)'da, α ve β ; eşbütünleşme parametreleri, u_t ; varsayılan uzun dönemli denge ilişkisinden değişkenler arasındaki sapmaları belirleyen OLS kalıntısıdır.

İkinci aşamada, u_t 'nin durağanlığını test etmek için kullanılan Dickey-Fuller (DF) ve Augmented Dickey-Fuller regresyonları şöyledir (Engle ve Granger, 1987: 267-268):

$$\Delta u_t = -\theta u_{t-1} + \omega_t \quad (7)$$

$$\Delta u_t = -\theta u_{t-1} + b_t \Delta u_{t-1} + \dots + b_t \Delta u_{t-p} + z_t \quad (8)$$

Denklem (7) ve (8) sırasıyla, DF ve ADF testleri yardımcı bir regresyon uygulayarak u_t 'yi eşbütünleşme regresyonuyla sınarken, ADF regresyonu, DF regresyonundan daha fazla dinamik sürece izin verir.

4.2. FMOLS Yöntemi

FMOLS yöntemi, tek bir eşbütünleşik vektörün varlığına bağlı olarak uzun dönem parametrelerini tahmin eder (Phillips ve Hansen, 1990: 120). FMOLS tahmincisi, eşbütünleşme ilişkisinden kaynaklanan, otokorelasyon ve içsellik problemlerinden kaçınmak için yarı parametrik bir yaklaşımı benimser. Dolayısıyla, FMOLS tahmincisi, tarafsız ve asimtotik χ^2 dağılımı kullanarak standart Wald testlerine izin verir (Phillips ve Hansen, 1990: 120). Böylece serilerin ve parametrelerin dönüştürülmesine odaklanır (Park, 1992). Buna göre, I(1) düzeyindeki serilerin doğrusal kombinasyonuna sahip tek bir eşbütünleşme ilişkisinin analiz süreci şöyledir (Phillips ve Hansen, 1990: 114-120):

$$y_t = X_t' \beta + D_{1t}' \gamma_1 + u_{1t} \quad (9)$$

Denklem (9)'da, $D_t = (D_{1t}', D_{2t}')'$; deterministik trend regresörleri, γ_n^e ; stokastik regresörlerdir ve X_t sistem denklemi tarafından yönetilir.

$$X_t = \Gamma'_{21}D_{1t} + \Gamma'_{22}D_{2t} + e_{2t} \quad (10)$$

$$\Delta \varepsilon_{2t} = u_{2t} \quad (11)$$

Denklem (10)'da, D_{1t} ; regresörleri eşbütünleşik ve regresör denklemi, D_{2t} ; regresörleri sadece regresör denklemidir.

Durağan ve sıfır ortalamalı hata terimi $u_t = (u'_{1t}, u'_{2t})'$ ile uyumlu, eş zamanlı kovaryans matrisi (Σ), tek taraflı uzun dönem matrisi (Λ) ve kovaryans matris (Ω) şu şekilde tanımlanır:

$$\Sigma = E(u_t u'_t) = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{bmatrix} \quad (12)$$

$$\Lambda = \sum_{j=0}^{\infty} E(u_t u'_{t-j}) = \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} \end{bmatrix} \quad (13)$$

$$\Omega = \sum_{j=-\infty}^{\infty} E(u_t u'_{t-j}) = \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} \\ \omega_{21} & \omega_{22} \end{bmatrix} = \Lambda + \Lambda' - \Sigma \quad (14)$$

(12), (13) ve (14) numaralı denklemler birlikte ele alındığında, varsayımlar y_t ve X_t 'nin I(1) ve eşbütünleşik olduğunu ima eder. FMOLS tahmincisi, simetrik ve tek taraflı uzun dönem kovaryans matrisinin ön tahminlerini kullanır. Denklem (1) tahmin edildikten sonra hata terimi \hat{u}_{1t} elde edilir. $\hat{u}_{2t} = \Delta \hat{\varepsilon}_{2t}$ ise düzey regresyonlarından dolayı olarak elde edilir. Böylece X_t şöyle yazılacaktır:

$$X_t = \hat{\Gamma}'_{21}D_{1t} + \hat{\Gamma}'_{22}D_{2t} + \hat{e}_{2t} \quad (15)$$

$\hat{\Lambda}$ ve $\hat{\Omega}$ uzun dönem kovaryans matrisleri ile $\hat{u}_t = (\hat{u}_{1t}, \hat{u}_{2t})'$ kullanılarak hesaplanan y_t^* ve tahmini yanlışma düzeltme terimi ($\hat{\lambda}_{12}^*$) şöyledir:

$$y_t^* = y_t - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{u}_{2t} \quad (16)$$

$$\hat{\lambda}_{12}^* = \hat{\lambda}_{12} - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\Lambda}_{22} \quad (17)$$

Denklem (16) ve (17)'den yararlanılarak FMOLS tahmincisi ($\hat{\theta}$) şu şekilde ifade edilir:

$$\hat{\theta} = \begin{bmatrix} \beta \\ \hat{\gamma}_1 \end{bmatrix} = \left(\sum_{t=2}^T Z_t Z'_t \right)^{-1} \sum_{t=2}^T Z_t y_t^* - T \begin{bmatrix} \hat{\lambda}_{12}^* \\ 0 \end{bmatrix} \quad (18)$$

Denklem (18)'de, $Z_t = (X'_t, D'_t)'$.

Son olarak, Hansen (1992) tarafından Wald istatistiği (W) için boş hipotezi ($R\theta = r$) şöyle belirtilir:

$$W = (R\theta - r)' (RV(\hat{\theta})R')^{-1} R\theta - r \quad (19)$$

$$V(\theta) = \hat{\omega}_{12} \left(\sum_{t=2}^T Z_t Z'_t \right)^{-1} \quad (20)$$

Denklem (19), asimtotik χ^2_g dağılımına sahiptir. Burada g ; R tarafından uygulanan kısıtlama sayısını temsil eder.

4.3. CCR Yöntemi

CCR yöntemi, eşbütünleşme denklemi ve stokastik şok arasındaki uzun dönem korelasyonu ortadan kaldırmak için sadece serinin dönüştürülmesine odaklanır (Park, 1992: 119). Bu yönüyle de FMOLS yönteminden ayrılır. CCR yönteminde, ilk olarak $\hat{\Lambda}$ ve $\hat{\Omega}$ uzun dönem kovaryans matrisleri ile $\hat{u}_t = (\hat{u}_{1t}, \hat{u}_{2t})'$ tutarlı tahminleri elde edilir. Buna göre, \hat{u}_t ve \hat{u}_{2t} tek taraflı uzun dönem kovaryans matrisine karşılık gelen $\hat{\Lambda}'$ 'nin çıkarılır (Park, 1992: 121-130).

$$\hat{\Lambda}_2 = \begin{bmatrix} \hat{\Lambda}_{12} \\ \hat{\Lambda}_{22} \end{bmatrix} \quad (21)$$

Buradan, (y_{1t}, X_t') kullanımına şöyle dönüştürülür:

$$X_t^* = X_t - (\hat{\Sigma}^{-1} \hat{\Lambda}_2)' \hat{u}_t \quad (22)$$

$$y_t^* = y_t - (\hat{\Sigma}^{-1} \hat{\Lambda}_2 \hat{\beta} + \begin{bmatrix} 0 \\ \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\omega}_{21} \end{bmatrix})' u_t \quad (23)$$

Denklem (23)'te, bağımsız değişkene ait fark serilerinin mevcut değeri ve gecikme değerine yer verilerek hata terimleri arasındaki korelasyon yok edilmiştir.

CCR tahmincisi ($\hat{\sigma}$) şu şekilde ifade edilir:

$$\hat{\sigma} = \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\gamma}_1 \end{bmatrix} = \left(\sum_{t=1}^T Z_t^* Z_t^{*'} \right)^{-1} \sum_{t=1}^T Z_t^* y_t^* \quad (24)$$

Denklem (24)'de, $Z_t^* = (Z_t^{*'}, D_t^1)'$.

Wald testi, Denklem (20)'de olduğu gibi, Z_t yerine Z_t^* kullanılarak elde edilir.

4.4. DOLS Yöntemi

DOLS yöntemi, serilerin farklı düzeyde entegre olduğu uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin tahmin edilmesinde parametrik bir yaklaşım benimser ve içsellik problemlerinden kaynaklanan sorunları giderir (Stock ve Watson, 1993: 783). DOLS tahmincisinin, bağımsız değişkene ait gecikmelere yer verdiği ve uzun dönem dinamik süreci izlediği regresyon şöyle tanımlanır (Stock ve Watson, 1993: 785-791):

$$y_t = X_t' \beta + D_{1t}' \gamma_1 + \sum_{j=-q}^r \Delta X_t' + j\delta + u_{1t} \quad (25)$$

Denklem (25) değerlendirildiğinde, farklı regresörlere, q ; gecikmelere ve r ; derivasyonlara yer verilmesi, u_{1t} ve u_{2t} arasındaki uzun dönem korelasyonun yok edileceği anlamına gelir. Sonuç olarak, DOLS tahmincisi, FMOLS ve CCR tahmin edicileriyle aynı asimtotik dağılıma sahiptir.

5. Veri Seti ve Model

Bu çalışmada Neo-Fisher etkisi, politika faiz oranı ve enflasyon arasındaki uzun dönemli ilişki analiz edilmiştir. Bu kapsamda, 2010:M5-2019:M12 dönemine ait veri setine ilişkin ayrıntılı bilgi Tablo 2’de yer almaktadır. Mayıs 2010’nun başlangıç dönemi olarak belirlenmesinin nedeni ise, TCMB’nin 2008 küresel krizine yönelik olarak Nisan 2010’da kamuoyuna duyurduğu “Çıkış Stratejisi” içeriğinde, politika faiz oranı olarak benimsenen 1 hafta vadeli repo ihale faiz oranının Mayıs 2010’dan itibaren uygulanmasıdır.

Tablo 2: Veri Seti

Değişkenler	Kısaltması	Açıklaması	Birimi	Kaynağı
Tüketici Fiyat Endeksi	<i>ENF</i>	TÜFE’nin 12 aylık değişimiyle hesaplanan yılsonu enflasyon oranı	Oran	TCMB-EVDS
Politika Faizi	<i>PF</i>	1 Hafta vadeli repo ihale faiz oranı	Oran	TCMB-EVDS
Gecelik Borç Verme Faizi	<i>BVF</i>	TCMB gecelik borç verme faiz oranı	Oran	TCMB-EVDS

Aylık serilerin mevsimsel etkiler içermesi nedeniyle değişkenler Census X-12 yöntemiyle mevsimsellikten arındırılmıştır.

Crowder (2018) çalışması baz alınarak oluşturulan modeller şöyledir:

Model 1:

$$ENF_t = \alpha + \beta PF_t + \varepsilon_t \quad (26)$$

Model 2:

$$ENF_t = \gamma + \vartheta BVF_t + \omega_t \quad (27)$$

6. Bulgular

Jarque-Bera (JB) test istatistiği, serilerin hata terimlerinin normal dağılıma sahip olup olmadığının belirlenmesinde yaygın olarak kullanılan bir yöntemdir. Normal bir dağılım için çarpıklık değeri 0, basıklık değerinin de 3 olması beklenir.

Tablo 3'te, JB test istatistiği sonuçları sunulmuştur. Basıklık istatistiği 3'ü geçtiği için, dağılımın normal dağılıma göre tepesinin sivri olduğu ve bu nedenle dağılımın aşırı değerler içerebileceği anlamına gelir. Serilerin çarpıklık değerlerinin pozitif olması serilerin sağa çarpık olduğunu göstermektedir. JB değerleri %5 anlamlılık düzeyinden büyük⁸, JB olasılık değerleri ise, %5 anlamlılık düzeyinden küçük olduğu, *ENF*, *BVF* ve *PF* serileri normal dağılıma sahip değildir.

Tablo 3: Değişkenlere Ait Tanımlayıcı Test İstatistikleri

	<i>ENF</i>	<i>BVF</i>	<i>PF</i>
Ortalama	9.8638	11.781	9.2219
Ortanca	8.6431	10.000	7.5000
En Yüksek	24.919	25.500	24.000
En Düşük	4.0945	6.5000	4.5000
Std. Sapma	4.0829	5.0112	5.4153
Çarpıklık	1.7745	1.8822	1.9193
Basıklık	5.8992	5.4007	5.4010
Jarque-Bera (Olasılık)	101.51 (0.000)	104.53 (0.000)	110.17 (0.000)
Gözlem (n)	116	116	116

Not: *PF*; politika faizi, *BVF*; gecelik borç verme faizi, *ENF*; enflasyondur.

ENF, *BVF* ve *PF* serileri arasındaki korelasyon katsayıları Tablo 4'te sunulmuştur. Korelasyon katsayıları tablosu incelendiğinde genel olarak seriler arasında pozitif, anlamlı ve çok güçlü bir korelasyon ilişkisi olduğu görülmektedir. Buna göre en düşük korelasyon katsayısı 0.8754 ile *ENF* ve *BVF* serileri arasında iken en yüksek korelasyon katsayısı 0.9648 ile Brezilya *PF* ve *BVF* arasındadır.

Tablo 4: Değişkenler Arasındaki Korelasyon Katsayıları

	<i>ENF</i>	<i>BVF</i>	<i>PF</i>
<i>ENF</i>	1.0000		
<i>BVF</i>	0.8754	1.0000	
<i>PF</i>	0.8840	0.9648	1.0000

Not: *PF*; politika faizi, *BVF*; gecelik borç verme faizi, *ENF*; enflasyondur.

Tablo 5'te, Genişletilmiş Dickey Fuller (Augmented Dickey Fuller: ADF) birim kök testi sonuçları sunulmuştur. *BVF* serisi sabitte, *PF* serisi ise sabit ve trendde %10 anlamlılık düzeyinde, ayrıca ΔPF serisi sabitte %5 anlamlılık düzeyinde durağandır. Ancak, *ENF*, *BVF* ve *PF* serilerinin birinci farkında durağan olduğu görülmüştür.

⁸ 100'den büyük serbestlik derecesi (sd) için $\sqrt{2\chi^2} - \sqrt{(2sd - 1)} = Z$ ifadesi standart normal dağılıma uyar (Gujarati, 199: 816). Buna göre, JB değerlerinin yorumlanmasında $\chi^2_{113,0.05} = 0.7697$ kullanılmıştır.

Tablo 5: ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	ADF Test İstatistiği	Kritik Değerler			
		%1	%5	%10	
<i>ENF</i>	Sabit	-2.291 (1) [0.176]	-3.489	-2.887	-2.580
	Sabit ve Trend	-3.104 (3) [0.110]	-4.042	-3.450	-3.150
ΔENF	Sabit	-8.131 (1) [0.000]	-3.489	-2.887	-2.580
	Sabit ve Trend	-8.094 (1) [0.000]	-4.042	-3.450	-3.150
<i>BVF</i>	Sabit	-2.805 (3) ^{***} [0.061]	-3.489	-2.887	-2.580
	Sabit ve Trend	-3.172 (0) ^{***} [0.095]	-4.042	-3.450	-3.150
ΔBVF	Sabit	-3.403 (2) ^{**} [0.012]	-3.489	-2.887	-2.580
	Sabit ve Trend	-3.375 (2) [0.059]	-4.042	-3.450	-3.150
<i>PF</i>	Sabit	-2.492 (3) [0.119]	-3.489	-2.887	-2.580
	Sabit ve Trend	-3.258 (3) ^{***} [0.078]	-4.042	-3.450	-3.150
ΔPF	Sabit	-3.350(2) ^{**} [0.015]	-3.489	-2.887	-2.580
	Sabit ve Trend	-3.315 (2) ^{***} [0.069]	-4.042	-3.450	-3.150

Not: ENF; enflasyon, BVF; gecelik borç verme faizi, PF; politika faizidir. Köşeli parantez içindeki değerler, değişkenlerin p-olasılık değerlerini, parantez içindeki değerler Schwarz bilgi kriteri (SC) göre belirlenmiş optimum gecikme uzunluğunu, ^{***},^{**} sırasıyla, %10 ve %5 anlamlılık düzeyinde serilerin durağanlıklarını ifade etmektedir. Veri setinin aylık olması nedeniyle maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak belirlenmiştir. Δ serinin birinci farkının alındığını belirtmektedir.

Özellikle trend içeren serilerin durağanlık analizinde ADF'ye kıyasla güçlü birim kök testi olduğu varsayılan Phillip-Perron (PP) testi, moving average (MA) sürecine dayanmaktadır. Buna göre, non-parametrik bir süreç olan PP testi, otokorelasyon sorununu ortadan kaldırmakta, Newey-West hata düzeltme mekanizmasını kullanarak durağanlık sınaması yapmaktadır. Tablo 6'da, PP birim kök testi sonuçları sunulmuştur. *ENF*, *BVF* ve *PF* serilerinin birinci farkında durağan olduğu görülmüştür.

Tablo 6: PP Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken		PP Test	Kritik Değerler		
		İstatistiği	%1	%5	%10
ENF	Sabit	-1.961 (2) [0.304]	-3.488	-2.887	-2.580
	Sabit ve Trend	-2.733 (3) [0.226]	-4.039	-3.449	-3.149
ΔENF	Sabit	-8.144 (2) [0.000]	-3.488	-2.887	-2.580
	Sabit ve Trend	-8.105 (2) [0.000]	-4.039	-3.449	-3.149
BVF	Sabit	-1.998 (7) [0.871]	-3.488	-2.887	-2.580
	Sabit ve Trend	-2.372 (7) [0.391]	-4.039	-3.449	-3.149
ΔBVF	Sabit	-10.226 (6) [0.000]	-3.488	-2.887	-2.580
	Sabit ve Trend	-10.191 (6) [0.000]	-4.039	-3.449	-3.149
PF	Sabit	-1.760 (7) [0.398]	-3.488	-2.887	-2.580
	Sabit ve Trend	-2.411 (7) [0.372]	-4.039	-3.449	-3.149
ΔPF	Sabit	-10.163 (6) [0.000]	-3.488	-2.887	-2.580
	Sabit ve Trend	-10.127 (6) [0.000]	-4.039	-3.449	-3.149

Not: ENF; enflasyon, BVF; gecelik borç verme faizi, PF; politika faizidir. Köşeli parantez içindeki değerler, değişkenlerin p-olasılık değerlerini, parantez içindeki değerler Newey-West temelli Barnelt Kernel bant genişliğini, Δ serinin birinci farkının alındığını belirtmektedir.

