

# IREM

INTERNATIONAL REVIEW OF ECONOMICS AND MANAGEMENT



[www.iremjournal.com](http://www.iremjournal.com)

Volume : 06

Issue : 02

Year : 2018

ISSN: 2148-3493

### Sahibi/Owner

Prof. Dr. Gökhan ÖZER

### Editör/Editor-in-Chief

Prof. Dr. Gökhan ÖZER

### Editörler Kurulu-Bölüm Editörleri/Fields Editors


|                               |                               |
|-------------------------------|-------------------------------|
| Assoc. Prof. Dr. Hüseyin KAYA | Istanbul Medeniyet University |
| Asst. Prof. Dr. Volkan ÖZBEK  | Balikesir University          |
| Asst. Prof. Mehmet GÜNLÜK     | Mugla Sıtkı Kocman University |
| Assoc. Prof. Sadettin ÇİTÇİ   | Gebze Teknik Üniversitesi     |


### Danışma-Yayın Kurulu/Advisory Boards

|   |  |
|---|--|
| Prof. Dr. Halit YANIKKAYA                           | Gebze Institute of Technology            |
| Prof. Dr. Semih YILDIRIM                            | Yildirim Beyazıt University              |
| Assoc. Prof. Dr. Mohd Syaiful Rizal Bin Abdul HAMİD | University Technical Malaysia            |
| Assoc. Prof. Dr. Chew Boon CHEONG                   | University Technical Malaysia            |
| Assoc. Prof. Dr. Alin STANCU                        | Bucharest University of Economic Studies |


## Indexing and Abstracting


 Google Scholar, 2013-


 ASOS, 2013-


 Social Science Research Network, 2013-


 Kudos, 2013-


 Open Academic Journals Index, 2013-


 Scientific Indexing Services, 2015-

 Open Access Journals, 2016-


 Sobiad, 2016-

 DRJI (Directory of Research Journals Indexing), 2013-

 Arastirmax (Bilimsel Yayın İndeksi), 2013-

 CiteFactor Cite Factor, 2013

 ACAR index Acar Index, 2013-

 Academic Keys, 2015-

 Eurasian Scientific Journal Index, 2016-

 Cross Ref, 2016-

### İletişim/Contact

[www.iremjournal.com](http://www.iremjournal.com), [gokozerhan@gmail.com](mailto:gokozerhan@gmail.com)

**International Review of Economics and Management**, hakemli bir dergidir. Üç ayda bir yayınlanır.  
**International Review of Economics and Management**, a peer-reviewed academic journal. It is published every six months.

|    |   |         |
|----|---|---------|
| 1. | <u>AVRUPA'DA SÜRDÜRÜLEBİLİR KALKINMA, BÜYÜME ve TURİZM: PANEL VERİ ANALİZİ</u>  | 1-20    |
|    | Nalan IŞIK  |         |
| 2. | <u>ECONOMIC POLICY UNCERTAINTY, GLOBAL OIL PRICES, INTEREST RATE, AND STOCK MARKET RETURNS - A COINTEGRATION AND CAUSALITY ANALYSIS</u> | 21-42   |
|    | Abdurahman Jemal YESUF, Emin AVCI   |         |
| 3. | <u>AR-GE HARCAMALARININ EKONOMİK BÜYÜME VE DIŞ TİCARET DENGESİ ÜZERİNDEKİ ETKİSİ: G-20 ÜLKELERİ ÜZERİNE BİR UYGULAMA</u>                | 43-58   |
|    | HASAN HÜSEYİN YILDIRIM, Mehmet Emin AKKILIÇ, Mehmet Selim DİKİCİ  |         |
| 4. | <u>DOES THE AUCTION CYCLE HAVE AN EFFECT ON THE MOMENTUM STRATEGIES IN TURKISH BOND MARKET?</u>   | 59 - 83 |
|    | İlkay ÖZTÜRK, Muzaffer AKAT   |         |
| 5. | <u>DESTİNASYON SADAKATİNİ ETKİLEYEN FAKTÖRLER: BİSİKLET TURİZMİ VE BURHANIYE BİSİKLET FESTİVALİ ÖRNEĞİ</u>                              | 84-102  |
|    | Sabriye ÇELİK UĞUZ, Volkan ÖZBEK  |         |
| 6. | <u>TÜRKİYE'DE ÜNİVERSİTE ÖĞRENCİSİ SAYISINDAKİ ARTIŞININ SİNEMA SEKTÖRÜNÜN BÜYÜMESİ ÜZERİNDEKİ ETKİSİ</u>                               | 103-116 |
|    | Emin Köksal, ÇAĞLAR YURTSEVEN   |         |
| 7. | <u>DÖVİZ KURU DALGALANMALARININ ENFLASYON ÜZERİNDEKİ GEÇİŞ ETKİSİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ</u>   | 117-137 |
|    | Ayşe DURGUN   |         |

## AVRUPA'DA SÜRDÜRÜLEBİLİR KALKINMA, BÜYÜME VE TURİZM: PANEL VERİ ANALİZİ

Nalan IŞIK\*

### Özet

Sürdürülebilir kalkınma ekonomik, sosyal ve çevresel öğelerin bir arada düşünülmesi gerektiğine vurgu yapar. Ülkelerin ve bireylerin refah düzeyi arttırılırken gelecek nesillerin gereksinimlerinin riske atılmamasını temel alır. Dünya ekonomisinin önemli sektörlerinden olan turizmin ekonomik büyümeye katkısı kabul edilmekle birlikte sürdürülebilir kalkınma söz konusu olduğunda durum çok açık değildir. Bu çalışma ile turizm hareketleri açısından dünyada ön sıralarda yer alan Avrupa ülkelerinde turizm ile sürdürülebilir kalkınma, büyüme arasındaki ilişkiler panel veri analizi ile araştırılmaktadır. 2000-2015 dönemi verilerinin kullanıldığı ampirik çalışmada sürdürülebilir kalkınma göstergesi olarak düzeltilmiş net tasarruflar, ekonomik büyüme için kişi başına düşen gelir, turizmi temsilen turist sayıları ile turizm gelirleri serilerinden yararlanılmıştır. Panel eşbütünleşme testleri sonucunda değişkenlerin eşbütünleşik olduğu kabul edilmiştir. Ardından uygulanan Panel Dinamik En Küçük Kareler (PDOLS) analizi ile uzun dönem parametreler tahmin edilmiştir. Ampirik araştırma sonuçlarına göre Avrupa ülkelerinde turizmin önderliğindeki büyüme hipotezi teyit edilmesine rağmen turist sayısının sürdürülebilir kalkınmayı negatif, turizm gelirlerinin pozitif etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.