ADF ve PP birim kök testi sonuçlarına göre serilerin aynı dereceden bütünlüşmesi [I(1)] koşulunun sağlanmasıyla EG eşbütünlüşme testine geçilmiş ve sonuçları Tablo 7'de sunulmuştur. OLS yöntemiyle tahmin edilen Model 1 ve 2'nin denge hata serileri elde edilmiştir. Bu denge hata serilerine uygulanan ADF birim kök testi sonucunda hata serilerinin düzeyde durağan olduğu [I(0)] tespit edilmiştir. Dolayısıyla her iki modelde yer alan değişkenler arasında eşbütünlüşme söz konusudur. Yani, Model 1 için enflasyon ve politika faizi arasında, Model 2 için ise enflasyon ve borç verme faizi arasında uzun dönem bir denge ilişkisine ulaşılmıştır.

Tablo 7: EG Eşbütünlüşme Testi Sonuçları

Modeller	R ²	CRDW	ADF*
<i>Model 1</i> $ENF_t = \alpha + \beta PF_t + \varepsilon_t$	0.78	0.42	-3.551
<i>Model 2</i> $ENF_t = \gamma + \vartheta BVF_t + \omega_t$	0.77	0.39	-3.464

Not: PF; politika faizi, BVF; gecelik borç verme faizi, ENF; enflasyondur. %10' anlamlılık düzeyinde -2.580, %5 anlamlılık düzeyinde -2.886, %1 anlamlılık düzeyinde -3.488.

Model 1 ve Model 2 için EG yöntemiyle ulaşılan eşbütünlüşme ilişkisinin uzun dönemli katsayısı, FMOLS, CCR ve DOLS eşbütünlüşme yöntemleri kullanılarak belirlenmiştir.

Model 1 için FMOLS, CCR ve DOLS eşbütünlüşme testi sonuçları Tablo 8'de sunulmuştur. Uzun dönemde her üç yöntemde, %1 anlamlılık düzeyinde politika faizinin enflasyon üzerinde etkili olduğu görülmüştür. FMOLS, CCR ve DOLS yöntemine göre, politika faizindeki %1'lik artış enflasyonu yaklaşık %0.06 oranında artırmaktadır.

Tablo 8: Model 1 İçin FMOLS, CCR, DOLS Eşbütünlüşme Testi Sonuçları

FMOLS	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği	Olasılık
PF	0.0621	0.0774	8.0151	0.0000*
Sabit	0.3642	0.6610	5.4383	0.0000*
Trend	0.0011	0.0126	0.8809	0.3803
CCR	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği	Olasılık
PF	0.0594	0.0786	7.4548	0.0000*
Sabit	0.3785	0.8228	4.5409	0.0000*
Trend	0.0015	0.0145	1.0139	0.3128
DOLS	Katsayı	Std.Hata	t-İstatistiği	Olasılık
PF	0.0617	0.0767	7.9353	0.0000*
Sabit	0.3463	0.6321	5.4917	0.0000*
Trend	0.0013	0.0124	1.0079	0.3157

Not: PF; politika faizidir. *, %1 anlamlılık düzeyidir.

Model 2 için FMOLS, CCR ve DOLS eşbütünlüşme testi sonuçları ise Tablo 9'da sunulmuştur. Uzun dönemde her üç yöntemde, %1 anlamlılık düzeyinde gecelik borç verme faizinin enflasyon üzerinde etkili olduğu görülmüştür. FMOLS, CCR ve DOLS yöntemine göre, politika faizindeki %1'lik artış enflasyonu yaklaşık %0.06 oranında artırmaktadır.

Tablo 9: Model 2 İçin FMOLS, CCR, DOLS Eşbütünlüşme Testi Sonuçları

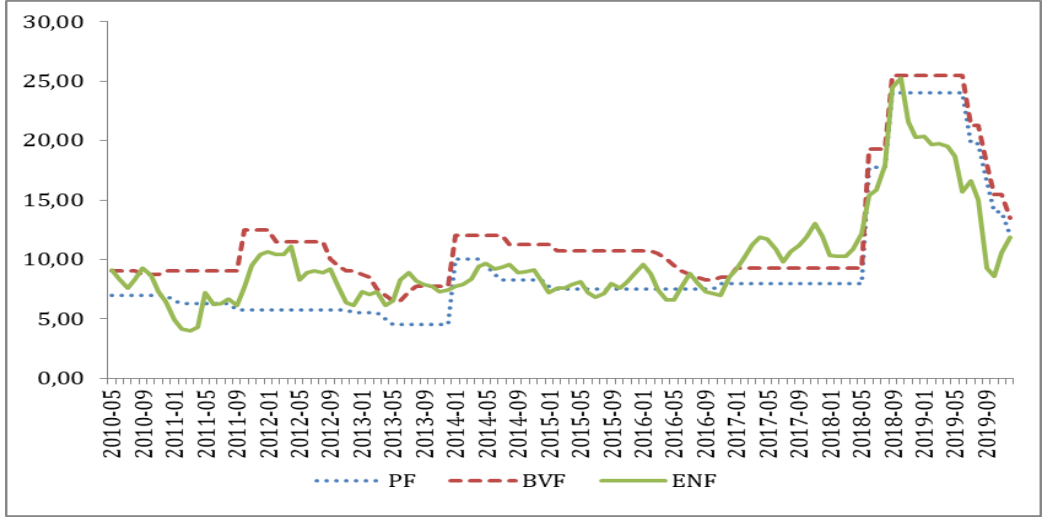
FMOLS	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği	Olasılık
BVF	0.0604	0.0734	8.1043	0.0000*
Sabit	0.1203	0.7949	1.4935	0.1381
Trend	0.0030	0.0110	2.6900	0.0082*
CCR	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği	Olasılık
BVF	0.0575	0.0621	9.126466	0.0000*
Sabit	0.1413	0.7851	1.776621	0.0783***
Trend	0.0033	0.0110	2.914153	0.0043*
DOLS	Katsayı	Std.Hata	t-İstatistiği	Olasılık
BVF	0.0601	0.0678	8.7470	0.0000*
Sabit	0.1062	0.7159	1.4637	0.1462
Trend	0.0031	0.0101	3.0209	0.0032*

Not: BVF; gecelik borç verme faizidir. *,*** sırasıyla, %1ve %10 anlamlılık düzeyidir.

Şekil 1'de analiz sonuçları çerçevesinde, 2008 küresel krizinin ardından TCMB'nin uyguladığı faiz oranları ve enflasyon arasındaki ilişki⁹ değerlendirilmiştir.

⁹ Konuya ilişkin ayrıntılı bilgiye tablo halinde Ek 1 ve Ek 2'de yer verilmiştir.

Şekil 1: 2010-2019 Döneminde TCMB Faizleri ve Enflasyonun Seyri



Kaynak: TCMB (2020) verileri kullanılarak tarafımca oluşturulmuştur.

2008 küresel krizinin ardından yaşanan küresel belirsizlikler fiyat istikrarı ve finansal istikrar üzerinde bir tehdit unsuru olmuş, TCMB de faiz politikasını bu yönde geliştirmiş ve 2010 yılı Mayıs ayından itibaren 1 hafta vadeli repo ihale faiz oranını politika faizi olarak kullanılmıştır. Bu sistemde öncelikli amaç, piyasanın likidite ihtiyacına göre miktar ihalesi yaparak, enflasyonist baskıyı hafifletmektir.

2010'da enflasyon hedefin altında gerçekleştiği için TCMB, politika faizini düşürmüştür. Bu nedenle bir sonraki döneme ilişkin enflasyon hedefi de düşürülmüş, ancak 2011'de, döviz kuru ve emtia fiyatlarındaki artış, enflasyonu, hedefin üzerine çıkarmıştır (TCMB, 2012-I). Olumsuz ekonomik beklentilere izin veremeyen TCMB genişletici parasal duruş sergilemiştir. 2012'de, döviz kurunun birikimli etkilerinin giderek azalması ve iç talepteki yavaşlamanın etkisiyle enflasyon, hedefin üzerinde olmasına karşın bir önceki döneme kıyasla azalış eğilimi sergilemiş, bu durum 2013'ün ilk çeyreğinde de devam ettiği için TCMB genişletici para politikasında ısrarlı olmuştur (TCMB, 2013-I).

2014'te, uluslararası petrol fiyatlarının düşmesi ve döviz kurunun birikimli etkilerinin yavaşça azalmasına rağmen, enflasyon hedefin üzerinde gerçekleştiği için TCMB, genişletici para politikasından vazgeçmiş ve politika faizini yükseltmiştir. 2015'te, uluslararası petrol fiyatlarındaki düşüşün etkisi sürerken işlenmemiş gıda fiyatlarındaki artış enflasyonu hedefin üzerine çıkarmış, ancak FED'in para politikasında normalleşme sürecini başlatmasının etkisinin yol açtığı küresel belirsizliğe karşı, TCMB politika faizini düşürmeyi tercih etmiştir. 2016'da ise, uluslararası petrol fiyatlarının hızla artması sonucu enflasyon hedefin üzerinde seyretmeye devam etmiştir. Bununla birlikte, TCMB 2016'da enflasyon beklentileri, fiyatlama davranışları gibi unsurları dikkate alan para politikasında normalleşme sürecini uygulamış, politika faizini belirli bir seviyede tutmuştur (TCMB, 2016-I).

2017'de, TL'nin döviz kuru karşısındaki değer kaybı ve petrol fiyatlarındaki artış sonucu, toplam talep koşulları enflasyonu yukarı yönlü harekete geçirmiştir (TCMB, 2018-I). Buna karşın, TCMB normalleşme süreci doğrultusunda, politika faizinde

değişikliğe gitmemiştir. Ancak, 2018'de enflasyonun temel belirleyicisi olan döviz kurundaki ani gelişmelere yönelik, TCMB, politika faizini yükseltmeye karar vermiştir. Bu dönemde özellikle, üretici fiyatlarından kaynaklanan maliyet baskıları tüketici fiyatlarını yukarı yönlü etkilemiştir. (TCMB, 2019-I).

2019'da birikimli döviz kuru etkilerinin hafiflemesiyle birlikte enflasyon düşüşe geçerken, TCMB bu düşüşteki sürekliliği sağlamak için politika faizini düşürmüş ve enflasyon beklentilerindeki görünüm iyileşmiştir (TCMB, 2020-I).

Tüm bu gelişmelerin yanında, TCMB politika faizine müdahale etmeden, bankaların piyasaya arz ettiği krediye yönelik uyguladığı ve marjinal fonlama faizi olarak adlandırılan gecelik borç verme faizinde yaptığı değişikliklerle özellikle yurtiçi talebin enflasyon üzerindeki etkisine yön verir.

TCMB 2010-2011 döneminde, gecelik borç verme faizini yükseltmiştir. Kredi ve mevduat faizleri yükselirken, tüketim harcamaları artmış, yatırım harcamaları gerilemiştir. 2012'de, başta AB ülkeleri olmak üzere küresel ekonomide belirgin daralmanın görülmesi sonucu TCMB gecelik borç verme faizini aşağı çekmiştir. Kredi ve mevduat faizlerinin de düşmesi ekonomik birimlerin dış talebini artırmış, toplam yurtiçi talep zayıflamıştır.

2013'te ise, TCMB gecelik borç verme faizini düşürmeye devam etmiş, ticari kredi faizleri düşmesine karşın, tüketici kredisi ve mevduat faizleri yükselmiştir. Bu durum, bir önceki döneme kıyasla özellikle yatırım harcamaları açısından toplam yurtiçi talebi canlandırmıştır. 2014'te, toplam yurtiçi talepteki artışın enflasyonist eğilimlere yol açacağı ve para politikasında küresel belirsizliklerin yaşanacağı endişesiyle TCMB gecelik borç verme faizini yükseltmiştir. Böylece, kredi ve mevduat faizleri yükselmiş ve yurtiçi toplam talep azalmıştır.

2015-2016 döneminde bir önceki dönemde sınırlı düzeyde seyreden yurtiçi talebi hareketlendirmek amacıyla TCMB, gecelik borç verme faizini düşürmüştür. Kredi ve mevduat faizleri düşmüş, beklenenin aksine toplam yurtiçi talep azalmıştır. 2017'de ise, temel olarak döviz kurundaki artış eğiliminden dolayı, TCMB gecelik borç verme faizini yukarı çekmiştir. Mevduat faizinin, kredi faizlerine kıyasla daha yüksek seviyede gerçekleşmesine karşın, toplam yurtiçi talep artmıştır.

2018'de, TCMB'nin gecelik borç verme faizini yükseltmeye devam etmesiyle kredi ve mevduat faizleri de yükselmiştir. Yüksek kredi faizleri yatırım harcamalarını, yüksek mevduat faizleri özel kesim tüketim harcamalarını daraltmasına karşın, kamu kesimi tüketim harcamalarındaki hızlı artış enflasyonun yukarı yönlü seyrinde belirleyici olmuştur (TCMB, 2019-I).

Son olarak 2019'da, gecelik borç verme faizi düşürülmüş, kredi faizleri düşerken, mevduat faizleri yükselmiştir. Özellikle mevduat faizlerindeki yükselişe bağlı olarak yurtiçi talepteki azalış enflasyonist beklentileri azaltmıştır.

7. Sonuç

2008 küresel krizinden sonra, enflasyonun kontrol edilmesinde, geleneksel para politikasının dışına çıkmıştır. Literatürde, Yeni Keynesyen model çerçevesinde, Neo-Fisher etkisi tartışılmıştır. Bununla birlikte, Amerika, Euro bölgesi ve Japonya'da neredeyse sıfır hatta negatif faiz oranı uygulanmasına karşın düşük oranlı enflasyon verilerinin elde edilmesi Neo-Fisher etkisini gündemde tutmuştur. Dolayısıyla, enflasyonun istenen seviyeye yükseltilmesine yönelik, geleneksel olmayan para politikası kapsamında kısa vadeli nominal faiz oranlarının artırılması önerilmiştir.

Bu çalışmada, Yeni Keynesyen modele dayalı olarak, Türkiye'de geleneksel olmayan para politikasının, Neo-Fisher etkisi 2010:M5-2019:M12 döneminde EG, FMOLS, CCR ve DOLS eşbütünlük yöntemleriyle analiz edilmiştir. Buna göre, EG yöntemiyle, TCMB gecelik borç verme faiz oranı ve 1 hafta vadeli repo ihale faiz oranı ile enflasyon arasında uzun dönemli bir tespit edilirken, FMOLS, CCR ve DOLS yöntemleriyle bu ilişkinin pozitif yönlü olduğu belirlenmiştir. Çalışmanın sonuçları, Neo-Fisher etkisine işaret ederken, Iona (2017), Uribe (2018), Lukmanova ve Rabitsch (2019), Tayyar (2019) çalışmalarıyla da örtüşmektedir.

Sonuç olarak, Neo-Fisher etkisine göre, kısa vadeli nominal faiz oranları enflasyonu belirleyici tek faktör olmasına karşın, iktisadi konjonktür para politikasının önüne geçerek, faiz ve enflasyon arasındaki ilişkiyi belirsizleştirmektedir. Bu nedenle, söz konusu ilişki ana akım makroekonomik modeller çerçevesinde şöyle irdelenmelidir: Öncelikle, enflasyonun, nominal faiz oranındaki kalıcı ve beklenmedik bir artışa tepkisi, reel faiz oranının yükselmesiyle görülecektir. Zaman içinde, enflasyon artarken reel faiz oranı düşecektir. Bu ilişki, uzun dönemde enflasyonun nominal faiz oranıyla aynı miktarda yükselmesi ve reel faiz oranının başlangıçtaki orana geri dönmesiyle sonuçlanacaktır. Dolayısıyla yapılması gereken, makroekonomik dinamiklerin göz önünde tutularak, makul seviyede enflasyon hedefinin belirlenmesi ve politika faiz oranının, reel faiz oranlarına optimal yansıtacak şekilde ayarlanmasıdır.

KAYNAKÇA

Bullard, J. (2010). Seven Faces of the Peril. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 92, 339-352.

Cochrane, J. (2017). Michelson-Morley, Fisher and Occam: The Radical Implications of Stable Quiet Inflation at the Zero Bound. NBER Chapters in NBER Macroeconomics Annual 2017, 32, 113-226.

Crowder, W., J. (2018). The Neo-Fisherian Hypothesis. <https://www.researchgate.net/publication/329169412> adresinden alınmıştır.

Engle, R.F. & Granger, C.W.J. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. Econometrica, 55, 251-276.

Fève, P., Matheron, J. & Sahuc, J.-G., (2010). Inflation target shocks and monetary policy inertia in the euro area, The Economic Journal, 120 (547), 1100-1124.

Fisher, I. (1930). The Theory of Interest. New York: The Macmillan Company.

Garin, J., Lester, R. & Sims, E. (2018). Raise Rates to Raise Inflation? NeoFisherianism in the New Keynesian Model, Journal of Money, Credit and Banking, 50, (1), 243-259.

Gerke, R. & Hauzenberger, K. (2017). The Fisher Paradox: A Primer. Deutsche Bundesbank Discussion Paper, 20, 1-21.

Gujarati, N., D. (1999). *Temel Ekonometri*. (Çev. Şenesen, Ü. ve Şenesen, G.G.). İstanbul: Literatür Yayıncılık.

Ioana, P. (2017). Monetary Policy and Inflation: Is there a NeoFisher Effect? Evidence from Inflation Targeting Countries in Central and Eastern Europe. Ovidius University Annals, Economic Sciences Series, 17(1), s. 578-583.