**Anahtar kelimeler:** Sürdürülebilir Kalkınma, Büyüme, Turizm, Avrupa, Panel Veri Analizi

**JEL Kodları:** O11, O52, Z32, C23

\* Gaziantep Üniversitesi, Turizm ve Otelcilik Meslek Yüksek Okulu, isik@gantep.edu.tr, 0000-0002-3072-649X.

**Date of submission:** 12-12-2017

**Date of acceptance:** 02-05-2018

## SUSTAINABLE DEVELOPMENT GROWTH AND TOURISM IN EUROPE: PANEL DATA ANALYSIS

### Abstract

The concept of sustainable development emphasizes a holistic approach to economic, social and environmental elements. It is based on the idea that while the prosperity of countries and individuals increases, the needs of future generations should not be put at risk. While as a major sector of the world economy, tourism's contribution to economic growth is widely accepted, the situation is not clear when it comes to sustainable development. This study empirically investigates whether there is a relationship between tourism and sustainable development, growth in European countries which are located in front of the world in terms of tourism movements, through panel data analysis. In the empirical work used for the period 2000-2015, adjusted net savings were set as sustainable development indicators, per capita income for economic growth, as well as tourist arrivals and tourism revenues representing the tourism sector were used. The variables were taken as cointegrated as a result of the panel cointegration tests. A Panel Dynamic Ordinary Least Squares (PDOLS) analysis was then applied and long-term parameters were examined. According to the results of empirical research, although the growth hypothesis of tourism led by European countries has been confirmed, the number of tourists reached the result that sustainable development is negative and tourism incomes are positively affected.

**Keywords:** Sustainable Development, Growth, Tourism, Europe, Panel Data Analysis

**JEL Classification:** O11, O52, Z32, C23

---

## I. GİRİŞ

Birçok farklı sektörü içinde barındıran turizm endüstrisi görünmez ihracat sanayisi (invisible export endustry) olarak da adlandırılır. Gelir ve döviz kaynağı olması, istihdam yaratması, turist akımlarına uğrayan bölgelerde yatırım olanaklarını artırması, ülkelerin ulusal veya bölgesel kalkınmasına destek olması açısından turizmin önemi büyüktür (Mathieson ve Wall, 1989; Lew, 2011; Marin 2015). 1970'lerden sonra küresel serbestleşme (liberalizasyon) politikaları, ülkeler arasında giriş-çıkış engellerinin kaldırılması, vize işlemlerinin kolaylaştırılması, teknolojik ilerleme, ulaşım maliyetlerinin ucuzlaması gibi faktörler turizm hareketliliğinin yoğunlaşmasına neden olmuştur. Küresel politik belirsizlikler, insan sağlığını tehdit eden unsurlar ve ekonomik krizlere rağmen bu hareketlilik kesintisiz bir şekilde büyümektedir. Birleşmiş Milletler Dünya Turizm Örgütü (UNWTO,2017), 2016 yılında dünya nüfusunun %16'sının yani 1.235 milyon turistin ülke sınırları dışına çıktığını belirtmiştir. 2030'da uluslararası turist sayısının 1,8 trilyona ulaşacağını tahmin etmektedir. Ayrıca

### 3 Avrupa’da Sürdürülebilir Kalkınma, Büyüme ve Turizm: Panel Veri Analizi

uluslararası turizm gelirlerinin 1970’de 17,9 milyar Amerikan doları (\$) iken 2015’ de 1,300 milyar \$’ a yaklaştığını açıklamıştır.

Son yıllarda hızla büyüyen turizm sektörü tüketimin önceki dönemlere göre artması, kıt kaynakların aşırı kullanımı ve doğal kaynakların kendini yenileme kapasitesinin aşılmasında etkili olmaya başlamıştır (Goldin ve Winters, 1995: 5; Dauvergne, 2010:4-5; Kaypak, 2011:121). Turizm talebinin artışına bağlı ulaşımda fosil yakıt kullanımının yoğunlaşması, yetersiz alt yapı nedeniyle turizm sektöründe faaliyette bulunan firmaların (konaklama ve yiyecek içecek işletmesi vb.) zararlı atıklarını doğaya bırakması (Andereck, 1995), turizm faaliyetleri sırasında doğal çevrenin tahrip edilmesi, turizme katılan bireylerin tarihi ve kültürel mekanlarda hasar meydana getirmesi (Rosenow ve Pulsipher, 1979), turizm hareketliliğine yerel nüfusun direnç göstermesi veya yerel kültürlerde meydana gelen bozulmalar, destinasyon merkezlerinde suç eylemlerinin ve vandalizmin artması (Brunt ve Courtney, 1999) trafik yoğunlaşması, turizm hareketliliğinin zamanla göç olgusunu tetiklemesi (Salonia, 2016) gibi bu sektörden kaynaklı bir çok negatif dışsallıklarla karşı karşıya kalınmaktadır (Andereck, Valentine, Knoph ve Voght, 2005: 1058-1060; Avcı, 2007: 488-490; Shariff, Afshan ve Nisha, 2017: 409). Hatta olumsuz dışsallıklar nedeniyle bazı Avrupa ülkelerinde yerel halkın turistleri protesto ettikleri sıklıkla medyaya yansımaktadır (Coldwell, 2017).