Kalkınma Bakanlığı. (2020, Ocak). *Ekonomik Gelişmeler*. <http://www.kalkinma.gov.tr/Pages/EkonomikGelistmeler.aspx> adresinden alınmıştır.

Keynes, J.M. (1936). The General Theory, Employment, Interest and Money. The History of Economics Thoughts. Ağ Sitesi. 13.03.2017. <http://www.hetwebsite.net/het/texts/keynes/gt/gtcont.htm>

Lukmanova, E. & Rabitsch, K. (2018). New VAR evidence on monetary transmission channels: temporary interest rate versus inflation target shocks. Vienna University of Economics and Business, 274, 1-41.

Michelis, A. & Iacoviella, M. (2016). Raising an inflation target: The Japanese experience with Abenomics, European Economic Review, 88, 67-87.

Mumtaz, H. & Theodoridis, K. (2018). The Federal Reserve's implicit inflation target and macroeconomic Dynamics: A SVAR analysis, Cardiff Economics Working Papers, 2018(1), 1-37.

Park, J.Y. (1992). Canonical Cointegrating Regressions, Econometrica, 60(1), 119-143.

Phillips, P. & Hansen, B. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. Review of Economic Studies, 57, 99-125.

Schmitt-Grohe, S. & Martin U. (2014). Liquidity Traps: An Interest Rate Based Exit Strategy. Manchester School 82, September, 1-14.

Stock, J. & Watson, M. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. Econometrica, 61(4), 783-820.

Spahn, P. (2018). Unconventional Views on Inflation Control: Forward Guidance, The Neo-Fisherian Approach and the Fiscal Theory of the Price Level. Hohenheim Discussion Papers in Business, Economics and Social Sciences, 02-2018.

Taylor, J.B. (1993). Discretion Versus Policy Rules in Practice. *Cornegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 194-214.

Tayyar, A., E. (2019). Neo-Fisher Etkisi ve Türkiye Uygulaması. *Uludağ Üniversitesi Fen-Edebiyat Fakültesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 20(36), 307-339.

TCMB. (2011, Ocak). *Enflasyon Raporu 2011-I*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Enflasyon+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2012, Ocak). *Enflasyon Raporu 2012-I*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Enflasyon+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2013, Ocak). *Enflasyon Raporu 2013-I*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Enflasyon+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2014, Kasım). *Finansal İstikrar Raporu*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Finansal+Istikrar+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2014, Ocak). *Enflasyon Raporu 2014-I*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Enflasyon+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2015, Kasım). *Finansal İstikrar Raporu*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Finansal+Istikrar+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2015, Ocak). *Enflasyon Raporu 2015-I*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Enflasyon+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2016, Ekim). *Enflasyon Raporu 2016-IV*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Enflasyon+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2016, Eylül). *TCMB Bülten*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Eski+Raporlar/TCMB+Bulten/TCMB+Bulten> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2016, Kasım). *Finansal İstikrar Raporu*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Finansal+Istikrar+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2016, Mayıs). *Küresel Para Politikalarının Normalleşme Sürecinde Yol Haritası*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Para+ve+Kur/Para+ve+Kur+Politikasi+Metinleri/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2016, Mayıs). *Para Politikası Çıkış Stratejisi*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Para+ve+Kur/Para+ve+Kur+Politikasi+Metinleri/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2016, Ocak). *Enflasyon Raporu 2016-I*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Enflasyon+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2017, Kasım). *Enflasyon Raporu 2017-IV*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Enflasyon+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2017, Kasım). *Finansal İstikrar Raporu*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Finansal+Istikrar+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2017, Mayıs). *İstatistikler-Elektronik Veri Dağıtım Sistemi*. <http://evds.tcmb.gov.tr/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2017, Ocak). *Enflasyon Raporu 2017-I*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Enflasyon+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2018, Haziran). *İstatistikler-Elektronik Veri Dağıtım Sistemi*. <http://evds.tcmb.gov.tr/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2018, Kasım). *Finansal İstikrar Raporu*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Finansal+Istikrar+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2018, Ocak). *Enflasyon Raporu 2018-I*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Enflasyon+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2019, Ocak). *Enflasyon Raporu 2019-I*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Enflasyon+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2020, Ocak). *Enflasyon Raporu 2020-I*. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Enflasyon+Raporu/> adresinden alınmıştır.

TCMB. (2020, Ocak). *İstatistikler-Elektronik Veri Dağıtım Sistemi*. <http://evds.tcmb.gov.tr/> adresinden alınmıştır.

Uribe, M. (2017). The Neo-Fisher Effect in the United States and Japan". NBER Working Papers, 23977, 1-30.

Uribe, M. (2018). The Neo-Fisher Effect: Econometric Evidence from Empirical and Optimizing Models. NBER Working Papers, 25089, 1-44.

Williamson, S. (2016). Neo-Fisherism A Radical Idea, or the Most Obvious Solution to the Low-Inflation Problem?. The Regional Economist, July 2016, <https://www.stlouisfed.org/~media/Publications/Regional%20Economist/2016/July/>

EK:

Ek 1. 2010-2019 Dönemi Enflasyon ve Politika Faizi (%)

Yıllar	Hedeflenen Enflasyon	Gerçekleşen Enflasyon	Politika Faizi
2010	6,5	6,4	6,50
2011	5,5	10,4	5,75
2012	5	6,2	5,50
2013	5	7,4	4,50
2014	5	8,2	8,25
2015	5	8,8	7,50
2016	5	8,5	8,00
2017	5	11,92	8,00
2018	5	20,3	24,00
2019	5	11,84	12,00

Kaynak: TCMB, (2020).

Ek 2. 2010-2019 Dönemi TCMB Gecelik Borç Verme Faizi, Piyasa Faizleri, Toplam Yurtiçi Talep (%)

Yıllar	Borç Verme Faizi	Tüketici Kredisi Faizleri*	Ticari Kredi Faizleri*	Mevduat Faizleri*	Toplam Yurtiçi Talep**
2010	9,00	10,58	8,39	7,92	42,4
2011	12,50	17,10	14,89	10,60	31,9
2012	9,00	11,92	10,97	7,57	7,3
2013	7,75	12,58	10,60	8,04	20,1
2014	11,25	13,07	11,14	9,49	4,8
2015	10,75	16,42	15,77	10,97	18,5
2016	8,50	14,51	14,53	9,64	16,2
2017	9,25	16,06	15,97	11,29	18,5
2018	25,50	25,32	24,07	16,98	6
2019	13,50	22,87	20,73	18,06	-72,65

Kaynak: TCMB ve Kalkınma Bakanlığı (2020).

Not: *, bankalarca açılan kredilere ve mevduatlara uygulanan ağırlıklı ortalama faiz oranlarıdır ve **yıllık yüzde değişim oranıdır.

**SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİNİN GEÇERLİLİĞİ:
DURAĞANLIK VE BİRİM KÖK TESTLERİNDEN YENİ KANITLAR**

Dr. Öğr. Üyesi İsmail KOÇAK¹

Arş. Gör. Sefa ÖZBEK²

Öz

Satın alma gücü paritesi, iki ülke arasındaki fiyat düzeyi farklılıklarını ortadan kaldırmakta ve bu ülkelerdeki fiyat düzeylerinin aynı para birimiyle ifade edilebileceğini savunmaktadır. Bu bağlamda satın alma gücü paritesi hipotezi çerçevesinde, reel döviz kurlarının uzun dönemde durağan olup olmadığının belirlenmesi ekonomi politikası açısından önem kazanmaktadır. Bu çalışmada Türkiye için satın alma gücü paritesi 1994:1-2019:1 dönemi aylık verileriyle test edilmektedir. Analiz hem geleneksel hem de yapısal kırılmalı birim kök testleri kullanılarak yapılmaktadır. Geleneksel birim kök test sonuçlarına göre, Türkiye'de ilgili dönemde satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerli olmadığı, ancak yapısal kırılmalı birim kök test sonuçlarına göre, hipotezin geçerli olduğu bulgusu elde edilmiştir.

Anahtar Kelimeler : *Satın alma gücü paritesi, Reel döviz kuru, Birim kök testleri, Yapısal kırılmalar*

Jel Sınıflandırması : *F41, F31, C22, C02*

¹ Kırıkkale Üniversitesi, İİBF, Ekonometri Bölümü, ismailkocak@gmail.com, orcid id: 0000-0002-6647-6226

² Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, sefa3358@gmail.com, orcid id: 0000-0002-2263-216X

THE VALIDITY OF PURCHASING POWER PARITY: NEW EVIDENCE FROM THE STATIONARITY AND UNIT ROOT TESTS

Abstract

The purchasing power parity eliminates price level differences between the two countries and argues that the price levels in these countries can be expressed in the same currency. In this context, within the framework of the purchasing power parity hypothesis, determining whether real exchange rates are stationary in the long term becomes important in terms of economic policy. In this study, purchasing power parity for Turkey 1994: 1-2019: 1 are tested with monthly data. The analysis is applied by using both conventional and structural unit root tests. According to conventional unit root test results, it was found that the hypothesis of purchasing power parity in the corresponding period in Turkey not to be valid however, according to the unit root test with structural break results, it was found that the hypothesis is valid.

KeyWords: *Purchasing power parity, Real exchange rate, Unit root tests, Structural breaks.*

Jel Codes : *F41, F31, C22, C02*

1. Giriř

Küreselleřme süreci ile birlikte hemen hemen tüm dünyada meydana gelen sermaye hareketliliğindeki serbestleřme, para politikası otoritelerinin ÷lke ekonomilerinin karşı karşıya kaldıkları kırılmalara karşı önlem almaya teşvik etmiştir. Bu bağlamda ekonomilerde meydana gelen kırılmalara (řoklara) karşı, para politikalarında daha dikkatli ve belli bir hedefe göre adım atma amacı edinmişlerdir. Bu politikanın özünde merkez bankalarının para politikası kapsamında bağımsız olmaları gerektiğı fikri yatmaktadır (Çeviş ve Ceylan, 2015:6384). Satın alma gücü paritesi hipotezi, bu politika uygulaması kapsamında önemli bir araştırma konusu haline gelmiştir. Satın alma gücü paritesi, ilk kez G. Cassel (1918) tarafından ele alınmıştır. Özünde satın alma gücü paritesi hipotezi, ÷lkeler arasında ki fiyat düzeyi farklılıklarına son vermekte ve bu ÷lkelerdeki fiyat seviyelerinin aynı para birimiyle ifade edilebileceğı ya da bir başka deyişle iki ÷lke arasındaki reel döviz kurlarının, uzun dönemde dengede olduğunu göstermektedir. Yani, sabit bir mal ve hizmet sepeti için iki ÷lkedeki döviz kurlarının, fiyat düzeyleri oranına eşit olması gerekmektedir (Chang vd., 2012).

Satın alma gücü paritesi hipotezinin arkasındaki en önemli unsur arbitraj mekanizmasıdır. Teorinin temelindeki ana düşünce, uzun dönemde reel döviz kurunun belli bir denge noktasına yakınsaması gerektiğidir (Adıgüzel vd., 2014:178). Reel döviz kuru ise nominal döviz kurlarının ÷lkelerde mevcut olan enflasyona göre düzenlenmiş değeridir. Diğer bir deyişle reel döviz kuru, aynı para birimi cinsinden yurtdışı fiyatların yurt içi fiyatlara oranıdır. Böylece reel döviz kuru, uluslararası piyasalarda bir bütün olarak rekabetçiliğı ölçmektedir. Reel döviz kurunun formülasyonu, nominal döviz kurunun

nasıl tanımlandığı ile ilgilidir. Eğer nominal döviz kuru doğrudan kotasyon ile tanımlanıyorsa,

$$RDK = NDKx \frac{p^f}{p^d}$$

biçiminde formüle edilmektedir. Bu gösterimde RDK ile reel döviz kurunu, NDK nominal döviz kurunu, p^f yabancı ülke fiyatlar genel düzeyini, p^d ise yerli ülke fiyatlar genel düzeyini göstermektedir (Özatat, 2011:133) Reel döviz kurunun sabit bir değere uzun dönemde yaklaşması fikri ekonomi politikası yapımcılar için oldukça önemlidir. Uzun dönemde sabit bir değere yaklaşmayan, başka bir ifadeyle birim kök sürece sahip bir reel döviz kuru, nominal döviz kuru, yurt dışı fiyat düzeyi ve yurt içi fiyat düzeyi arasında bir ilişkinin var olmadığını ifade etmektedir. Sonuç olarak satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerliliği sağlanmayacaktır. Bu durum para politikasının etkinlikten uzaklaşmasına işaret etmektedir. Para politikasının etkin olmamasının başlıca nedenini para politikası otoritelerinin dikkatini döviz kurlarına vermek zorunda olmaları oluşturmaktadır (Snaith, 2012). Satın alma gücü paritesi hipotezi, ekonomi politikası otoriteleri için iki ana sebepten dolayı önemlidir. Bunlar;

✓ Yurt içi enflasyonun, yurt dışı enflasyona göre daha yüksek olan ülkelerde, döviz kurunun aşırı değerli olup olmadığını analiz etmek

✓ Döviz kurlarının nasıl belirlendiğinin temel yapısını ortaya koymak ve ilgili model çerçevesinde kur belirlenirken satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerliliğini ana varsayım olarak kabul etmek

dir (Karoglou ve Morley, 2012; Holmes vd. 2012). Çalışmanın devam eden bölümünde satın alma gücü paritesi hipotezini Türkiye için sınavan çalışmalara yer verilmiş ve sonrasında ekonometrik analiz yapılarak bulgular ışığında değerlendirmelerde bulunulmuştur.

2. Literatür Taraması

Telatar ve Kazdağlı (1998) çalışmalarında, satın alma gücü paritesinin geçerliliğini Türkiye için sınamıştır. 1980:10-1993:10 dönemi aylık verileriyle eşbütünleşme yönteminin kullanıldığı çalışmada, satın alma gücü paritesinin geçerli olmadığı sonucu elde edilmiştir.

Sarno (2000)'de yaptığı çalışmada, lineer olmayan özellikleri de dikkate alan ESTAR modeli çerçevesinde Türkiye için satın alma gücü paritesinin geçerliliğini araştırmıştır. 1980:1-1997:12 dönemi aylık verilerinin kullanıldığı çalışmada satın alma gücü paritesinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Erlat (2003) çalışmasında, 1984:1-2000:9 dönemi aylık verileri ile Türkiye'de satın alma gücü paritesinin geçerliliğini araştırmıştır. Yapısal kırılmalı birim kök testi yapılan çalışmada satın alma gücü paritesinin geçerliliği elde edilmiştir.

Yazgan (2003)'de 1982:1-2001:4 dönemi çeyreklik verileri aracılığıyla Türkiye'de satın alma gücü paritesinin geçerliliği üzerine bir araştırma yapmıştır. Standart doğrusal çok değişkenli eşbütünleşme yönteminin yapıldığı çalışmada, satın alma gücü paritesinin varlığı kanıtlanmıştır.

Alba ve Park (2005) çalışmalarında, Türkiye için 1973:1-2002:7 dönemi aylık verileriyle satın alma gücü paritesinin geçerliliğini test etmişlerdir. Doğrusal olmayan özellikleri de dikkate alan TAR yöntemi aracılığıyla yapılan analiz sonucunda satın alma gücü paritesinin varlığı elde edilmiştir.

Aslan ve Kanbur (2007)'de 1982-2005 dönemi için satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerliliğini Türkiye için sınamıştır. Eşbütünleşme analizinin yapıldığı çalışmada ilgili dönem 1982:1-2001:1 ve 2001:1-2005:12 dönemlerine ayrılarak sınanmıştır. Bulgular iki farklı dönemde de satın alma gücü paritesinin geçersiz olduğunu göstermektedir.

Yıldırım ve Yıldırım (2012) çalışmalarında, kırılmalı birim kök testleri ile Türkiye'de satın alma gücü paritesinin geçerliliği sınanmıştır. Analizde kullanılan reel döviz kuru serisi hem tüketici fiyat endeksi hem de üretici fiyat endeksi bazlı olmak üzere ayrı ayrı analiz edilmiştir. 1990:1-2009:12 dönemi aylık verileri ile yapılan analiz bulgularında satın alma gücü paritesinin geçerli olduğu elde edilmiştir.

Kutlu ve Yurttagüler (2014) çalışmalarında satın alma gücü paritesi hipotezini Türkiye için kesirli bütünleşme metoduyla sınamıştır. Türkiye'nin 2003:1-2013:7 dönemi aylık verileriyle yapılan analizde kesirli bütünleşme analizi aracılığıyla reel döviz kurlarının uzun hafıza özellikleri araştırılmıştır. Türk Lirası (TL) için Euro ve ABD Doları bazında iki reel döviz kuru serisi oluşturulmuş ve kesirli bütünleşik yapıda olan serilerde üst düzey direnç ve uzun hafıza özelliğinin mevcut olduğu görülmüştür.

Şener vd. (2015)'de Türkiye'de satın alma gücü paritesinin geçerliliğini 1980:01-2012:12 dönemi aylık verileriyle sınamıştır. Hem geleneksel birim kök testleri hem de yapısal kırılmalı birim kök testleri kullanılmıştır. Bulgular sınırlı satın alma gücü paritesi ile kırılmalı-trendli-sınırlı satın alma gücü paritesi'nin geçerli olduğu göstermektedir.

Güriş vd. (2016) çalışmalarında doğrusal olmayan birim kök testleri aracılığı ile satın alma gücü paritesi test edilmiştir. Türkiye için 1992:1-2015:5 aylık verileri ile yapılan analiz sonucu satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerli olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Küçük Kaplan vd. (2019) çalışmalarında satın alma gücü paritesi hipotezini Türkiye için test etmişlerdir. Analizde yapısal kırılmalı modeller olan ani ve kademeli yaklaşım (Fourier yaklaşımı) ele alınmaktadır. 2002:1-2016:12 dönemi aylık veriler ile yapılan analiz bulguları, yapısal değişikliklerin modele dahi edilmesiyle satın alma gücü paritesinin geçerliliği lehine kanıtları ortaya koymaktadır.

Köktürk ve Ural (2019) çalışmalarında satın alma gücü paritesini Türkiye için sınamaktadır. Türkiye için 2003:1-2018:12 dönemi aylık verileri ile Fourier durağanlık testi yapılmıştır. Analiz bulguları reel döviz kuru serisinin birim kök sürece sahip olmadığı tespit edilmiştir ve satın alma gücü paritesinin geçerliliğini göstermektedir.

3. Ekonometrik Analiz

Satın alma gücü paritesi hipotezinin Türkiye için sınındığı bu çalışmada, 1994:1-2019:1 dönemine ait aylık veriler ile çalışılmaktadır. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'ndan elde edilen reel döviz kuru verileri ile satın alma gücü hipotezi test edilecektir.

Reel döviz kuru serilerinin birim kök sürece sahip olup olmadığı oldukça önemlidir. Çünkü reel döviz kurlarının durağan olup olmamasına göre satın alma gücü paritesinin geçerliliği belirlenebilmektedir. Diğer bir deyişle reel döviz kuru serilerinin birim kök içermesi satın alma gücü paritesi hipotezinin geçersizliğine, aksi durumda ise hipotezin geçerli olduğu sonucuna varılmaktadır. Dolayısıyla reel döviz kuru serisinin hem geleneksel ve hem de yapısal kırılmaya izin veren birim kök testleri ile sınanması, elde edilecek sonucun güvenilirliği yönünden önem arz etmektedir.

3.1. Birim Kök Testleri

Satın alma gücü hipotezinin geçerliliğinin tespiti için reel döviz kurunun birim kök sürece sahip olup olmadığı araştırılması gerekmektedir. Uzun dönemde satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerliliği için, reel döviz kuru serisinin durağan olması gerekmektedir (Doğanlar ve Özmen, 2000:113). Reel döviz kurunun durağan olmaması, diğer bir deyişle birim kök sürece sahip olması reel döviz kurunda sapmaların sürekli olacağı (geçici olmayacağı) ve nominal döviz kurun fiyat farklılıklarını ortadan kaldıracak şekilde oluşmadığı, yani satın alma gücü paritesinin geçerli olmadığı anlamına gelecektir.

Zaman serilerinin durağan olmaması diğer bir deyişle birim kök içermesi, yapılan regresyon çözümlerinde kurulan modelde gerçekte ilişkisiz olan değişkenlere rağmen yüksek R^2 sonucu verebilmekte ve sahte regresyon sorunu oluşturabilmektedir (Granger ve Newbold, 1974). Bu sorunun aşılabilmesi adına analize konu olan serinin durağanlığının araştırılması önem arz etmektedir. Bir X serisi,

- $E(X_t) = \mu$
- $Var(X_t) = E(X_t - \mu)^2 = \sigma^2$
- $\gamma_k = E(X_t - \mu)(X_{t-k} - \mu)$

özelliklerini taşıyorsa durağandır denilmektedir. Yani,

- Sabit aritmetik ortalama
- Sabit varyans
- Sabit kovaryans (kovaryanstaki değişmeler sadece gecikme mesafesine bağlı)

özelliklerine sahip bir zaman serisi birim kök sürece sahip değildir denilmektedir (Gujarati, 1999:740).

Yapısal kırılmaları göz önünde bulundurmayan, geleneksel Philips-Perron (PP), Artırılmış Dickey- Fuller (ADF) birim kök testleri ve geleneksel KPSS durağanlık testleri

aracılığıyla satın alma gücü paritesinin geçerliliği araştırılacaktır. Sonrasında ise yapısal kırılmaları dikkate alan testlere yer verilecektir.

Ülke ekonomilerinin zaman zaman yaşadığı yapısal değişiklikleri göz ardı ederek analiz yapan geleneksel birim kök testleri ve durağanlık testlerinin bu eksikliği yapısal kırılmalı testler ile giderilmeye çalışılmıştır. Böylece yanlış çıkarımlarda bulunma hatası yapılmamaktadır (Perron, 1989). Bu problemin çözümü için ani yapısal kırılmaya izin veren ve kırılmaları modele dahil eden Zivot ve Andrews (ZA) (1992), iki ani kırılmaya da izin veren Narayan ve Popp (NP) (2010) testleri sıkça tercih edilmektedir. Adı geçen testler için sıfır hipotezi Dickey-Fuller (DF) testinde olduğu gibi kurulmaktadır (Çiftçi ve Nazlıoğlu, 2019: 20). Ancak ani kırılmalı modellerde kırılmaların tarihleri, şekli ve sayısı ile ilgili önceden bilgi sahibi olmak gerekmektedir. Bu bilgilere ulaşmak her zaman kolay olmamaktadır ve bazı zaman serileri ani olmayan kırılmalarda içerebilmektedir. Bu durumlar için kırılmaların sayısını, tarihini, şeklini seçmeyi gerektirmeyen Enders ve Lee (EL) (2012) tarafından önerilen Fourier yaklaşımı kullanılmaktadır. Bu yaklaşım, DF birim kök testinin ani olmayan (yumuşak kırılmalı) modelidir.

Geleneksel birim kök ve durağanlık testleri sonuçları Tablo 3.1 de gösterilmektedir. Tablo 3.1 bulgularına göre geleneksel birim kök testleri olan ADF ve PP testlerine göre hem sabitli ve trendli modelde hem de sabitli modelde birim kök süreç mevcuttur. KPSS testi sonuçlarına göre ise sabitli modelde %5 de, sabitli ve trendli modelde ise %1 anlamlılık seviyesinde sıfır hipotez reddedilmektedir. Bu sonuçlar, geleneksel birim kök testlerinden sadece sabitli modelde (%10 anlamlılık seviyesi) satın alma gücü paritesi geçerlidir. Diğer durumlarda ise satın alma gücü paritesinin geçersiz olduğu elde edilmektedir.

Tablo 3.1 Geleneksel Birim Kök ve Durağanlık Analizi Sonuçları

	<i>Model</i>	Seviye		
		<i>ADF</i>	<i>PP</i>	<i>KPSS</i>
LRDK	S	-2.397 (2)	-2.017	0.718**
	S&T	-2.062 (2)	-1.925	0.429***

S&T: Sabitli ve trendli, S: sabitli modeli ifade etmektedir. Maksimum gecikme sayısı ADF (Artırılmış Dickey- Fuller) testinde 12 olarak belirlenmiş ve optimum gecikme sayısı Schwarz Bilgi Kriterine göre yapılmıştır. Optimum gecikme sayıları parantez içinde belirtilmektedir. Barlett çekirdek tahmincisiyle PP (Philips-Perron) ve KPSS testlerinin uzun dönem varyansı belirlenmiştir. Newey-West metodu aracılığıyla, bant genişliği (bandwidth) elde edilmiştir. ADF ve PP testlerinde kritik değerler; sabitli ve trendli model için -4.008 (%1), -3.434 (%5) ve -3.141 (%10), sabitli model için ise -3.466 (%1), -2.877 (%5) ve -2.575 (%10)'dur. KPSS testinde kritik değerler sabitli ve trendli model için 0.216 (%1), 0.146 (%5) ve 0.119 (%10) iken sabitli model için 0.739 (%1), 0.463 (%5) ve 0.347 (%10)'dur. ***, ** ve * Ho hipotezinin sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyesinde reddedildiğini göstermektedir.

Yapısal kırılmalı birim kök testlerinin sonuçları Tablo 3.2 de gösterilmektedir. Tablo 3.2'de gösterilen yapısal kırılmalı birim kök testi sonuçlarına göre ZA testi hiçbir anlamlılık seviyesinde reddedilememektedir. İki kırılmaya izin veren NP testine göre ise sabitli model için %1 anlamlılık seviyesinde sıfır hipotezi red edilirken, sabitli ve trendli

model için ise %5 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezi reddedilmektedir. Ani olmayan kırılmalarında dikkate alındığı EL testine göre ise hem sabitli modelde hem de sabitli-trendli modelde %1 anlamlılık seviyesinde sıfır hipotezi reddedilmektedir. Dolayısıyla yapısal kırılmalı birim kök testlerinde ZA tek kırılmalı test hariç diğer testlerde %5 anlamlılık seviyesinde satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Tablo 3.2 Yapısal Kırılmalı Birim Kök Analizi Sonuçları

		<i>ZA(1992)</i>		<i>NP(2010)</i>			<i>EL(2012)</i>	
		Ani Tek Kırılma		Ani İki Kırılma			Kademeli/Yumuşak Kırılma	
	Model	ADF ist.	Kırılma Noktası	ADF ist.	1. Kırılma Noktası	2. Kırılma Noktası	Fourier ADF	Fourier frekansı
<i>LRDK</i>	Sabitte Kırılma	-3.465 (2)	2016:6	-4.556** (2)	2010:10	2016:6	-4.734*** (3)	1
	Sabitte ve Trendde Kırılma	-4.733 (2)	2010:9	-5.882*** (2)	2000:12	2007:7	-4.598** (3)	1

Parantez içindeki sayılar optimum gecikme sayılarıdır (optimum gecikme sayısı Schwarz Bilgi Kriterine göre belirlenip, maksimum gecikme sayısı 12 olarak alınmıştır). Sabitli model için, sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyesinde ZA kritik değerleri: -5.3400 -4.8000 -4.5800; NP kritik değerleri: -4.7310 -4.1360 -3.8250; EL kritik değerleri: -4.3700 -3.7800 -3.4700, sabitli ve trendli model için, sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyesinde ZA kritik değerleri: -5.5700 -5.0800 -4.8200; NP kritik değerleri: -5.3180 -4.7410 -4.4300; EL kritik değerleri: -4.8700 -4.3100 -4.0200 şeklindedir. ***, **, * sırasıyla, %1, %5, %10 da boş hipotezin reddedildiğini göstermektedir.

4. Sonu ve Deęerlendirme

Türkiye’de 1994:1-2019:1 dönemine ait aylık reel döviz kuru verileriyle satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerlilięi test edilmiřtir. Hipotezin geçerlilięi, reel döviz kurlarının birim kök sürece sahip olup olmadıęı kapsamında deęerlendirilmektedir. Bu amaçla ilgili dönemde yapısal kırılmaları dikkate almayan geleneksel birim kök testleri ve duraęanlık testleri ile yapısal kırılmalı birim kök testleri yapılmıřtır. Yapılan analiz bulgularına göre geleneksel birim kök testlerine göre (ADF ve PP) satın alma gücü paritesi hipotezi geçersiz olmasına raęmen duraęanlık testine (KPSS) göre %5 anlamlılık düzeyinde satın alma gücü hipotezinin geçerli olduęu görölmüřtür.

Dięer yandan geleneksel birim kök testi ve duraęanlık testinden farklı olarak yapısal kırılmaya izin veren test bulguları satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerlilięini ortaya koymaktadır. Geleneksel testlere göre ülke ekonomilerinin yařadıęı yapısal deęiřiklikleri göz önünde alarak yapılan bu testler, Türkiye ekonomisi için ilgili dönemde satın alma gücünün geçerlilięini göstermektedir. Bu sonu, geliřerek deęiřen ekonometrik analizlerin ülke ekonomilerini incelerken, kırılma yařanan yılları göz önüne almanın önemini göstermektedir.

Satın alma gücü paritesi hipotezinin geçersiz olduęunu gösteren bulgular sonucunda uygulanacak istikrar politikalarının iktisadi faaliyetler üzerinde etkisiz olacaęı öngörülmektedir. Ancak geleneksel birim kök testlerinin göz ardı ettięi gerçek olan yapısal kırılmaların var olduęu Türkiye ekonomisinde, yeni nesil birim kök testleri sonucu satın alma gücü paritesi hipotezi geçerlidir. Dolayısıyla uygulanacak ve önerilecek iktisat politikalarının etkinlięi önceki duruma göre deęiřecektir. Hipotezin geçerli olması dünyanın her yerinde aynı para cinsinden ifade edilen uluslararası ticari malların fiyatlarının aynı olması anlamına gelmekte, Türkiye’de reel döviz kuru serisine gelen řokların geçici olduęu anlařılmaktadır. Böylece para politikası yapıcılar karar alırken satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerlilięi üzerinde politika üretebileceklerdir. Bu bağlamda reel döviz kurunun duraęan olması, bir bařka deyiřle istikrarlı bir şekilde uzun dönem denge deęeri etrafında dalgalanması özellikle enflasyon hedeflemesi yapan merkez bankaları için, baęımsız bir politika uygulama fırsatı vermektedir.

KAYNAKÇA

- Adiguzel, U., Sahbaz, A., Ozcan, C. C., and Nazlioglu, S. (2014). "The Behavior of Turkish Exchange Rates: A Panel Data Perspective". *Economic Modelling*, 42, 177-185.
- Alba, J. D. and Park, D. (2005). "Non-Linear Mean Reversion of Real Exchange Rates and Purchasing Power Parity: Some Evidence from Turkey", *Applied Economics Letters*, 12(11), 701-704.
- Aslan, N. ve Kanbur A. N., (2007). "Türkiye'de 1980 Sonrası Satın Alma Gücü Paritesi Yaklaşımı", *Marmara Üniversitesi İ.İ.F. Dergisi*, Cilt XXIII, Sayı 2.
- Cassel, G. (1918). "Abnormal Deviations in International Exchanges", *The Economic Journal*, 28, 413-415.
- Chang, T., Lee, C., and Liu, W. (2012). "Nonlinear adjustment to purchasing power parity for ASEAN countries", *Japan and the World Economy*, 24(4), 325-331.
- Çevis, İ., ve Ceylan, R. (2015). "Kırılgan Beşlide Satın Alma Gücü Paritesi (SAGP) Hipotezinin Test Edilmesi", *Journal of Yaşar University*, 10(37), 6381-6393.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A., (1979). "Distribution of The Estimators for Autoregressive Time Series with A Unit Root", *Journal of the American Statistical Association* 74, 427-431
- Doğanlar M. ve Özmen M. (1999), "Gelişmekte Olan Ekonomiler için Reel Döviz Kurunun Durağanlığının Test Edilmesi", IV. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyum Bildirileri, Antalya, 5-15.
- Ciftci, D.D., and Nazlioglu, Ş. (2019). "Does Income Convergence in Turkey? An Empirical Assessment", *Ege Akademik Bakış Dergisi*, 19(1), 15-32.
- Enders, W., and Lee, J. (2012). "The Flexible Fourier Form And Dickey-Fuller Type Unit Root Tests", *Economics Letters*, 117(1), 196-199.
- Erlat, H. (2003). "The Nature of Persistence in Turkish Real Exchange Rates", *Emerging Markets Finance and Trade*, 39(2), 70-97.
- Güriş, B., Tıraşoğlu, B.Y., ve Tıraşoğlu, M. (2016). "Türkiye'de Satın Alma Gücü Paritesi Geçerli Mi?: Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri", *Sosyal Bilimler Araştırma Dergisi*, 5(4), 30-42.
- Holmes, M. J., Otero, J., and Panagiotidis, J. (2012). "PPP in OECD Countries: An Analysis of Real Exchange Rate Stationary Cross-Sectional Dependency and Structural Breaks", *Open Economics Review*, 23(5), 767-783.
- Karoglou, M., and Morley, B. (2012). "Purchasing Power Parity and Structural Instability in the US/UK Exchange rate", *Int. Fin. Markets, Int. and Money*, 22, 958-972.
- Köktürk, O., ve Ural, M. (2019). "Fourier Birim Kök Testi ile Satın Alma Gücü Paritesinin Türkiye İçin Geçerliliğinin Analizi", *Business & Management Studies: An International Journal*, 7(2), 877-890.

- Kutlu, S. ve Yurttagüler, İ.M. (2014). "Türkiye'de Reel Döviz Kurlarının Uzun Hafıza Özellikleri: Kesirli Bütünleşme Analizi", Marmara Üniversitesi İİB Dergisi, 36(1), 373-389.
- Küçükkaplan, İ., Ağır, H., Karul, Ç., and Koncak, A. (2019). Structural Changes and Purchasing Power Parity in Turkish Exchange Rates. Afyon Kocatepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 21(1), 203-208.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. And Shin, Y., (1992). "Testing The Null Hypothesis of Stationarity against The Alternative of A Unit Root", Journal of Econometrics 54, 159-178.
- Narayan, P.K. and Popp, S. (2010). "A New Unit Root Test with Two Structural Breaks in Level and Slope at Unknown Time", J. Appl. Stat. 37/9, 1425-1438.
- Özatay, F., (2011). Parasal İktisat: Kuram ve Politika, Efil Yayınevi, Ankara.
- Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis. Econometrica, 57, ss. 1361-1401.
- Phillips, P.C.B. and P. Perron, (1988). "Testing for a unit root in time series regression", Biometrika 75, 335-346.
- Sarno, L. (2000), "Real Exchange Rate Behavior in High Inflation Countries: Empirical Evidence from Turkey, 1980-1997", Applied Economics Letters, 7(5), 285-291.
- Snaith, S. (2012). "The PPP Debate: Multiple Breaks and Cross-Sectional Dependence", Economics Letters, 115, 342344.
- Şener, S., Yılançı, V. ve Canpolat, E. (2015). "Satın Alma Gücü Paritesi ve Varyasyonlarının Türkiye için Sınanması", Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi, 11(25), 53-63.
- TARI, R. (2002). Ekonometri, Alfa yayınları, İstanbul.
- TCMB, (Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası) (2020), Döviz Kuru İstatistikleri, <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR>, (01.03.2020)
- Telatar, E. ve Kazdağlı, H. (1998). "Re-Examine the Long-Run Purchasing Power Parity Hypothesis for a High Inflation Country: The Case of Turkey 1980-93", Applied Economics Letters, 5(1), 51-53.
- Yazgan, M. E. (2003), "The Purchasing Power Parity Hypothesis for a High Inflation Country: A Re-Examination of the Case of Turkey", Applied Economics Letters, 10(3), 143-147.
- Yıldırım, S. ve Yıldırım, Z. (2012), "Reel Efektif Döviz Kuru Üzerinde Kırılmalı Birim Kök Testleri ile Türkiye için Satın Alma Gücü Paritesi Hipotezinin Geçerliliğinin Sınanması", Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi, 33(2), 221-238.
- Zivot, E. and Andrews, D.W.K. (1992), "Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", Journal of Business and Economic Statistics, 10(3), 251-70.