Akademik çalışmalarda turizm önderliğindeki ekonomik büyüme hipotezi çerçevesinde turizmin küresel, ulusal veya bölgesel ekonomik büyümeye reel olarak pozitif katkı sağladığına dair genel bir konsensüs bulunmaktadır. Ancak bu katkı, sürdürülebilir kalkınma söz konusu olduğunda geçerli midir? 1987 Birleşmiş Milletler, Dünya Çevre ve Kalkınma Komisyonu (UNWCED, 1987) tarafından yayınlanan “Ortak Geleceğimiz (Brutland Raporu)” adlı raporda kalkınmanın sürdürülebilirliği ilk kez gündeme gelmiştir. Bu belgeye göre sürdürülebilir kalkınma “gelecek nesillerin ihtiyaçlarını karşılamaya yönelik yetenek ve olanaklarını kısıtlamaksızın, bugünkü ihtiyaçların karşılanması” şeklinde tanımlanmıştır. Küresel ekosistemin devamı için kapasitenin uzun dönemli kullanımına ve tüm toplum için yaşam kalitesinin gelişimine odaklanan sürdürülebilir kalkınma, üretim kapasitesindeki niceliksel artışı ifade eden klasik ekonomik büyüme teori ve modellerinden daha geniş bir içeriği ifade etmektedir. Ekonomik büyümenin temel belirleyicileri, sermaye ve emek faktörlerindeki niceliksel artış, üretim faktörlerindeki verimlilik artışı, teknolojik gelişim veya fiyat sistemi uygulamaları olarak kabul edilmektedir (Mankiw, 2016: 516-517). Üretim ve tüketim sirkülasyonundan ibaretmiş gibi gözüken klasik ekonomik büyüme anlayışı günümüzde yerini

üretimin kısıtlı bir ekosistem içinde oluştuğunu kabul eden ve çevre korumanın öneminin de vurgulandığı sürdürülebilir kalkınma anlayışına bırakmıştır. Bu çerçevede Dünya Turizm Örgütü de Birleşmiş Milletler Genel Kurulu (UNGA, 2015) tarafından kabul edilen Sürdürülebilir Kalkınma için 2030 Ajandası” ilkelerini benimsediklerini duyurmuştur. Bu ağanda da yer alan “İyi bir iş ve kapsayıcı ve sürdürülebilir ekonomik büyüme (Hedef 8 )”, “Sorumlu tüketim ve üretim (Hedef 12)”, “Suyun altındaki yaşam( Hedef 14)” hedeflerinin doğrudan turizm sektörüyle ilgili olduğu belirtilmiştir.

Sürdürülebilir kalkınma, insan merkezlidir ve toplumsal katılımı önceleyen bir yönetime sahiptir. Doğal kaynakların korunması, bozulmasının engellenmesi ve tükenme potansiyeli önemli yer tutmaktadır (Sharply, 2009: 43). Turizmin sürdürülebilir kalkınmaya katkı sağlayıp sağlamadığını ifade etmek güçtür. Bu alandaki tartışmaların sağlam temellere dayanması için daha fazla tartışma ve ampirik analizlere ihtiyaç duyulmaktadır. Sürdürülebilir kalkınma ve turizm arasında bir ilişki var mıdır? Böyle bir ilişki varsa uzun dönemli midir? Avrupa’da turizm hem büyümenin ve hem de sürdürülebilir kalkınmanın itici gücü müdür? Turizmdeki negatif dışsallıkların etkisiyle ileri dönemlerde büyüme sürdürülemez hale gelebilir mi? Çalışmada ampirik analizle bu sorulara cevaplar aranmakta ve öncelikle sürdürülebilir kalkınma turizm ilişkisi sorgulaması hedeflenmiştir. Ayrıca Avrupa’da turizm önderliğindeki büyüme hipotezinin de test edilmesi amaçlanmıştır.

2000-2015 dönemi panel veri analizinin kullanıldığı ampirik uygulama alanı, seçilmiş Avrupa<sup>1</sup> ülkelerini kapsamaktadır. 2015 itibariyle Avrupa bölgesinin turist sayısındaki dünya piyasa payı %51, turizm gelirlerindeki dünya piyasa payı %35, 8’dir (UNWTO, 2017). Bu yönüyle çalışma, turizm faaliyetlerinin ve ziyaret edilen destinasyonların diğer bölgelere oranla görece en fazla olduğu Avrupa ülkelerinde sürdürülebilir kalkınma, ekonomik büyüme ile turizm ilişkisine dair ampirik kanıt elde etmeyi amaçlamıştır. Çalışma sonunda elde edilecek tahmin sonuçlarının turizmde rol alan kamu ve özel sektör işletmelerinin potansiyel sürdürülebilir kalkınma ile büyümeye ilişkin yeni politika ve stratejiler oluşturmalarına katkı yapacağı düşünülmektedir.

## II. LİTERATÜR ÖZETİ

Uzun bir süre ekonomik büyüme ve kalkınma kavramları birbirinin yerine kullanılmıştır. Bu nedenle akademik literatür bir ülkedeki niceliksel artışları ifade eden

---

<sup>1</sup> Avusturya, Almanya, Fransa, İspanya, İsviçre, İsveç, İngiltere, İtalya, Yunanistan, Portekiz, Türkiye.

## 5 Avrupa’da Sürdürülebilir Kalkınma, Büyüme ve Turizm: Panel Veri Analizi

ekonomik büyüme ile turizm ilişkisini inceleyen çalışmalardan oluşmuştur. Dünyada turizm endüstrisinin ekonomi içindeki öneminin artmasına bağlı olarak literatürdeki tartışma ve çalışmalar da yoğunlaşmıştır. Ghali (1976), turizm ile büyüme arasındaki ilişkiyi ampirik olarak inceleyen ilk araştırmacıdır. En küçük kareler yöntemiyle 1953-70 arasında Havai’de turizm olmaması halinde kişisel gelirin %17 daha düşük olacağı sonucuna ulaşmıştır. Balaguer ve Cantavella-Jordà (2002) ise, turizm önderliğindeki büyüme hipotezini analiz eden ilk araştırmacılarıdır. Reel gayrisafi milli hasıla, uluslararası turizm gelirleri ve efektif reel döviz kuru değişkenlerini kullanmışlardır. 1975-1997 yılları için İspanya’da turizm ile ekonomik büyüme arasında istikrarlı ve tek yönlü ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Daha sonraları farklı ülkeler için bu hipotez test edilmiştir. Ekonomik büyüme için gayrisafi milli hasıla, kişi başına düşen gelir, ekonomik büyüme oranları ile turizm için turist sayısı veya turizm geliri değişkenleri sıklıkla tercih edilmiştir. Dritsakis (2004), Yunanistan; Demiröz ve Ongan (2005) ile Gündüz ve Hatemi-J (2005) Türkiye; Chen ve Chiou-Wei (2009), Tayvan ve Güney Kore; Mishra, Rout ve Mohapatra(2011), Hindistan; Jin (2011) Hong Kong; Tang ve Abosedra (2014) Lübnan; Hatemi-J (2016), Birleşik Arap Emirlikleri için turizmin önderlik ettiği ekonomik büyüme hipotezini zaman serileri kullanarak analiz eden çalışma örneklerinden bir kaçıdır.

2000’li yıllardan itibaren de daha geniş bir veri seti ile çalışma olanağı sağlayan panel veri metoduyla da ekonomik büyüme-turizm ilişkisi araştırılmıştır. Lanza, Temple ve Urga (2003), turizm ve ekonomik büyüme ilişkisini Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü (OECD)’nün on üç ülkesi için panel veri yöntemiyle inceleyen ilk araştırmacılarıdır. 1977- 1992 yıllık verileri ile gayrisafi milli hasıla, turist sayısı, toplam harcama, turizm fiyatları gibi değişkenler kullanmış ve ekonomik büyümeden gelire doğru nedensellik ilişkisi olduğu bulgusunu edinmişlerdir. Eugenio-Martín, Morales ve Scarpa (2004), yirmi bir Latin Amerika ülkesinin 1985- 1998 dönemi verileriyle çalışmışlardır. Orta ve düşük gelirli ülkelerde turizm sektörünün ekonomik büyüme için yeterli olduğunu ancak gelişmiş ülkelerde geçerli olmayabileceğini göstermiştir. Fayissa, Nsiah ve Tadasse (2008), kırk iki Sahra Altı Afrika ülkesinde 1995-2004 döneminde turizm gelirlerinin hem gayrisafi milli hasılaya hem de ekonomik büyüme anlamlı etkisi olduğunu ayrıca fiziki ve beşerî sermaye yatırımlarını olumlu etkilediği sonucuna ulaşmıştır. Holzner (2011), 1970-2007 dönemi verileriyle yüz kırk üç ülke için uzun dönemde turizm ve ekonomik büyüme ilişkisini incelemiştir. Turizme bağımlı ülkelerin döviz kurunun bozulmasından etkilenmediğini ve sanayileşmenin dışında kalmadığını ancak yüksek büyüme oranlarıyla da karşılaşılmadığı sonucuna ulaşmıştır.



Apergis ve Payne (2012), 1995-2007 dönemi için Karayip ülkelerini kapsayan çalışmasında panel eşbütünleşme testleri yaparak kişi başına düşen reel gayrisafı yurt içi hasıla, reel efektif döviz kuru ve kişi başı uluslararası turist varışları arasında uzun dönemli denge ilişkisini ortaya koymuştur. Panel hata düzeltme modeli uyguladığında ise turizm ile ekonomik büyüme arasında hem kısa hem de uzun vadede iki yönlü nedensellik bulgusuna ulaşmışlardır.

Hem zaman serileri hem de panel veri metoduyla yapılan ampirik araştırmaların büyük çoğunluğu turizmin ekonomik büyüme katkı sağladığı yönündedir. Akademik literatürde sürdürülebilir kalkınma ve turizm arasındaki ilişkiyi analiz eden ampirik çalışmalar ise çok yenidir. Aslında Sharply (2000)'nin de ifade ettiği gibi sürdürülebilir kalkınma teorisi ebeveynsel bir paradigmadır. Bu nedenle sürdürülebilir kalkınmanın turizmin özel bağlamına uygulanabilirliği nadiren sorgulanmaktadır. Bunun yanında hem sürdürülebilir kalkınma kapsamının çok geniş olması, hem de turizm endüstrisinde farklı sektörlerin birbiriyle yoğun ve girift ilişkiler ağına sahip olması nedenleriyle analizler dağınık ve çeşitlidir. Ayrıca ampirik incelemelerde ekonomik büyüme göstergesi olarak kullanılan değişkenler gibi doğrudan sürdürülebilir kalkınmayı temsil eden bir veya birkaç temel değişkene rastlamak da mümkün olmamaktadır. Analizler genel olarak ekoloji, iklim değişikliği, yeşil ekonomi spektrumu içinde gerçekleştirilmektedir. Çevresel bozulma veya iklim değişikliğinin etkisini değerlendirmek için elektrik, petrol, doğalgaz gibi enerji kaynaklarının tüketim miktarları, sera gazı emisyon oranları, iklim değişikliği performans indeksi, çevre performans indeksi veya yenilenebilir enerji kaynaklarını temsil eden değişkenler kullanılmaktadır. Bazen de sürdürülebilir kalkınma kavramından üretilen turizmin sürdürülebilirliği (Garrod ve Fyoll, 1998:200) çerçevesinde dolaylı olarak kalkınma ile turizm ilişkisi incelenmeye çalışılmıştır. Bunlara ek olarak teorik veya kavramsal bazı çalışmalarda yerel kalkınma, kırsal kalkınma, eğitim, göç ile turizm ilişkileri analiz edilerek sürdürülebilirlik tartışılmıştır. Doğrudan sürdürülebilir kalkınma ve turizm adı altında olmamakla birlikte sürdürülebilir kalkınma kavramının içeriğiyle uyumlu veya sürdürülebilir kalkınmayı vurgulayan turizm ile kalkınma ilişkilerine ait literatür örnekleri şöyledir:

Gössling (2002) turizmin katkıda bulunduğu beş büyük küresel çevre değişimi alanı belirlemiştir. Bunlar arazi örtüsü ve arazi kullanımının değiştirilmesi, enerji kullanımı, biyotik değişim ve vahşi türlerin yok olması, hastalıkların değişimi ve dağılması ile seyahat yoluyla çevre algısı ve anlayışındaki değişikliklerdir. Sürdürülebilir kalkınmanın nihai hedeflerinden birinin sorumlu çevre davranışını geliştirmek olduğunu ve seyahatlerin çevre bilgisini arttırabileceğini, ancak bunun tutum, farkındalık ve nihayetinde çevresel davranışta olumlu

değişikliğe neden olmayabileceği sonucuna ulaşır. Ayrıca turizm sektöründe kullanılan fosil enerji kaynaklarının çevre üzerinde negatif etkisi olduğunu belirtir. Lee, Verances ve Song (2009), Güney Kore’de turizmin çevre üzerinde istatistiksel olarak anlamlı etkiye sahip olduğunu, ancak çevresel değişkenlerin turizmi etkilemediğini belirtmişlerdir. Burak, Doğan ve Gazioğlu (2004), Türkiye’nin kıyı şeridinin kontrolsüz bir şekilde hızla kentleştiğini bu nedenle cazip destinasyon bölgeleri olmasına rağmen kıyı şeridinin taşıma kapasitesinin aşıldığını örneklerle tartışmışlardır. Kapasitenin güçlendirilmesini gerektiren sürdürülebilirlik ilkesine göre planlanmalar önermişlerdir. Bahar (2007), bölgesel kalkınmada turizmin önemini araştırmıştır. Türkiye’de coğrafi bölgelere göre turizm arz ve talebi ile turizm sektörüne verilen teşvikleri ve beşerî kalkınma, eğitim, ortalama yaşam ve gelir indekslerini istatistiksel olarak değerlendirmiştir. Turizmin az gelişmiş ve geri kalmış bölgelerin gelişmesine, ekonominin yeniden yapılandırılmasında önemli yeri olduğu sonucuna ulaşmıştır. Katırcıoğlu (2014), 1960-2010 döneminde Türkiye’ye, gelen uluslararası turist sayısı, enerji kullanımı ve gayrisafi yurtiçi hasıla değişkenlerinin iklim değişikliğine etkisini incelemiştir. İklim değişikliği bağımlı değişken olarak tanımlanmış ve karbondioksit emisyon oranları kullanılmıştır. Ampirik inceleme sonuçları uzun ve kısa vadede Türkiye’de turizmin karbondioksit gazı (CO<sub>2</sub>) emisyonu üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif etkide bulunduğu işaret etmiştir. Ayrıca uzun periyotlarda turizmin CO<sub>2</sub> emisyonlarını ve enerji tüketimini önemli ölçüde artırdığını ve etkilerinin derecesinin zamanla güçleneceği bulgusu elde edilmiştir. Eusébio, Kastenholz ve Breda (2014), Portekiz’in Janeiro de Cima köyünde turizm olgusu ve sürdürülebilir kalkınma üzerindeki etkilerini araştırmışlardır. Turizm planlamacıları ve yerel tedarik acentelerinin turizmde yerel kalkınmanın ana itici gücü olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Al- Mulali, Fereidouni ve Mohammed (2015), 1995- 2009 döneminde seçilmiş 48 ülkeye panel veri analizini uygulamıştır. Turist sayısının ulaşım sektörü nedeniyle CO<sub>2</sub> emisyon oranları üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğu sonuçlarına ulaşmışlardır. Granger nedensellik testi sonuçlarına göre turizmin Afrika, Asya ve Pasifik, Amerika ve Orta Doğu’da CO<sub>2</sub> düzeyini artıran en önemli faktör olduğu bulgusu edinilmiştir. Leitaó ve Shahbaz (2016), 27 Avrupa Birliği ülkesinde, 1990-2009 döneminde ekonomik büyüme, turist sayısı ve iklim değişikliği ilişkilerini statik ve dinamik panel veri yöntemleri ile incelemiştir. Ekonomik büyüme için gayrisafi milli hasıla, iklim değişikliği için CO<sub>2</sub> emisyon hacmini kullanmışlardır. Turist sayısının CO<sub>2</sub> emisyon hacmini arttırdığı ve negatif dışsallık yarattığı, kişi başına düşen gelir, enerji tüketimi ve ticari açıklığın turist sayısını pozitif etkilediği sonuçları elde edilmiştir. Sharif ve ark. (2017), 1972-2013 döneminde Pakistan’da CO<sub>2</sub>

emisyon oranları, turist sayıları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi zaman serisi metoduyla incelemiştir. Tahmin sonuçları CO<sub>2</sub> emisyon oranları ile turist varışları arasında tek yönlü nedenselliğe işaret etmektedir.