KIRILGAN BEŞLİ ÜLKELERİNDE İHRACATA VE İTHALATA DAYALI BÜYÜME: AMPİRİK BİR DEĞERLENDİRME

Halil Oğuzhan Ergür¹

Yavuz Özek²

Öz

Dünya ekonomisinde özellikle 20. yüzyılın sonuna doğru artan ekonomik bütünleşme ve küreselleşme süreci, ulusal ekonomilerin uluslararası ilişkileri ve dış ticaret faaliyetleri üzerinde etkinliğini daha da arttırarak ülkeler arası mal, hizmet ve sermaye akışını hızlandırmaktadır. Literatürde ekonomik ve politik açıdan önem arz eden ihracat-ithalat faaliyetlerinin başarılı bir şekilde yapılmasının kalkınma ve büyümeyi arttırarak ülke refahına katkı sağladığına yönelik fikir birliğine varılmıştır. Bu çalışmada Morgan Stanley'in ilk kez 2013 yılında gruplandığı ve Kırılğan Beşli olarak tanımlanan Brezilya, Hindistan, Endonezya, Güney Afrika ve Türkiye ekonomilerinde ihracat ve ithalata dayalı büyümenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi incelenmiştir. Analiz periyodu 1970-2018 dönemine ait yıllık verileri kapsamaktadır. Panel veri ekonometrisinden faydalanılarak yapılan test sonuçlarına göre, Hindistan ekonomisinde gayrisafi yurtiçi hasıladan hem ihracat hem de ithalata doğru, Türkiye'de gayrisafi yurtiçi hasıladan ihracata doğru ve Güney Afrika'da ise gayrisafi yurtiçi hasıladan ithalata doğru nedensellik bulunmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Kırılğan Beşli Ülkeleri, Dış Ticaret, Panel Veri

JEL: E00, F14, O11

1 Doktora Öğrencisi, İnönü Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalı, haliloguzhanergur@hotmail.com

2 Dr. Fırat Üniversitesi, Sosyal Bilimler Meslek Yüksek Okulu, Bankacılık ve Sigortacılık Bölümü, yozek@firat.edu.tr

**EXPORT LED GROWTH AND IMPORT LED GROWTH IN FRAGILE FIVE: AN
EMPIRICAL EVALUATION**

Abstract

The economic integration and globalization process, which has increased especially in the world economy towards the end of the 20th century, accelerates the flow of goods, services and capital between countries by increasing the effectiveness of national economies on international relations and foreign trade activities. It has been agreed in the literature that successful export and import activities, which are economically and politically important, contribute to the country's well-being by increasing development and growth. In this study, the effect of growth based on exports and imports on economic growth in the economies of Brazil, India, Indonesia, South Africa and Turkey which was defined as Fragile Fives, which was first grouped by Morgan Stanley in 2013, was examined. The analysis period covers the annual data for the period 1970-2018. According to the test results made using the panel data econometrics, there is a causal connection in the Indian economy from gross domestic product to both export and import. In Turkey, there is a causal connection from gross domestic product to exports and in South Africa from gross domestic product to imports.

Keywords: *Fragile Five Countries, Foreign Trade, Panel Data*

JEL Classification: *E00, F14, O11*

1. Giriş

İktisat literatüründe ihracat ve ithalatın ekonomik büyüme üzerinde olumlu etki yarattığına yönelik fikir birliği oluşmuşken büyüme stratejisinin ihracata mı, ithalata mı dayalı olacağına yönelik tartışmalar ise halen sürmektedir. Dış ticaret faaliyetleri ile kaynak dağılımındaki artış ekonomilerde uluslararası iletişimi artırarak ihtiyaçların karşılıklı giderilmesini sağlamaktadır. Bu iletişimle yaşanan uluslararası sermaye hareketliliği ülkelerin milli gelir artışına katkı sunmaktadır. Ekonomik entegrasyonun hızlanmasıyla önemi artan ihracat ve ithalatın ulusal ekonomilerin makroekonomik göstergeleri üzerindeki etkisinin belirlenmesi karar alıcıların politikalarına yön vermeleri adına etkili olacaktır.

Çalışmada incelenen Kırılgan Beşli ekonomileri ilk kez Morgan Stanley tarafından 2013 yılında sınıflandırılmıştır. Bu sınıflandırma, ABD Merkez Bankası'nın tahvil politikasında yapacağı değişikliği açıklamasıyla ulusal paralarında en çok değer kaybının Brezilya, Hindistan, Endonezya, Türkiye ve Güney Afrika'da görülmesi bu ekonomilerin dış finansman sorunlarına karşı kırılgan bir yapıya sahip oldukları gerekçesiyle yapılmıştır. 2016 yılı sonunda ise Morgan Stanley Kırılgan Beşli olarak adlandırdığı ülke sınıflandırmasını revize etmiştir. Yapılan revize sonucunda 2013 yılında gruplandığı Kırılgan Beşli'den Brezilya ve Hindistan'ı çıkararak Meksika ve Kolombiya ülkelerini eklemiştir. Ayrıca kredi derecelendirme kuruluşu olan Standard and Poor's da Kasım 2017'de Arjantin, Türkiye, Katar, Mısır ve Pakistan'dan oluşan yeni bir Kırılgan Beşli sınıflandırması yapmıştır (Eğilmez, 2013). Bu çalışmanın amacı Morgan Stanley tarafından 2013 yılında Kırılgan Beşli olarak gruplandırılan Brezilya, Hindistan, Endonezya, Güney Afrika ve Türkiye'de ihracat ve ithalatın ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin incelenmesidir. Çalışmada giriş bölümünün ardından birinci bölümde ihracat ve ithalatın ekonomik büyüme üzerindeki etkisine yönelik teorik altyapı ve literatür incelemesine yer verilmiştir. İkinci bölümde çalışmanın analizinde uygulanan ampirik test sonuçları yer almaktadır. Son olarak ise elde edilen bulguların değerlendirilmesi ve politika önerilerini içeren sonuç bölümü bulunmaktadır.

2. Teorik Altyapı ve Literatür İncelemesi

Ekonomideki büyüme hızı, önceki döneme kıyasla ülkede toplam üretim kapasitesindeki artış olarak ifade edilmektedir. Sanayileşme ile büyümeyi sağlayıp refah seviyelerini arttırmak isteyen ekonomiler genellikle kaynak yetersizliği yaşamaktadırlar. Bu kaynak yetersizliğini ise dış kaynak kullanarak gidermeye çalışmaktadırlar. Ekonomik büyümenin sağlanmasında kaynak olarak görülen dış ticaret, uluslararası ilişkiler açısından önemli bir kanaldır. Dış ticareti klasik iktisatçılar detaylı bir şekilde incelenmiş ve geliştirdikleri modelde iki ülkenin karşılıklı kazanç sağlamalarında önemli bir araç olarak görmüşlerdir (Şahin ve Durmuş, 2018: 1114). Ekonomik büyüme kaynaklarının araştırılması iktisat yazınının önemli araştırma konuları arasında yer almaktadır. Yapılan araştırmalar sonucunda dış ticaretin önemli bir büyüme kaynağı olduğu hâkim görüştür. Dış ticaret ekonomik büyümeyle birlikte cari dengenin sağlanmasında da etkili olarak ülke gelişimine katkı sağlamaktadır. Son yıllarda yaşanan teknolojik gelişmeler

ekonomiler arası rekabetin hızlanmasına neden olmaktadır. Bu rekabet ortamında ülkelerin dış ticaret faaliyetlerindeki artış gelişim seviyelerini ve uluslararası arenadaki itibarlarını arttırmaktadır (Köksal, 2016: IV). Kalkınma, İkinci Dünya Savaşı'nın sona ermesiyle ortaya çıkan yeni dünya düzeninde tüm ekonomiler için bir zorunluluk olarak görülmüştür. Literatürde ekonomik kalkınmanın sanayileşmekten geçtiğine yönelik fikir birliği oluşmuştur. Bu itibarla tüm ekonomiler sanayileşme çabalarını dış ticaret stratejileri aracılığıyla gerçekleştirme yoluna girmişlerdir. Ekonomilerin gösterdikleri bu çaba ile bazı ekonomiler ihracata ağırlık verip ihracata dayalı stratejiler izlemiştir. Bazı ekonomiler ise ithalata dayalı strateji izleyip dışa kapalı olarak kalkınmayı amaçlamışlardır (Özçelik, 2012: 1). Küreselleşme ile birlikte sınırlar ortadan kalkarak ekonomiler arası ticari serbestleşme başlamıştır. Ekonomiler arası bu etkileşimin başlaması serbest ticareti savunanlar ile korumacılığı savunanların karşı karşıya gelmesine neden olmuştur. Dünya ticaretinin seyri hep durağan olarak kalmamış, bazen kısıtlama bazen ise serbestleşme uygulamalarının yaşandığı bir süreç şeklinde gelişim göstermiştir. 20. Yüzyılda yaşanan gelişmeler ise ticari politikaları oldukça etkileyerek ticaretin seyrinin değişmesine neden olmuştur (Köse ve Gültekin, 2019: 140). Küreselleşme ulusal ekonomilerin hızlı bir şekilde entegre olmalarını sağlamaktadır. Ekonomilerdeki bu entegrasyon süreci ülkelerin dış ticaretlerini de arttırmaktadır. 21. Yüzyılda dünya ticaret hacminde hızlı bir artış yaşanmasıyla özellikle gelişmekte olan ekonomiler dünya ticaretindeki paylarını arttırma çabasına girmişlerdir. Bu ekonomiler ihracatlarını arttırmaya yönelik politikalara ağırlık vermişlerdir. Çünkü sürdürülebilir ekonomik büyüme için gelişmekte olan ekonomilerde döviz rezervi hayati önem taşımaktadır. Döviz rezervinin artışı ise dış ticaret önemli bir role sahiptir. Ekonomik büyüme üzerinde dış ticaretin olumlu etkisi olduğuna yönelik fikir birliği sağlanmıştır. Ancak araştırmacılar arasında bu büyümeyi ihracatın mı, ithalatın mı desteklediğine yönelik fikir birliği oluşmamıştır. Yapılan çalışmalarda, zaman içerisinde ülke ekonomilerinin yapısında ortaya çıkan değişimler nedeniyle farklı ekonomiler için veya aynı ekonominin farklı dönemleri için sonuçlar değişiklik gösterebilmektedir (Öztürk ve Özel, 2018: 368). Günümüzde tüm ekonomiler sahip oldukları imkânlarla büyüme ve kalkınmalarını gerçekleştirmek için farklı stratejiler uygulayabilmektedirler. Ekonomiler temel amaç olan ekonomik büyüme ve kalkınma için birbirini tamamlayan iki strateji uygulamaktadırlar. Bu stratejiler ithal ikamesine ve ihracata dayalı stratejilerdir. Bu stratejilerden hangisinin tercih edileceği ekonomilerin büyüme için kullanacakları araçlarında belirlenmesini sağlamaktadır. İthal ikameci strateji tercih edilirse, ithal edilen mal ve hizmetlerin üretimi için altyapı hazırlığı yapılmaktadır. İhracata dayalı stratejinin tercihinde ise ithal ikameci strateji bağlamında üretilecek olan mal ve hizmetlerin yurtdışına satışı sağlanarak döviz rezervlerinin arttırmak amaçlanmaktadır. Aslında bu stratejilerin birbirine rakip olmayıp birbirini tamamlayan stratejiler oldukları görülmektedir. Fakat uygulamadan kaynaklı sıkıntılar, ilk stratejinin amacına ulaşamayarak dış ödeme ve döviz rezervi gibi ciddi ekonomik sorunlar ortaya çıkmasına neden olmaktadır (Korkmaz ve Aydın, 2015: 49). İhracat, ithalat ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki uzun zamandır iktisatçıların araştırma konularından biri olmuş ve 1950'li yıllarla birlikte ihracatın büyümenin sağlanmasında lokomotif olup olamayacağı çokça tartışılmıştır. Tartışma özellikle gelişmiş ekonomilerde başlamış daha sonra gelişmekte olan ekonomilerin de ilgisini çekerek bir model olarak uygulama alanı

bulmuştur. Ancak ihracatın her ekonomide büyümeye katkı sağlayacağını fikri halen tartışılmakta olup, hatta günümüzde ortaya çıkan etkileri nedeniyle ithalatın da büyüme üzerinde etkililiği de tartışılan konulardandır (Balkanlı, 2019: 11).

İhracat, ithalat ve ekonomik büyüme değişkenleri arasındaki nedensellik ilişkisi incelenirken, bu değişkenlerin birbirleriyle ilişkilerine göre 10 olası hipotez bulunmaktadır. Bu hipotezler (Korkmaz ve Aydın, 2015: 50);

- İhracattan büyümeye tek yönlü nedensellik ilişkisi (İhracat Çekişli Büyüme)
- İthalattan büyümeye tek yönlü nedensellik ilişkisi (İthalat İtişli Büyüme)
- Büyümeden ihracata tek yönlü nedensellik ilişkisi (Büyüme Çekişli İhracat)
- Büyümeden ithalata tek yönlü nedensellik ilişkisi (Büyüme Çekişli İthalat)
- İhracat ve büyüme arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi (İhracat Çekişli Büyüme ve Büyüme Çekişli İhracat)
- İthalat ve büyüme arasında çift yönlü nedensellik (İthalat İtişli Büyüme ve Büyüme Çekişli İthalat)
- İhracattan ithalata tek yönlü nedensellik ilişkisi (İhracata Dayalı İthalat)
- İthalattan ihracata tek yönlü nedensellik ilişkisi (İthalata Dayalı İhracat)
- İhracat ve ithalat arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi (İhracata Dayalı İthalat ve İthalata Dayalı İhracat)
- Bu değişkenler arasında bir nedensellik yoktur. Şeklinde sıralanmaktadır.

İhracat ve ithalata dayalı büyüme modellerinden hangisinin geçerli olduğunu sınavan ampirik çalışmalara yönelik yapılan literatür incelemesinde, araştırmacılar inceleme dönemleri ve ülkeler için farklı sonuçlar elde etmişlerdir. Hopoğlu (2019) çalışmasında yükselen ekonomilerde ihracatın ithalata bağlılığını incelemiştir. Analiz dönemi 1967-2016 dönemini kapsamaktadır. 1967-2016 yılları için 18 ülkeyi Dumitrescu ve Hurlin (2012) ve Emirmahmutoglu ve Kose (2011) tarafından geliştirilen panel nedensellik testlerini kullanarak incelemiştir. Küreselleşmenin hızlandığı 1989-2016 yılları için ise ülke paneline Rusya ve Vietnam'ı da ekleyerek analizi tekrarlamıştır. Sonuçlara göre, inceleme döneminde ihracat ve ithalat arasındaki nedensellik yönünde farklılıklar olduğu tespit edilmiştir. Küreselleşmenin hız kazandığı 1989-2016 yılları için yapılan analizde bazı ülkelerde değişkenler arasında ilişki yönü değişmiştir. Brezilya, Çin, Filipinler, Güney Afrika ve Türkiye'de ihracatın ithalata bağımlı olduğu, Bangladeş, Şili, Kolombiya, Hindistan, Meksika, Nijerya ve Tayland'da ithalatın ihracata bağımlı olduğu, İran'da ise ihracat ve ithalat arasında karşılıklı bağımlılık olduğu sonucuna varılmıştır. Paneli oluşturan diğer ülkelerde inceleme döneminde bir nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır. Öztürk ve Özel (2018) E-7 olarak gruplandırılan Hindistan, Brezilya, Türkiye, Çin, Meksika, Rusya, Endonezya ülkelerinde dış ticaret ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Analiz periyodu 1990-2016 dönemini kapsamaktadır. Çalışmanın analizinde Panel Birim Kök, Petroni, Hausman Testi ve Panel Dinamik En Küçük Kareler Modeli kullanılmıştır. Elde edilen bulgulara göre, E-7 ekonomilerinin

ithalat destekli büyüme modeli için daha uygun olduğu sonucuna varmışlardır. Ramos (2001) Portekiz için ihracat, ithalat ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi 1865-1998 dönemine ait verilerle incelemiştir. Granger nedensellik testi uygulanarak yapılan analiz sonuçlarında, değişkenler arasında nedensellik ilişkisi olmadığı sonucuna varılmıştır. Saaed ve Hussain (2015) ihracat ve ithalatın ekonomik büyüme üzerindeki etkisini Tunus için incelemiştir. 1977-2012 dönemine ait verilerle yapılan çalışmada analiz yöntemi olarak Granger Nedensellik ve Johansen Eşbütünlük testi kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre, ihracat ve ithalat ile ihracat ve ekonomik büyüme arasında tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Akbaş ve Şentürk (2013) çalışmalarında Türkiye'nin; Almanya, Hollanda, Fransa, İtalya, İspanya, Lüksemburg, Danimarka, Belçika, İngiltere, Rusya Federasyonu, ABD, Suudi Arabistan, Çin, İran, Irak ve Birleşik Arap Emirlikleri ile gerçekleştirdiği ithalat ve ihracatın birbiriyle bağımlılığını 1990:M01-2012:M09 dönemine ait verilerle incelemiştir. Analiz yöntemi olarak birim kök ve Hatemi-J eşbütünlük testleri kullanılarak yapılan çalışmanın sonuçlarına göre, değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi ile Türkiye'nin incelenen 16 ekonomiyle gerçekleştirdiği ihracat ve ithalat işlemlerinde bağımlılık olduğu tespit edilmiştir. Yenisu (2019) ihracat, ithalat ve ekonomik büyüme arasında kısa ve uzun dönem ilişkileri Türkiye için incelemiştir. 1980-2016 dönemine ait yıllık reel verilerle yapılan çalışmanın analizinde ARDL Sınır Testi Yaklaşımı kullanılmıştır. Çalışma sonucunda, Türkiye'de hem ihracata hem de ithalata dayalı büyüme hipotezi geçerlidir. Tuncer (2002) ihracat, ithalat, yatırımlar ve GSYİH arasındaki ilişkiyi 1980-2000 dönemine ait üç aylık verilerle incelemiştir. Analiz yöntemi olarak Toda ve Yamamoto tarafından geliştirilen Granger nedensellik testi kullanılmıştır. Çalışmanın sonuçlarına göre, ihracattan GSYİH'ye doğru bir nedensellik ilişkisine rastlanmazken, GSYİH'den ihracata doğru ise güçlü bir nedensellik tespit edilmiştir. Yatırımlar ile GSYİH arasında zayıf ve iki yönlü, ithalat ve GSYİH arasında ise yine iki yönlü ve güçlü bir ilişki olduğu sonucuna varılmıştır. Şahbaz ve Kayhan (2018) 9 Balkan ülkesinde 1998-2016 dönemine ait verilerle ihracata dayalı büyüme modelini ampirik olarak incelemiştir. Panel veri analiz yöntemi kullanılarak yapılan çalışmanın sonuçlarına göre, ihracat ve ithalattaki artışın ekonomik büyümeyi arttırdığını belirtmişlerdir. Panel Granger Nedensellik testi sonuçlarına göre, ihracat ve ekonomik büyüme arasında çift yönlü, ekonomik büyümeden ithalata doğru ise tek yönlü Granger nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Akkaş ve Öztürk (2016) çalışmalarında Türkiye için ihracat, ithalat ve GSYİH arasındaki nedensellik ilişkisini ve ekonomik büyümede ihracata mı yoksa ithalata mı dayalı büyüme teorisinin geçerli olduğunu incelemiştir. Analiz periyodu 2001Q3-2014Q3 dönemine ait verileri kapsamaktadır. Değişkenler arasındaki ilişki yapısal kırılmalar ile doğrusal zaman serisi yöntemleri kullanılarak yapılan analiz sonuçlarına göre, 1980'de başlatılan yapısal dönüşümle hedeflenen "ihracata dayalı büyüme" stratejisinin başarılı olmadığı, aksine ithalata dayalı büyüme gerçekleştiği tespit edilmiştir. Balkanlı (2019) Türkiye'nin dış ticaret verilerini kullanarak 2006Q1-2018Q3 dönemi için İthalat, ihracat ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Granger nedensellik testi kullanılarak yapılan analiz sonuçlarına göre, inceleme döneminde Türkiye'de ihracatın değil, ithalatın etkili olduğu ve bu etkinin yönünün ithalattan ihracata doğru olduğu belirtilmiştir. Şahin ve Durmuş (2018) ihracat, ithalat ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi 2002:01-2017:12 dönemine ait verilerle Türkiye açısından incelemiştir. Değişkenler arasındaki ilişki birim kök ve Fourier

Standart Granger nedensellik testleri kullanılarak analiz edilmiştir. Bulgulara göre, ithalat ve büyüme arasında iki yönlü, büyümeden ihracata doğru ise tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu gözlemlenmiştir. Çalışmanın sonuçları Türkiye için ithalata dayalı büyüme teorisini desteklemektedir. Uçan ve Koçak (2014) 1990-2011 dönemine ait üçer aylık verilerle dış ticaret ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi Türkiye açısından incelemişlerdir. Bağımsız değişken olarak kullanılan İhracat ve ithalatın büyüme üzerinde ne yönde etki yaratacağını belirlemek için uygulanan ampirik analizler sonucunda, Türkiye’de incelenen dönem için büyüme ile dış ticaret verileri arasında uzun dönem ilişki olduğu, kısa dönemde oluşan sapmaların ise 7 dönem sonra uzun dönem dengesine geleceği sonucuna varılmıştır.

3.Ampirik Sonuçlar

Bu çalışmada Morgan Stanley’in 1 Ağustos 2013’de Kırılgan Beşli olarak tanımladığı Brezilya, Hindistan, Endonezya, Güney Afrika ve Türkiye ekonomilerinde 1970-2018 dönemine ait ihracatın gayrisafi yurtiçi hasılaya oranı (X), ithalatın gayrisafi yurtiçi hasılaya oranı (M) ve doğal logaritması alınmış kişi başı gayrisafi yurtiçi hasıla (GDPPC) değişkenleri arasındaki ilişki araştırılmıştır. Değişkenler Dünya Bankası veri tabanından elde edilmiştir.

Tablo 1: Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

Sabitli Model	GDPPC		X		M	
	İstatistik	Olasılık Değeri	İstatistik	Olasılık Değeri	İstatistik	Olasılık Değeri
CD_{lm}	46.061	0.00***	46.393	0.00***	35.651	0.00***
CD_{lm}	8.064	0.00***	8.138	0.00***	5.736	0.00***
CD	-4.529	0.00***	-3.941	0.00***	-4.00	0.00***
LM_{adj}	14.503	0.00***	14.169	0.00***	11.637	0.00***

Not: $\Delta y_{i,t} = d_i + \delta_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \lambda_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + u_{i,t}$ modelinde gecikme sayısı (p_i) 1

olarak alınmıştır. ***,** ve * değerleri sırasıyla %1 (0.01), %5 (0.05) ve %10 (0.1) anlam seviyelerinde alternatif hipotezin kabul edildiğini göstermektedir.

Olasılık değerleri baz alındığında yatay kesit bağımlılığı olduğunu ifade eden alternatif hipotez kabul edilmektedir. Bu sonuçlara göre, ikinci nesil panel birim kök testleri uygulanmaktadır. Cross-Sectionally Augmented Dickey-Fuller (CADF) testinde

sıfır hipotezi serinin birim kök taşıdığını ve alternatif hipotez de serinin birim kök taşımadığını ifade etmektedir.

Tablo 2: CADF Birim Kök Testi

	Sabitli Model		Sabitli ve Trendli Model	
	Gecikme	CADF-stat	Gecikme	CADF-stat
<i>GDPPC</i>				
Brezilya	3	-1.589	3	-1.458
Hindistan	1	-0.661	1	-0.670
Endonezya	1	-3.589**	1	-3.892*
Güney Afrika	1	-3.298*	2	-2.362
Türkiye	1	-1.935	2	-3.282
Panel		-2.215*		-2.333
<i>X</i>				
Brezilya	1	-2.724	1	-2.685
Hindistan	1	-2.527	1	-1.497
Endonezya	1	-1.911	1	-2.195
Güney Afrika	1	-2.386	1	-2.442
Türkiye	1	-1.539	1	-2.592
Panel		-2.217*		-2.282
<i>M</i>				
Brezilya	1	-2.550	1	-2.326
Hindistan	1	-2.057	2	-2.491
Endonezya	1	-2.403	1	-2.400
Güney Afrika	1	-1.702	1	-2.637
Türkiye	1	-2.069	1	-3.491*
Panel		-2.156		-2.669

Not: Maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak alınmış ve optimal gecikme uzunlukları, Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. CADF istatistiği kritik değerleri, sabitli modelde -4.11 (%1), -3.36 (%5) ve -2.97 (%10) (Pesaran 2007, table I(b), p:275) ; sabit ve trendli modelde -4.67 (%1), -3.87 (%5) ve -3.49 (%10) (Pesaran 2007, table I(c), p:276). Panel istatistiği kritik değerleri, sabitli modelde -2.57 (%1), -2.33 (%5) ve -2.21

(%10) (Pesaran 2007, table II(b), p:280) ; sabit ve trendli modelde -3.10 (%1), -2.86 (%5) ve -2.73 (%10) (Pesaran 2007, table II(c), p:281). Panel istatistiği, CADF istatistiklerinin ortalamasıdır. ***,** ve * değerleri sırasıyla %1 (0.01), %5 (0.05) ve %10 (0.1) anlam seviyelerinde alternatif hipotezin kabul edildiğini göstermektedir.

Pesaran (2007) tarafından elde edilen kritik değerler kullanıldığında kişi başı gayrisafi yurtiçi hasıla değişkeni sabitli modelde %5 anlam seviyesinde Endonezya'da, %10 anlam seviyesinde Güney Afrika'da ve sabit terimli ve trend değişkenli modelde %1 anlam seviyesinde Endonezya'da, düzey değerinde durağan çıkmaktadır. İhracatın gayri safi yurtiçi hasılaya oranı değişkeni ise bütün ülkelerde düzey değerinde birim kök taşımaktadır. İthalatın gayri safi yurtiçi hasılaya oranı değişkeni ise sabit terimli ve trend değişkenli modelde Türkiye için %10 anlam seviyesinde düzey değerinde durağan olduğu görülmektedir.

Tablo 3: Yatay-kesit Bağımlılığı ve Homojenite Testleri

	İstatistik	Olasılık Değeri
<u>Yatay Kesit Bağımlılığı:</u>		
LM	107.922	0.00***
CD_{lm}	21.896	0.00***
CD	8.975	0.00***
LM_{adj}	11.094	0.00***
<u>Homojenite:</u>		
$\tilde{\Delta}$	2.126	0.017**
$\tilde{\Delta}_{adj}$	2.217	0.013**

Not: ***,** ve * değerleri sırasıyla %1 (0.01), %5 (0.05) ve %10 (0.1) anlam seviyelerinde alternatif hipotezin kabul edildiğini göstermektedir.

Olasılık değerlerine baz alındığında yatay kesit bağımlılığını ve heterojenite tahminini baz alan eşbütünleşme yöntemleri kullanılması gerekmektedir.

Tablo 4: Yatay Kesit Bağımlılığını Dikkate Alan Yapısal Kırılmasız Panel Eşbütünleşme Testleri

	Sabitli Model			Sabitli ve Trendli Model		
	İstatistik	Asimptotik	Bootstrap	İstatistik	Asimptotik	Bootstrap
		Olasılık Değeri	Olasılık Değeri		Olasılık Değeri	Olasılık Değeri
LM_N^+	13.81	0.00***	0.00***	5.080	0.033**	0.00***

Not: Sıfır hipotezi eşbütünleşme yok şeklindedir. Bootstrap olasılık değerleri 1.000 tekrarlı dağılımdan elde edilmiştir. Asimptotik olasılık değerleri, standart normal dağılımdan elde edilmiştir. ***,** ve * değerleri sırasıyla %1 (0.01), %5 (0.05) ve %10 (0.1) anlam seviyelerinde alternatif hipotezin kabul edildiğini göstermektedir.

Westerlund ve Edgerton (2007) tarafından geliştirilen yatay kesit bağımlılığını dikkate alan LM bootstrap eşbütünleşme testinde sıfır hipotezi eşbütünleşme yok ve alternatif hipotez ise eşbütünleşme ilişkisi var şeklindedir. Hem sabitli modelde hem de sabit terim ve trend değişkeninin dahil edildiği modelde değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır. Bu sonuçlar doğrultusunda paneli oluşturan ülkelerin ekonomik büyüme modellerinin ihracat ve ithalata bağlı olduğu ve bu üç makroekonomik göstergenin uzun dönemde birlikte hareket ettiği sonucuna ulaşılmaktadır.

Tablo 5. Panel VAR ve VECM Nedensellik Testleri

	Kısa Dönem Nedensellik			Uzun Dönem Nedensellik
	Δ (GDPPC)	Δ (X)	Δ (M)	ECT(-1)
Δ (GDPPC)	-	6.079 (0.047)**	10.319 (0.00)***	0.212 [2.925]***
Δ (X)	10.539 (0.00)***	-	4.425 (0.109)	1.490 [0.424]
Δ (M)	11.914 (0.00)***	2.314 (0.314)	-	9.214 [3.122]***

Not: () olasılık değerlerini, [] t istatistiklerini göstermektedir. ***,** ve * değerleri sırasıyla %1 (0.01), %5 (0.05) ve %10 (0.1) anlam seviyelerinde alternatif hipotezin kabul edildiğini göstermektedir.

Tablo 5'de yer alan panel vektör otoregresyon (PVAR) modeli kısa dönem nedenselliği ve panel hata düzeltme modeli (PVECM) ise uzun dönem nedenselliği ifade etmektedir. Hem kısa hem de uzun dönemde %1 anlam seviyesinde ihracat ve ithalattan kişi başı gayrisafi yurtiçi hasılaya doğru nedensellik bulunmaktadır. Ayrıca kısa dönemde %5 anlam seviyesinde gayrisafi yurtiçi hasıladan ihracata doğru ve %1 anlam seviyesinde gayrisafi yurtiçi hasıladan ithalata doğru nedensellik bulunmaktadır. Son olarak %1

anlam seviyesinde uzun dönemde ihracat ve gayrisafi yurtiçi hasıladan ithalata doğru nedensellik bulunmaktadır. Adıgüzel vd. (2012) göre gelişmekte olan ülkelerin ihracat ve ithalatının ekonomik büyümeyi desteklemesi için finansal ürün çeşitliliği ve finansal piyasalarda derinlik olması gerekmektedir. Paneli oluşturan ülkelerde ihracat ve ithalatta ekonomik büyümeye doğru ortaya çıkan kısa ve uzun dönem nedensellik bu ülkelerin finansal gelişmişlik derecesinin gelişmiş ülke finansal piyasalarına yakınsadığını göstermektedir. Her ne kadar uzun dönem bileşenleri belirli olmamakla birlikte uzun dönemde ithalat ve ekonomik büyüme arasında iki yönlü nedensellik bulunmaktadır. Brezilya, Hindistan ve Güney Afrika'nın emtia üreticisi olması beraberinde üretim yapısını ithalata bağımlı hale getirmektedir. Bu olgu, yalnızca paneli oluşturan ülkeler için değil emtia üreticisi olan diğer gelişmekte olan ülkelerle de paralellik göstermektedir (Koçyiğit vd., 2015). Emirmahmutoglu ve Köse (2011) tarafından geliştirilen panel nedensellik testinde de sıfır hipotezi nedensellik olmadığı, alternatif hipotez ise nedensellik olduğu ifade etmektedir.

Tablo 6. Emirmahmutoglu ve Köse (2011) Panel Nedensellik Test Sonuçları

Ülke	X \rightarrow GDPPC		GDPPC \rightarrow X		M \rightarrow GDPPC		GDPPC \rightarrow M	
	Wald	Olasılık Değeri	Wald	Olasılık Değeri	Wald	Olasılık Değeri	Wald	Olasılık Değeri
Brezilya	0.083	0.77	0.364	0.546	0.043	0.835	0.936	0.33
Hindistan	0.575	0.75	12.705	0.00***	0.607	0.738	17.693	0.00***
Endonezya	3.731	0.15	1.263	0.531	1.024	0.599	2.473	0.29
Güney Afrika	1.027	0.31	8.22-E05	0.922	2.3	0.316	12.318	0.00***
Türkiye	9.720	0.02	10.668	0.013**	0.045	0.836	0.044	0.832
Fisher Stat.	14.878	0.136	23.78	0.00***	4.648	0.913	35.05	0.00***

Not: ***, ** ve * değerleri sırasıyla %1 (0.01), %5 (0.05) ve %10 (0.1) anlam seviyelerinde alternatif hipotezin kabul edildiğini göstermektedir.

Tablo 6'da yer alan Emirmahmutoglu ve Köse (2011) tarafından geliştirilen panel nedensellik testi sonuçlarına göre, Hindistan ekonomisinde %1 anlam seviyesinde gayrisafi yurtiçi hasıladan hem ihracat hem de ithalata doğru nedensellik bulunmaktadır. Ayrıca Türkiye'de %5 anlam seviyesinde gayrisafi yurtiçi hasıladan ihracat doğru, Güney Afrika'da %1 anlam seviyesinde gayrisafi yurtiçi hasıladan ithalata doğru nedensellik bulunmaktadır. Hindistan ekonomisinin artan nitelik beşeri sermaye miktarı ve çevre ülkeler ile olan ticari entegrasyonları ekonomik refahta bir artışa neden olmaktadır. Güney Afrika ise emtia üreticisi olmasının verdiği avantaj refah artışının ithalata yansımaları şeklinde ortaya çıkmaktadır. Bayat vd. (2017) gelişmekte olan ülkelerde emtia fiyatlarının enerji maliyetlerini etkilediği ve ihracat kapasitesinin küresel arz şoklarından çok daha fazla etkilendiğini öne sürmektedir. Bu nedenle Güney Afrika'nın üretim

yapısının ihracatın ithalata daha az bağımlı bir yapıya dönüřtürmesi gerekmektedir. Türkiye ekonomisinde ise 1980-2000 yılları arasında ekonomi politikalarında deęişim ve Avrupa Gümrük Birlięi süreci ile ortaya çıkan ticari entegrasyon kiři baři gelir artışını ihracat performansına yansıtmaktadır.