### III. EKONOMETRİK ANALİZ

Ekonometrik analizde iki model tahmin edilmiştir. Modelin biri sürdürülebilir kalkınma ile turizm diğeri büyüme ile turizm ilişkisini incelemeye yöneliktir. Bu çerçevede panel veri analizinden faydalanılmış ve panel birim kök, panel eş bütünleşme, PDOLS testleri uygulanmıştır. Çalışmanın ekonometrik modeli ve değişkenlerin tanıtılmasının ardından panel veri analizi ile kullanılan testler kısaca izah edilmiştir.

#### III.I. Ekonometrik Model ve Veri Seti

Ampirik analizde örneklem grubu olarak on bir Avrupa ülkesi seçilmiştir. Dünya Bankası verilerine göre örneklem grubunu oluşturan bu ülkeler, Avrupa’da en fazla uluslararası turist akımına uğrayan ülkelerdir. Dünya Bankası World Development Indicator<sup>2</sup> (WDI) veri setinden elde edilen veriler yıllık olup 2000-2015 dönemini kapsamaktadır. Modellerde kullanılan değişkenler ve elde edildiği kaynaklar 1 numaralı tabloda sunulmuştur.

Tablo I. Değişkenler Listesi

| Değişkenlerin Tanımlanması | Ölçü Birimi | Sembol | Veri Kaynağı                 |
|----------------------------|-------------|--------|------------------------------|
| Dönem: 2005 -2015          |             |        |                              |
| Sürdürülebilir Kalkınma    | Reel-USD    | LnANS  | WDI                          |
| Ekonomik Büyüme            | Reel-USD    | LnEB   | WDI                          |
| Turist Sayısı              | Sayı        | LnTA   | WDI                          |
| Turizm Gelirleri           | Reel-USD    | LnTR   | WDI                          |
| Kriz Kukla Değişkeni       |             | Dmy    | Tarafımızdan oluşturulmuştur |

Not: "Ln" sembolü değişkenlerin logaritmasının alındığını ifade eder.

Bu çalışmada ekonomik büyüme değişkeni, kişi başına düşen gelir verisi ile temsil edilmiştir. Sürdürülebilir kalkınma değişkeni için literatürde gerçek tasarruflar (genuine saving) olarak da ifade edilen (Pearce ve Atkinson, 1993: Aidt, 2011:3) düzeltilmiş net tasarruf (adjusted net saving) verisi kullanılmıştır. Son yıllarda araştırmacılar tarafından sürdürülebilir kalkınma göstergesi olarak tercih edilen düzeltilmiş net tasarruf, ekonominin sermaye stokunu ölçmeyi hedeflemektedir ve imalat sanayi, beşerî, sosyal ve doğal sermaye değişkenlerini cari

<sup>2</sup> <http://databank.worldbank.org/data/views/variableselection/selectvariables.aspx?source=world-development-indicators>, (Erişim tarihi: 26.08.2017).

## 9 Avrupa’da Sürdürülebilir Kalkınma, Büyüme ve Turizm: Panel Veri Analizi

fiyatları ile hesaplamaktadır. Dünya Bankası (WB) tarafından tanımlanan ve hesaplanan bu veri, ulusal net tasarruftan kamunun eğitim için yaptığı harcamaları, doğal sermayenin kullanılması sonucu doğal sermayeden elde edilen ranttaki azalma ve karbondioksit emisyonunun zararının çıkarılması ile bulunmaktadır. Çalışmada turist sayısı, turizm gelirleri değişkenleri turizm gelişiminin göstergesi olarak kullanılmış ve bağımsız değişkenlerdir.

Ekonomik büyüme ve turizm ile sürdürülebilir kalkınma ve turizm ilişkilerini analiz etmek için aşağıdaki iki model logaritmik formda tanımlanmıştır. EB, ekonomik büyümeyi, ANS, sürdürülebilir kalkınmayı, TA turizm varışlarını ve TR turizm gelirlerini göstermektedir.  $\mu$  ise hata terimini ifade etmektedir. Her iki modele 2007’nin ortalarında başlayan küresel ekonomik kriz ile 2009 Avrupa borç krizinin etkilerini analiz edebilmek için kriz kukla değişkeni eklenmiştir. Buna göre 2008, 2009, 2010 kriz dönemlerine 1, diğer dönemlere sıfır değeri verilerek kriz kukla değişkeni oluşturulmuştur. Modellerde “Dmy” sembolü, zaman kukla değişkenini temsil etmektedir. Tablo 1’de gösterilen ve nominal (USD) değerlere sahip “ANS”, “EB” ve “TR” değişkenleri, (2010=100) dolar bazlı gayrisafi yurtiçi deflatörü ile reel hale getirilmiştir (deflatör WDI’ nin veri tabanından alınmıştır). Modellerde yer alan  $i$  ve  $t$  alt indisleri ise sırası ile kesitleri ve zamanı göstermektedir.

$$EB_{it} = f ( TA_{it}, TR_{it} )$$

$$\ln EB_{it} = \beta_1 + \beta_2 \ln TA_{it} + \beta_3 \ln TR_{it} + \beta_4 Dmy + \mu_{it} \quad (1)$$

$$ANS_{it} = f ( TA_{it}, TR_{it} )$$

$$\ln ANS_{it} = \beta_1 + \beta_2 \ln TA_{it} + \beta_3 \ln TR_{it} + \beta_4 Dmy + \mu_{it} \quad (2)$$

$$(i=1, \dots, 11) \quad \text{ve} \quad (t = 2000, \dots, 2015)$$

Denklem (1) ve (2)’deki modellerin tahmininde öncelikle her bir değişken için panel birim kök analizi yapılacaktır. Ardından panel eşbütünlüşme testleri yapılarak parametreler elde edilmeye çalışılacaktır. Son olarak da PDOLS testi ile uzun dönem parametreler araştırılacaktır.

### III.II. Ekonometrik Yöntem

Panel veri analizi, zaman boyutuna sahip ülkeler, bireyler, firmalar hane halkları gibi birimlere ait yatay kesit gözlemlerin bir araya getirilmesiyle ekonomik ilişkilerin tahmin edilmesi yöntemidir. Panel veri,  $N$  sayıda birim ile her birime karşılık gelen  $T$  sayıda gözlemden oluşmaktadır. Panel veri analizinde her iki kesitin değeri alması araştırmacıya daha fazla veri ile çalışma imkânı sunmaktadır. Bu durumda gözlem sayısı ve dolayısıyla serbestlik

derecesi artmaktadır. Böylece, açıklayıcı değişkenler arasındaki çoklu doğrusal bağlantının derecesi azalmakta ve ekonometrik tahminlerin etkinliği ve güvenilirliği artmaktadır. Genel olarak temel panel veri modeli şu şekildedir (Baltagi, 2008: 12-13; Tatoğlu, 2013: 9).

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta_{kit} X_{kit} + u_{it} \quad i=1, \dots, N \text{ (kesit)} ; t=1, \dots, T \text{ (zaman)} \quad (3)$$

(3) numaralı denklemde Y bağımlı değişken,  $X_k$ , bağımsız değişken,  $\alpha$  sabit parametre,  $\beta$  eğim parametresi ve  $u$  hata terimidir.  $i$  alt indisi birimleri (birey, firma, ülke gibi)  $t$  alt indisi ise zamanı (gün, ay, yıl gibi) temsil etmektedir. Değişkenlerin, parametrelerin ve hata teriminin  $i$  ve  $t$  alt indisini taşıması panel veri setine sahip olduklarını göstermektedir. Bu modelde sabit ve eğim parametreleri hem birimlere hem de zamana göre değer almaktadır.

Panel veri analizi yönteminde değişkenler arasında bir ilişkinin varlığını araştırmadan önce değişkenlerin durağanlığının sınanması gerekmektedir. Granger ve Newbold (1974)'a göre durağan olmayan veriler ile çalışılması durumunda incelenen değişkenler arasında elde edilen ilişki güvenilir olamamaktadır. Bu nedenle regresyon çözümlemesinden önce durağanlığın kontrol edilmesi gerekir. Fisher ADF (Maddala ve Wu, 1999), Breitung (1999), Fisher PP (Choi, 2001) Levin, Lin ve Chu (LLC, 2002), Im, Peseran ve Shin (IPS, 2003) en çok bilenen panel birim kök sına testleridir. Bu testler, birimler arasında korelasyon olmadığını varsayar ve genel olarak Genelleştirilmiş Dickey Fuller'e (ADF) benzeyen dinamik sabit etkiler modelinden hareket edilmektedir. (4) numaralı denklemde  $\mu_i$  ve  $\tau_i$  parametreleri sırasıyla sabit etkileri ve trend parametreleri göstermek için kullanılmaktadır.  $\rho$ 'nun uygun yöntemlerle test edilmesi ile durağanlığın varlığı araştırılabilmektedir.

$$Y_{it} = \mu_i + \tau_i t + \rho Y_{it-1} + \delta_i \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$\rho$ 'ya ilişkin iki tür varsayım yapılmaktadır. Bunlardan ilki  $\rho$ 'nun birimden birime değişmediği yani genel bir birim kök sürecinin var olduğunu varsayar. Birinci Grup Panel Birim Kök Testi olarak adlandırılır. LLC (2002), Breitung (2000) testleri bu varsayımı kabul eder. Bu testlerde temel hipotez “en az bir birim kök vardır” şeklinde kurulmaktadır.

İkinci Grup Panel Birim Kök testi olarak isimlendirilen testlerde ise  $\rho$ 'nun birimden birime değiştiği varsayılır. IPS (2003), Fisher ADF (Maddala ve Wu, 1999) ve Fisher PP (Choi, 2001) bu grup testlerdendir. Burada her bir birimin kendi otokorelasyon katsayısına sahip olmasına izin verilmektedir. Bu testlerde “hiçbir birim durağan değildir” şeklindeki temel hipotez, “birimlerden en az biri durağandır” şeklinde kurulan alternatif hipoteze göre test edilmektedir. Uygulanan birim kök testlerinin sonucunda değişkenlere ait seriler birim kök

içeriyorsa bu serilerin doğrusal bileşimleri durağan olabilmektedir. Bu durumda uzun dönemli ilişkinin varlığı panel eşbütünleşme testleri ile araştırılabilir.

Literatürde panel eş-bütünleşme analizler için Kao (1999), ve Pedroni (1999,2004) sıklıkla uygulanan eşbütünleşme testlerindedir. Çalışmanın ampirik uygulamasında bu iki test de kullanılmıştır. Kao Panel Eşbütünleşme Testleri, Dickey Fuller (DF) ve Augmented Dickey – Fuller (ADF) temelli testlerdir. “Eş-bütünleşme yoktur” şeklindeki temel hipotez test edilir. Pedroni’nin geliştirdiği testler, aşağıdaki gibi bir denklemden elde edilen artıklar (hata terimi) üzerine kurulmuştur. Bu nedenle ilk aşama eşbütünleşme regresyonundan elde edilen artıkları hesaplamaktır (Pedroni, 1999: 656).

$$Y_{it} = \alpha_i + \delta_{i,t} + \beta_{1i} X_{1i,t} + \beta_{2i} X_{2i,t} + \dots + \beta_{mi} X_{mi,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$t=1, \dots, T; i=1, \dots, N; m=1, \dots, M$