Sonuç

Bir ekonomide kalkınma ve büyümenin sağlanması için gerekli unsurlardan olan dıř ticaret faaliyetlerinin yani ihracat ve ithalatın ekonomilerin makroekonomik göstergeleri üzerindeki etkisi iktisat literatüründe sıkça incelenen konulardan biridir. Ekonomik büyüme de bu makroekonomik göstergelerden biridir. İhracat, ithalat ve ekonomik büyüme arasındaki iliřkiyi sınanan birçok ampirik çalıřma bulunmaktadır. Bu çalıřmada 1970-2018 dönemine ait verilerle Kırılgan Beřli olarak gruplandırılan Brezilya, Hindistan, Endonezya, Güney Afrika ve Türkiye ekonomilerinde ihracat ve ithalata dayalı büyümenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi incelenmiştir. Ampirik analizlerde yatay kesit bağımlılıęının bulunması nedeniyle Peseran (2007) tarafından geliştirilen yatay kesit bağımlılıęını dikkate alan genişletilmiş Dickey-Fuller panel birim kök testi uygulanmıştır. Kiři baři gayrisafi yurtiçi hasıla deęişkeni sabitli modelde Endonezya'da, Güney Afrika'da ve sabit terimli ve trendli modelde Endonezya'da düzey deęerinde, ihracatın gayri safi yurtiçi hasılaya oranı deęişkeni ise bütün ülkelerde düzey deęerinde birim kök taşıdığı bulgusuna ulařılmıştır. Eęim katsayılarının homojen olmaması nedeniyle yapılan Westerlund ve Edgerton (2007) tarafından geliştirilen LM bootstrap eşbütünleşme testinde deęişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket ettikleri sonucuna ulařılmıştır. Nedensellik testlerinde ise tüm panel için hem kısa dönemde hem de uzun dönemde ihracat ve ithalattan kiři baři gayrisafi yurtiçi hasılaya doęru, gayrisafi yurtiçi hasıladan ihracata ve ithalata doęru nedensellik bulunmaktadır. Paneli oluřturun her bir yatay kesit içinse Hindistan'da gayrisafi yurtiçi hasıladan hem ihracat hem de ithalata doęru, Türkiye'de gayrisafi yurtiçi hasıladan ihracat doęru, Güney Afrika'da gayrisafi yurtiçi hasıladan ithalata doęru nedensellik olduęu görülmektedir. Çalıřmada ihracat ve ithalata dayalı büyümenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi Kırılgan Beřli olarak sınıflandırılan Brezilya, Hindistan, Endonezya, Güney Afrika ve Türkiye için sınanmıştır. Sonraki çalıřmalara yönelik olarak benzer gelişmişlik ve mali karakteristiklere sahip ekonomiler için söz konusu deęişkenler arasındaki iliřkinin sınanması literatüre katkı sağlayacaktır. Ayrıca frekans boyutu ile parametre tahminleri ve nedensellik iliřkilerinin tanımlanması politika yapıcılara makroekonomik politikaların oluřturulmasında önemli avantajlar sağlayacaktır.

KAYNAKÇA

Adıgüzel, U., Bayat, T., & Kayhan, S. (2012). Long term impact of financial system on import demand for Turkey. *Journal of Doğuş*, 12(1).

Akbaş, Y. E., & Şentürk, M. (2013). Türkiye'nin ithalat ve ihracat bağımlılığı: Seçilmiş ülke örnekleri üzerine ampirik bir uygulama. *Ege Akademik Bakış*, 13(2), 195.

Akkaş, İ., & Öztürk, M. (2016). Türkiye'de İhracat, İthalat Ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkilerinin Analizi. *Journal of International Social Research*, 9(42).

Balkanlı, A. (2019). İthalattan ihracata, dış ticaret ekonomik büyüme ilişkisi: kuramsal çerçeve ve Türkiye uygulaması (2006q1-2018q3). *Tesam Akademi Dergisi, Türkiye Ekonomisi Özel Sayısı*, 13-40.

Balkanlı, A. O. (2019). İthalattan ihracata, dış ticaret ekonomik büyüme ilişkisi: kuramsal çerçeve ve Türkiye uygulaması (2006q1-2018q3). *Tesam Akademi Dergisi*, 6, 11-39.

Bayat, T., Tas, S., & Tasar, I. (2017). Energy consumption is a determinant of economic growth in BRICS countries or not. *Asian Economic and Financial Review*, 7(8), 823-835.

Breusch, T., Pagan, A., (1980). The Lagrange multiplier test and its application to model specification in econometrics. *Rev. Econ. Stud.* 47, 239-253.

Eğilmez, M. (2017). <http://www.mahfiegilmez.com/2017/11/turkiye-ekonomisi-nicin-krklgan-besli.html>.

Emirmahmutoğlu, F. And Kose, N. (2011), "Testing for Granger Causality in Heterogeneous Mixed Panels", *Economic Modelling*, 28, 870-876.

Hopoğlu, S. (2019). Yükselen Ekonomilerde İhracat-İthalat İlişkisi: Bir Panel Nedensellik Analizi. *Avrasya Uluslararası Araştırmalar Dergisi*, 7(18), 24-56.

Hussain, M. A., & Saaed, A. A. J. (2015). Impact of exports and imports on economic growth: Evidence from Tunisia. *Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences*, 6(1), 13-21.

Koçyiğit, A., Bayat, T., Kayhan, S., & Şentürk, M. (2015). Short and Long Term Validity of Export-Led Growth Hypothesis in BRICS-T Countries: A Frequency Domain Causality Approach. *Stud*, 4(3).

Korkmaz, S., & Aydın, A. (2015). Türkiye'de Dış Ticaret - Ekonomik Büyüme İlişkisi: Nedensellik Analizi. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi, İİBF Dergisi*, Aralık 2015, 10(3), 47-76.

Köksal, M. (2016). Dış ticaret ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği. Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Konya.

Köse, Z., & Gültekin, H. (2019). Ekonomik Büyümenin Bir Belirleyicisi Olarak Dış Ticaret: NAFTA Ülkeleri Örneği. *Gazi İktisat ve İşletme Dergisi*, 5(2), 139-151.

Okyay, U., ve Koçak, E. (2014). Türkiye’de dış ticaret ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki. *Niğde Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 7(2), 51.

Özçelik, Ö. (2012). Dış Ticaretin İktisadi Büyüme Üzerine Etkileri: Çin Ve Türkiye Örneği. *Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, İstanbul.*

Öztürk, E., & Özel, H. A. (2018). E-7 Ülkelerinde Dış Ticaretin Ekonomik Büyümeye Etkisi. *Journal of Süleyman Demirel University Institute of Social Sciences Year*, 2(31), 358-369.

Pesaran, Hasem, M., (2004), “General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels”, Working Paper No:0435, University of Cambridge.

Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312.

Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93.

Pesaran, M.H., Ullah, A., Yamagata, T., (2008). A bias-adjusted LM test of error cross section independence. *Econometrics Journal* 11, 105–127.

Ramos, F. F. R. (2001). Exports, imports, and economic growth in Portugal: evidence from causality and cointegration analysis. *Economic modelling*, 18(4), 613-623.

Rousseau, P. L., & Wachtel, P. (1998). Financial intermediation and economic performance: historical evidence from five industrialized countries. *Journal of money, credit and banking*, 657-678.

Şahbaz, A., & Kayhan, S. (2018). Balkan Ülkeleri İçin İhracata Dayalı Büyüme Modelinin Analizi. In the Book of Abstracts (p. 115).

Şahin, D., & Durmuş, S. (2018). Türkiye’de Dış Ticaret Ve Ekonomik Büyüme İlişkisinin Analizi. *Journal of International Social Research*, 11(60).

Tuncer, İ. (2002). Türkiye’de İhracat İthalat ve Büyüme: TODA YAMAMOTO Yöntemiyle Granger Nedensellik Analizleri 1980 2000. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 9(9).

Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 69(6), 709-748.

Westerlund, J., & Edgerton, D. L. (2007). A panel bootstrap cointegration test. *Economics letters*, 97(3), 185-190.

Yenisu, E. (2019). Türkiye’de İhracat, İthalat ve Ekonomik Büyüme İliřkisi: ARDL Sınır Testi Yaklařımı. Gaziantep University Journal of Social Sciences, 18(3), 1175-1193.

THE ANALYSIS OF RELATIVE EFFICIENCY ON THE HOSPITALS OF THE TURKISH STATE UNIVERSITIES BY USING DATA ENVELOPMENT ANALYSIS (DEA) METHOD

Dr. Saadettin AYDIN¹

Abstract

In this paper, the efficiency of the hospitals under the administration of state universities has been measured and evaluated by using DEA method between 1998-2000 in Turkey. In the first stage of the study, the structure of Turkish health-care system has been introduced in a brief way; input/output tables have been created. And empirical results have been summarized - by using EMS (Efficiency Measurement System) software, which is specially designed for academic users on a Compaq Presario 1700 P III, 128 MB Ram- through a table by presenting the DEA method that would be used for the solution of the problem. At the end of the study, some recommendations have been put forward for Turkish health-care system.

Keywords: Data envelopment analysis, linear programming, efficiency, health care system.

1. Introduction

Nearly half of the health expenditures in Turkey like other countries are made by hospital having beds. Therefore it is very important that whether this resources are used in productive and efficient way by hospitals which use much resources, Health sector that provides health care services with very limited resources has the only one tool which is using its resources very productively and efficiently in order to do its best and gets meaningful developments in health care indicators. However, studies on productivity measurement, control and development in Turkey are insufficient both in terms of quantity and quality.

Hospital services in Turkey are neither productive nor efficient comparing with developed countries. For example bed occupation rate is low, duration of stayed patient is long, and the rate of increase in the number of in-patient is lower than the rate of increase in the number of outpatient. Moreover, provided health care services are not at an acceptable level. Most of the registered patients do not get sufficient services. The main reason of this situation is the management problem. Furthermore the absence of regional hospitals and manpower planning, problems in training of personal, insufficient and unbalanced wage, various administrative practices of public hospitals that belong to different state organizations prevent their productive and efficient work.

Therefore increasing productivity is necessary in hospitals having bed that are very important in Turkey's health care system which is insufficient and also are insufficient number in Turkey by developing productivity measurement and control system and applications. This study aims to bring this reality to light by observing analysing and comparing university hospitals productivity results between 1998-2000 in Turkey.

2. The Present Conditions in Turkey Health Care Services

Ministry of Health (MH) has been founded in 1920 and continued organizing and modernizing the hospitals in towns and cities until 1960. Health care services has been included in 5 years plans for the first time by State Planning Organization (SPO) in 1960 and it has been started that hospitals must have run productively and efficiently in the fifth 5 years plan (SPO, 1988).

Health care sector in Turkey has rapidly been changing in accord with general tendencies in the world from the beginning after the year 1980. Developing policies and, practicing and providing health care services throughout the country is the duty of MH in Turkey. In 1988 Turkey has reorganized its public administration and constituted 81 provinces according to administrative and geographic criterions. The responsibility of productive and efficient use of the resources of health care services in provinces is the duty of city Health Care Directorates.

Health Care services in Turkey are provided by these organizations below

¹ University of Health Sciences, Gülhane Faculty of Medicine, saadettinaydin@gmail.com

- I) Public Sector
 - City Hospitals
 - Social Security Hospitals (Hospitals of Labour)
 - Military Hospitals
 - Chest Hospitals, Children Hospitals, Traffic Hospitals, Maternity Hospitals, etc.
 - Health Centres
 - University Hospitals
- II) The Private Sector
 - Private Hospitals
 - Private University Hospitals

The half of the national health care expenditure are made by hospitals in all countries (Sochalski et al., 1997), 71% of the total health care expenditures is made by public health care organizations and 34% of this expenditure is made by MH in Turkey in 1996. 62% of MH expenditures are made by hospitals. 63.4% of 1076 hospitals and 51% of 155819 beds in hospitals are belonging to the MH (Tokat, 1997).

The numbers of hospitals are increasing parallel to the growth in population year by year. For example the university hospitals that are studied were 29 in the year 1994 were 33 in the year 1998 and reached to 34 in the year 2000. The amount reserved for the health care services from the GNP takes an important place in raising the level of health care. This rate increased in developed countries by years while it decreased in Turkey from the 3.49% in the year 1981 to 2.98% in the year 1987 (MH, 1997).

3. Productivity Measurement in Hospitals, DEA, Literature

The concept of efficiency and its use as a management tool are quite new for hospitals. In order to evaluate the existing situation and take related necessary precautions to improve medical services, there should be an established efficiency. However, efficiency measurement system in hospitals is quite difficult. For this reason, it presents great importance what is meant by efficiency in medical services. It shouldn't be interpreted that increase in productivity of the hospitals can be reflected as on increase in examined, hospitalised and operated numbers of patients; or as an increase in the number of medical analysis, consumed medicines and given doctors' reports etc.

There are various approaches to the measurement of service productivity (Mc Loughlin and Coffey, 1990). Generally, three approaches are used to evaluate productivity, and these are followings: the most common are output/input ratios analysis, parametrical methods (statistical) and non-parametrical methods.

Firstly method has been used to locate relationship that is abnormally high or abnormally low. By in its nature, each ratio is limited to only one output and only one input, and it cannot easily accommodate situations in which multiple inputs are used to produce multiple outputs. Typically we take some output measure and divide it by some input measure. Note the terminology here; we view branches as taking inputs and converting them into outputs.

In the parametrical or econometric approach, the form of the production function is either assumed to be known or estimated statistically. Regression techniques reflect efficient relationship only when all the observation themselves are efficient. Regression techniques have been justified in industry studies, where profit maximization is believed to motivate all firms to operate at or near the efficient production frontiers. The third approach (as known deterministic methods) is non-parametric models. These methods are appropriate with mathematical programming (non-parametric) as a solutions technique including DEA.

However, because of the purpose of the application is to measure the relative efficiency of hospitals, which have the same decision making units, DEA is chosen.

Using engineering -like approach, Farrell (1957) attempted to measure the efficiency of a unit of production in the single input-single output case. Charnes, Cooper and Rhodes extended Farrell's idea and proposed a model that generalizes the single-input, single-output ratio measure of efficiency of a single Decision-Making Unit (DMU) in multiple-inputs, multiple outputs setting.

Data envelopment analysis (DEA), occasionally called frontier analysis, was first put forward by Charnes, Cooper and Rhodes in 1978. It is a performance measurement technique can be used for evaluating the relative efficiency of decision-making units (DMU's) in organisations. To use DEA, the analyst must first

identify a group of DMUs with similar organizational goals and similar management decisions. Variables are then identified that represent DMU inputs and outputs related to efficiency. Next, the inputs are modelled as a weighted average as are the outputs and the ratio is formed of outputs over inputs. In the solutions of DEA, the efficiency of unit is maximized subject to efficiencies of all the units in the set having an upper bound of 1. The efficiency of the unit will either equal 1 when it is efficient relative to the other units or will be less than 1 when the unit it is inefficient.

The number of existing beds, the number of physicians (specialist and practitioner) are chosen as the inputs. On the other hand, five types of outputs determined are the number of out-patients, the number of in-patients, total patient days, the number of total operations (big, middle and small) and the number of deliveries.

Examples of such units for which DEA has been applied are the following: banks, police stations, hospitals (Sherman, 1984; Rosko, 1990, Miller and Adam, 1996, Al Shammari 1999, Sarkis and Talluri, 2002), tax offices, prisons, defence bases (army, navy, air force), schools and universities (Coelli, 1996; Athanassopoulos, 1997, Soteriou and et al., 1998, Abbot and Doucouliagos, 2001).

4. Methodology

The sample for this study covered all the 34 university hospitals (only 33 hospitals in 1998) of the MH in Turkey between 1998-2000 years. The data upon which this work is based were obtained from the statistical report files of MH in its web site (MH, 2003).

University Hospitals	Years	Number of existing bed	Number of physicians	Number of out-patients	Number of in-patients	Total patient days	Number of total operation	Number of deliveries
Cukurova Uni.	1998	286160	477	323923	22771	177475	11713	2161
	1999	299665	376	328373	23274	234148	11248	1735
	2000	300760	388	319844	24264	237406	12182	1996
Ankara Uni. Cebeci	1998	376315	195	207232	19229	254694	7106	1556
	1999	388360	200	236858	20177	271620	7327	1685
	2000	383250	201	247893	19784	269101	7364	1612
Ankara Uni. İbni Sina	1998	413180	517	205648	29126	352271	16084	0
	1999	415005	517	193262	28425	357377	16443	0
	2000	400405	498	193335	28827	347718	14870	0
Hacettepe Uni.	1998	332150	633	312134	25449	257369	9991	1649
	1999	332150	630	255147	23473	253224	10334	1397
	2000	332150	683	415206	22204	243674	9229	1198
Gazi Uni.	1998	291635	539	356302	24319	222583	10267	1343
	1999	299300	537	385763	23109	260641	9451	1157
	2000	293825	798	376654	21811	200599	9976	1694
Akdeniz Uni.	1998	138335	423	164898	18968	129155	8659	1576
	1999	140525	461	213925	21600	125607	10378	1400
	2000	180675	530	265337	22945	149919	11004	1369
A. Menderes Uni.	1998	36500	109	87943	3740	2693	1876	34
	1999	36500	177	94564	4511	28338	2494	58
	2000	49640	231	109923	6274	31113	2989	189
Bolu İ.Baysal Uni.	1998	31025	52	41364	647	5116	386	0
	1999	31025	82	54468	2044	14946	786	2
	2000	31025	138	73383	2476	16563	1219	18
Uludağ Uni.	1998	261340	413	357429	26022	189711	15059	1328
	1999	278495	560	372647	26447	196193	16734	1183

	2000	285430	654	399351	29773	219283	15441	1024
Pamukkale Uni.	1998	35405	184	49952	2966	26189	1888	240
	1999	41245	193	74788	4066	34368	2585	254
	2000	43800	234	91013	4910	36488	2786	275
Dicle Uni.	1998	318280	466	232337	19525	182403	6630	1371
	1999	337625	424	213387	22951	235038	7458	1366
	2000	362080	451	203245	22476	218167	8718	1239
Trakya Uni.	1998	230680	352	224494	10415	135829	4317	446
	1999	241995	399	191163	12012	143570	5010	659
	2000	282875	148	198987	12717	133333	5168	624
Fırat Uni.	1998	150380	253	176886	13922	109242	5188	1295
	1999	157680	307	213655	17147	137389	7211	1244
	2000	189800	339	189030	17886	151268	7556	1258
Atatürk Uni.	1998	321200	385	292167	23441	230160	6540	1501
	1999	358430	427	319381	26945	254862	7445	1446
	2000	358430	427	319381	26945	254872	7451	1446
Osmangazi Uni.	1998	291270	326	137308	17691	173781	6188	496
	1999	288715	335	157276	19130	186386	7984	563
	2000	289080	413	152453	11135	194875	8524	451
Anadolu Uni.	1998	28105	28	103853	2822	14348	1004	179
	1999	27375	29	107647	2752	12218	965	193
	2000	27375	28	115076	2453	11170	925	143
G.Antep Uni.	1998	51100	140	124430	6047	40095	3602	141
	1999	51100	163	131603	6581	42797	3619	255
	2000	80665	216	112982	5076	32188	2413	669
S.Demirel Uni.	1998	54625	139	110213	5719	41258	2914	40
	1999	63875	165	121920	6695	49102	3169	101
	2000	79935	226	105520	8523	60454	3722	120
Mersin Uni.	1998	-	-	-	-	-	-	-
	1999	51830	124	92518	2268	15344	1208	2
	2000	56940	185	118365	4841	46933	2237	9
Cerrahpaşa Hosp.	1998	644955	1068	380432	32973	446733	20299	1252
	1999	625610	1042	374951	31842	441979	18963	1515
	2000	585095	1067	363263	36235	424699	17234	1079
İstanbul Uni.	1998	573050	989	551920	34472	397086	17988	2492
	1999	566115	968	709933	34226	430935	16031	2082
	2000	566845	1054	594749	42689	536416	21923	2395
Marmara Uni.	1998	117165	304	124217	11209	67849	5455	478
	1999	126290	303	115825	12383	102211	6598	571
	2000	123005	303	172201	14274	118162	6425	510
Ege Uni.	1998	685105	592	594785	55208	495265	19972	1495
	1999	666855	686	586895	52390	429180	20595	1503
	2000	674155	848	558995	49331	429402	22116	1557
Dokuz Eylül Uni.	1998	253310	726	357069	357795	208116	14181	481
	1999	264260	796	378446	27227	218326	15849	598
	2000	274480	862	399510	42969	231809	16508	757
	1998	319740	425	204565	204990	249994	10628	2079

Erciyes Uni.	1999	383250	458	219958	27630	271517	11288	2005
	2000	394565	491	211622	28344	280379	11383	1626
Kocaeli Uni.	1998	75920	269	106281	106550	51417	3022	480
	1999	27375	295	118805	6096	47560	2047	462
	2000	96725	320	128061	8057	58982	4028	504
Selçuk Uni.	1998	255500	328	248405	248733	218276	8536	2674
	1999	310250	328	199141	19509	176449	6604	2240
	2000	310250	543	222163	23526	235449	10177	2404
İnönü Uni.	1998	187610	280	144297	144577	117598	6497	859
	1999	185785	297	148100	17835	167583	7863	999
	2000	204035	343	153915	20042	187956	9453	1222
C. Bayar Uni.	1998	66430	238	92392	92631	36279	1988	114
	1999	71540	258	97771	5882	46500	2815	281
	2000	101835	304	114523	7484	56579	3144	337
19 Mayıs Uni.	1998	271195	403	103695	104098	177335	6146	855
	1999	286890	406	149288	19419	190754	6957	1104
	2000	292975	338	169087	20045	202519	7118	1232
Cumhuriyet Uni.	1998	237250	223	84477	84700	149311	3560	210
	1999	235060	239	107844	16821	189214	7420	518
	2000	250390	278	107313	16730	187832	7298	345
Karadeniz Uni.	1998	177755	264	131641	131905	144917	6208	351
	1999	177755	295	118015	14134	147556	6019	252
	2000	179580	338	127890	14407	151579	6608	229
Harran Uni.	1998	34675	47	54155	54202	15860	1224	0
	1999	37595	94	65301	2844	22337	1671	40
	2000	65335	124	74541	3134	27017	1855	87
100. Yıl Uni.	1998	126655	216	117017	117233	77962	2350	598
	1999	126655	211	117017	9182	77962	2350	598
	2000	152570	225	151468	11605	100013	2783	1068

Table I. Input/output data for MH hospitals in 1998, 1999 and 2000.

Certainly, the hospitals input and output are not composed of those. It has been got that some inputs and outputs which especially affect efficiency in a directly way from this paper.

Input types are the following:

- The number of existing bed
- The number of physicians

Outputs types are the following:

- The number of out-patient
- The number of in-patient
- Total patient days
- The number of total operations (big, middle and small)
- The number of deliveries.

5. The Model

The model used in this study is the fractional and non linear DEA model which Charnes et al. have first developed: (A. Charnes et al, 1998)

(Input-Oriented CCR Primal)

(Output-Oriented CCR Primal)

(CCR_p-I)

(CCR_o-I)

$$\min_{\theta, \lambda, s^+, s^-} z_0 = \theta - \varepsilon \vec{1} s^+ - \varepsilon \vec{1} s^-$$

$$\max_{\mu, v} \omega_0 = \mu^T Y_0$$

Subject to:

$$v^T X_0 = 1$$

$$Y \lambda - s^+ = Y_0$$

$$\text{s.t. } \mu^T Y - v^T X \leq 0$$

$$\theta X - X \lambda - s^- = 0$$

$$-\mu^T \leq -\varepsilon \vec{1}$$

$$\lambda, s^+, s^- \geq 0$$

$$-v^T \leq -\varepsilon \vec{1}$$

where is $\vec{1} \lambda = 1$.

This, in fact, was the linear programming formulation's optimisation: makes outputs maximized and inputs minimized. We will use the dual of this primal maximization model:

$$\min. z = \sum_{j=1}^m x_{ij} a_j$$

Subject to:

$$\sum_{i=1}^m x_{ij} a_j - z x_i \leq 0 \quad (j = 1, 2, 3, \dots, n)$$

$$\sum_{r=1}^s y_{rj} a_j \geq y_r \quad (j = 1, 2, 3, \dots, n)$$

$$\sum_{j=1}^n a_{ij} = 1$$

$$a_j \geq 0 \quad (j = 1, 2, 3, \dots, n)$$

The notations of the formulation are :

z : efficiency score,

x_{ij} : observed value of input i for hospital j ,

y_{rj} : observed value of output r for hospital j

a_j : weights attached to input and output of hospital j ,

x_i, y_r : inputs and outputs of the particular hospital whose efficiency is being evaluated (Al-Shammari, 1999).

6. Model Solution

It is a fact that in order to solve a DEA problem, a computer and software, which can analyse

the problem, are required. We used software, EMS (Efficiency Measurement Systems) which is freeware designed for academic users and this program was run by a standard PC (Compaq Presario, P III, 128 RAM).

7. Empirical Results

We had EMS software run by loading data files, therefore the relatively efficiency scores have been summarized with a table below belonging to 1998-2000. The score column displays the relatively efficiency value, and the rank column displays the order of the relatively inefficiency value among the hospitals compared in their own years. The score's being equal to 1 identifies the relatively efficiency, and its being smaller than 1 identifies the relatively inefficiency. The more the value decreases, the more the inefficiency increases.

No.	University Hospitals	1998		1999		2000	
		Score	Rank	Score	Rank	Score	Rank
1	Cukurova	1	1	1	1	1	1
2	Ankara Cebeci	1	1	1	1	1	1
3	Ankara İbni Sina	1	1	1	1	1	1
4	Hacettepe	0,949	4	0,912	6	0,983	4
5	Gazi	0,990	3	1	1	1	1
6	Akdeniz	1	1	1	1	1	1
7	A. Menderes	0,991	2	1	1	1	1
8	Bolu İ.Baysal	0,906	7	0,882	8	1	1
9	Uludağ	1	1	1	1	1	1
10	Pamukkale	1	1	0,931	3	1	1
11	Dicle	0,677	19	0,871	10	0,776	13
12	Trakya	0,743	15	0,685	15	1	1
13	Fırat	0,8968	9	1	1	1	1
14	Atatürk	0,8974	8	0,949	2	0,978	5
15	Osmangazi	0,738	16	0,829	11	0,770	14
16	Anadolu	1	1	1	1	1	1
17	G.Antep	1	1	1	1	1	1
18	S.Demirel	1	1	0,910	7	0,916	8
19	Mersin	-	-	0,545	16	0,996	3
20	Ist. Cerrahpaşa	1	1	1	1	0,961	6
21	İstanbul	1	1	1	1	1	1
22	Marmara	0,717	18	0,914	5	1	1
23	Ege	1	1	1	1	1	1
24	Dokuzeylül	1	1	1	1	1	1
25	Erciyes	0,932	6	1	1	1	1
26	Kocaeli	0,795	12	1	1	0,866	10
27	Selçuk	1	1	1	1	1	1
28	İnönü	0,782	13	1	1	1	1
29	C. Bayar	0,640	20	0,687	14	0,724	15
30	19 Mayıs	0,758	14	0,778	12	0,829	11
31	Cumhuriyet	0,829	11	1	1	0,960	7
32	Karadeniz	0,948	5	0,921	4	0,911	9
33	Harran	0,866	10	0,876	9	0,779	12
34	100. Yıl	0,732	17	0,742	13	0,999	2

Table II – Summary of DEA efficiency scores and rating for MH hospitals (1998-2000)

Totally 33 hospitals have been evaluated in 1998. 14 of those evaluated hospitals (1,2,3,6,9,10,16,17,18,20,21,27) are efficient and the other 19 hospitals are inefficient. As a result, C.Bayar University (indicated with 29) has the lowest score with 0,640 value in that year. This hospital were able to use 63,95 per cent of its sources, or were not able to use 36,05 per cent of each input meaning the inefficient resource usage and idle capacity. The scores of inefficient hospitals vary between (0,640 – 0,991). Inefficiency of resource usage and existence of idle capacity was striking. That any contribution would be made is said to be a matter of resource loss.

Data for 34 hospitals was analysed in 1999. 19 of those hospitals (1,2,3,5,6,7,9,13,16,17, 20,21,23,24,25,26,27,28,31) are efficient and the other 15 hospitals (4,8,10,11,12,14,15, 18,19,22,29,30,32,33,34) are inefficient. As a consequence, the number of those efficient had been increased about 27% -five hospitals are added this year- since 1998. Mersin University (19th), taking part in the set for the first time, listed as the lowest one in the column of inefficient with the score 0,544. Despite being efficient the year before, 10 and 18th hospitals are inefficient in 1999. On the other hand, 5,7,13,25,26,31th hospitals are inefficient in 1998, yet they are efficient the year after. The scores of inefficient hospitals vary between 0,545 – 0,949.

In 2000, 20 of 34 hospitals (1,2,3,5,6,7,8,9,10,12,13,16,17,21,22,23,24,25,27,28) are identified as efficient in the table. The rest of them, 14 hospitals (4,11,14,15,18,19, 20,26,29,30,31,32,33,34) are relatively inefficient.

C. Bayar University Hospital, with a 0,724 score, become the least inefficient hospital in this year, too as it did in 1998. The scores of inefficient hospitals vary between (0,724 – 0,999).

When the Table II and the commentaries on it evaluated together, we can get the results table below:

Hospitals relatively efficient during a three-year period.	1,2,3,6,9,16,17,21,23,24,26
Hospitals relatively inefficient during a three-year period.	4,11,14,15,29,30,32,33,34
The ones only relatively efficient during a two-year period.	5,7,10,13,25,28
The ones only relatively efficient during one year period.	12,18,22,26,31

Table III – The table of relative efficiency for different periods.

8. Results and Recommendations

With relative productivity analysis performed -by using DEA method- on the hospitals of Republic of Turkey, it was aimed to determine the levels of input used excessively by the hospitals relatively productive or by the hospitals found unproductive, and to determine the level of service which could not be rendered by these hospitals in a sufficient level of quality. Accordingly, the level of productivity was fixed as X% between 1998-2000. It was determined that the basic and the fundamental reason for such unproductiveness is that the excessive inputs caused by the unplanned investments are put in service with an idle capacity and that the services rendered are insufficient.

We can arrange the analysis results in the following order:

- The hospitals that are relatively productive became productive by producing and rendering the services more than the hospitals that are relatively unproductive.
- Geographical development and positioning near-centre in respect of productivity-unproductiveness do not cause a considerable difference.
- Although the current numbers of beds and the doctors of the hospitals that are relatively unproductive are same with the other departments, they could not use a sufficient capacity in polyclinic and surgery services.
- The hospitals that are relatively unproductive had not been chosen the way to reduce their unproductiveness level by decreasing the number of inputs, they use excessively, for the next year.

- In the hospitals unproductive and operating with full capacity, input purification does not carried out. Since the increase in service demand was not considered, relative unproductiveness score has decreased more in some sections as the result of the fact that same number of inputs has been used to meet more service demand.
- After the determination of relative productive and unproductive hospitals by using DEA method, it can be saw that the results have been confirmed based on the rational values of all data, achieved by a simple calculation.
- When the relatively productive hospitals are compared to the ones that are relatively unproductive in respect to input/service variables, the difference between the averages depending on the model used is statistically meaningful. It can be said that the hospitals that are unproductive over the years has yielded/rendered less service by using more inputs.

By taking above-mentioned results into consideration, the following recommendations can be put forward for Turkish health system:

- Health methodology programs, fit for productivity principles, able to use insufficient sources rationally, and comprising modern administrative/management sciences must be developed for the health services.
- Faster and more efficient results can be achieved by offering DEA - relative productivity measurement method that is a modern productivity measurement method to the responsible personnel in hospitals' statistic bureaus after training them about this method. Therefore, productive/unproductive departments inside the hospital can be detected once in each three months, and consequently the source usage can be arranged a few times according the months and seasons changing during a year. By this application during a few periods or years, stochastic analyses are possible to carry out after deterministic results are obtained.
- The input achievement can be ensured by transferring the inputs (idle capacity usage) stored/maintained in the hospitals that are unproductive to the hospitals trying to meet the demands over its capacity.
- It has been known that the statistical results related to studies about the hospitals do not certainly show the reality due to structural problems caused by the structure of Turkish health system. Consequently, planning and source assignment transactions carried out after evaluation of such data since the results are generally given in complete will not show the reality. That's why, after the researchers are provided with the actual and completely correct statistical data, the researchers will be able to offer and give the results that will make strategic decision-making easy for the hospital managers and the committees making health service planning.
- The hospital charges must be adjusted in accordance with the real costs and the general economical situation that the home country currently has. For that reason, the hospital managers must be powered with all of management and supervision powers/authorities. Unproductive hospitals can be made effective by activating the idle sources, which is ensured by adjusting the prices/charges.
- Being a research and education hospital does not necessitate for university hospitals to work and operate unproductively. A hospital must base management perception on the productivity basis in order to keep the works going on. It must be noted that the students taking medical education, research personnel, and the students of nurse and health high schools are the factors than can considerably affect the input since they have been studying/working in the hospitals during a specific period of their education. It is a real that unproductiveness scores will decrease more by taking these factors into consideration in a productivity analysis study in which all the inputs will be evaluated by a more detailed study.
- Regarding the national profitability, it is impossible to tell about the loss on general budget caused by the unproductive hospitals compared to the ones that are productive since a financial analysis is not carried out. Moreover, the unproductiveness of some hospitals that receive surgery room and laboratory services less or not at all will be more positive compared to other group in respect to general profitability.

REFERENCES

- Abbot, M. and Doucoulagos, C.,(2003), The Efficiency of Australian universities; a data envelopment analysis, *Economics and Education Review* Vol. 22,pp.89-97.
- Al-Shammari, M.(1999), “A multi-criteria data envelopment analysis model for measuring the productive efficiency of hospitals”, *International Journal of Operations & Production Management*; Vol.19 No. 9, pp.879-90.
- Athanassopoulos, A., &Shale, E., (1997), “Assessing the comparative efficiency of higher education institutions in the UK by means of data envelopment analysis”, *Education Economics*, Vol.5 No.2, pp.117-34.
- Charnes, A., Cooper, W., Lewin, Y. and Seiford., L.M. (1998), *Data Envelopment Analysis: Theory, Methodology, and Application*, Kluwer Academic Publishers, USA..
- Charnes, A. Cooper; W. and Rhodes, E.,(1978), “Measuring the efficiency of decision making units”, *European Journal of Operations Research*, Vol.2, No.6, pp.429-44.
- Coelli, T. (1996a), *Assessing the performance of Australian universities using data envelopment analysis*, Mimeo. Center for Efficiency and Productivity Analysis, University of New England.
- Farrell, M.J. (1957), “The measurement of productive efficiency”, *Journal of Royal Statistical Society, Series A*, Vol. 120 No.3, pp.253-81.
- McLaughlin, C.P. and Coffey, S. (1990), “Measuring productivity in services”, *The International Journal of Services Industry Management*, Vol. 1 No.1, pp.46-64.
- Miller, J.L., and Adam Jr.E.E. (1996), “Slack and performance in health care delivery”, *International Journal of Quality and Reliability Management*, Vol. 13 No. 8, pp.63-74.
- Ministry of Health, (1997), *The Annual Statistical Report of Health Care Organizations*,. Ministry of Health Publications, No. 599, Ankara, Turkey.
- Ministry of Health, (2003), www.saglik.gov.tr, access date 12.01.2003.
- Rosko, M.D. (1990), “Measuring technical efficiency in health care organizations”, *Journal of Medical Systems*, Vol.14 No.5, pp.307-21.
- Sarkis, J., Talluri, S., (2002), “Efficiency measurement of hospitals: issues and extensions”, *International Journal of Operations & Production Management*; Vol. 22, No. 3, pp.306-13.
- Sherman, H. (1984), “Hospital efficiency measurement and evaluation: empirical test of a new technique”, *Medical Care*, Vol.22 No.10, pp.922-38.
- Sochalski, J Aiken LH, Fagin CM (1997), “Hospital Restructuring in the United States, Canada, and Western Europe, An Outcomes Research Agenda”, *Medical Care*, 35(10):OS13.
- Soteriou, A.C., Karahanna, E., Papanastasiou, C., Diakourakis, M., (1998), “Using DEA to evaluate the efficiency of secondary schools: the case of Cyprus”, *International Journal of Educational Management*; Vol. 12 No. 2, pp.65-73.
- Turkish State Planning Organization, (1988), Pub. No: 2065, Ankara, Turkey.
- Tokat, M., (1997) *Turkish Health Finance and Expenditures (1992-96)*, Health Projects Coordinators, MH Publications, 1997, Ankara, Turkey.