Pedroni (1999, 2004) temel hipotezi “eş-bütünleşme yoktur” ( $H_0 : \Phi_i = 0$ ) şeklinde olan yedi farklı (Panel-v , Panel-  $\rho$  , Panel-PP, Panel-ADF, Group-  $\rho$  , Group-PP, Group-ADF) test önermiştir. Alternatif hipotez altında heterojenliğe izin verilmektedir. Temel hipotezin reddinin anlamı yeterli sayıda birimin bireysel olarak ortalamasından uzaklaşan istatistiğe sahip olmasıdır. Bunların ilk dördü kesit içi (within) panel eşbütünleşme testleri, diğer üçü ise kesitler arası (between) panel eşbütünleşme istatistikleridir. Bu istatistiklerin karşılaştırmalı avantajları büyük ölçüde veri oluşum sürecine göre değişmektedir. Küçük örneklerde group-  $\rho$  istatistiği, örneklem boyutu büyümeye başladıkça panel-v istatistiğinin anlamlılığı eşbütünleşme olduğunu önemli bir göstergesidir (Pedroni, 2004: 614).

Değişkenlere ait seriler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmuş ise uzun dönem parametreleri PDOLS (Stock ve Watson, 1993) metodu kullanılarak tahmin edilebilir. PDOLS Tahmincisi (Kao ve Chiang, 2000), farklı alınmış I (1) değişkenlerinin öncül ve gecikmeli değişkenlerin değerleri kullanılarak kurulan aşağıdaki (6) numaralı denklemdeki regresyonun tahmini ile elde edilmektedir.

$$\ln Y_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i} \ln K_{1i} + \beta_{2i} \ln X_{1i} + \sum_{k=-K_{ii}}^{K_{ii}} \alpha_{ik} \Delta \ln K_{it} + \sum_{k=-K_{ii}}^{K_{ii}} \lambda_{ik} \Delta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Buradaki  $-K_i$  ve  $K_i$  öncüller ve gecikmelerdir. PDOLS yöntemi, modele dinamik unsurları dâhil ederek statik regresyondaki sapmaları da giderecek özelliğe sahip bir yöntemdir.

#### IV. AMPİRİK BULGULAR

Avrupa ülkelerinde ekonomik büyüme ve turizm ile sürdürülebilir kalkınma ve turizm ilişkilerini belirlemek için öncelikle değişkenlerin durağan olup olmadığı panel birim kök testleri ile araştırılmıştır. Çalışmada LLC, Breitung, IPS, Fisher- ADF, Fisher - PP modellerine ait birim kök testleri kullanılmıştır. Tablo II’de değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikî değerler ilgili tabloda ayrıntılı olarak sunulmuştur.

Tablo II. Değişkenlere İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler

|                | LnEB  | LnANS | LnTA  | LnTR  |
|----------------|-------|-------|-------|-------|
| Ortalama       | 1,027 | 2,123 | 1,681 | 2,387 |
| Medyan         | 1,039 | 2,302 | 1,690 | 2,379 |
| Maksimum       | 1,138 | 3,135 | 1,824 | 2,494 |
| Minimum        | 8,024 | 0,063 | 1,515 | 2,229 |
| Standart Sapma | 0,610 | 0,702 | 0,863 | 0,694 |
| Gözlem Sayısı  | 176   | 176   | 176   | 176   |

Tablo III’ de değişkenlere ait birim kök testlerinin sabit terimli ve trendli panel verisine uygulanması sonucu oluşan düzey ve birinci farklardaki t-istatistiği ile olasılık değerleri sunulmuştur. LLC, Breitung, IPS, ADP ve PP test sonuçlarına göre serilerin düzey değerlerinde birim kök içerdikleri savunan boş hipotez kabul edilmektedir.

Tablo III. Panel Birim Kök Test Analiz Sonuçları.

| Test         | LLC                      | Breitung                 | IPS                      | ADF                      | PP                       |
|--------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| Değişken     | Sabit terimli ve trendli | Sabit terimli ve trendli | Sabit terimli ve trendli | Sabit terimli ve trendli | Sabit terimli ve trendli |
| EB           | -1.173<br>(0.120)        | -0.751<br>(0.226)        | 2.309<br>0.989           | 3.823<br>1.000           | 1.573<br>1.000           |
| ANS          | 0.186<br>(0.574)         | -0.733<br>(0.041)        | 0.420<br>(0.663)         | 10.944<br>(0.975)        | 18.033<br>(0.704)        |
| TA           | -1.148<br>(0.874)        | 0.373<br>(0.645)         | -1.098<br>(0.135)        | 29.677<br>(0.126)        | 26.890<br>(0.215)        |
| TR           | -1.830<br>(0.033)        | -1.065<br>(0.143)        | 1.461<br>(0.928)         | 9.754<br>(0.988)         | 13.547<br>(0.916)        |
| $\Delta$ EB  | -12.301***<br>(0.000)    | -4.812***<br>(0.000)     | -8.489***<br>(0.000)     | 101.718***<br>(0.000)    | 130.721***<br>(0.000)    |
| $\Delta$ ANS | -8.366***<br>(0.000)     | -5.598***<br>(0.000)     | -4.573***<br>(0.000)     | 59.756***<br>(0.000)     | 92.926***<br>(0.000)     |
| $\Delta$ TA  | -6.728***<br>(0.000)     | -3.391***<br>(0.003)     | -3.966***<br>(0.000)     | 53.899***<br>(0.000)     | 98.116***<br>(0.000)     |
| $\Delta$ TR  | -9.019***<br>(0.000)     | -6.012***<br>(0.000)     | -5.922***<br>(0.000)     | 72.600***<br>(0.000)     | 97.276***<br>(0.000)     |

Not: \*, \*\*, \*\*\* simgeleri sırasıyla %10 (%5) ve %1 seviyelerinde anlamlılığı ifade etmektedir. Parantez içindekiler ( ) p-değeridir.  $\Delta$  İlk fark operatörüdür. Gecikme Uzunluğunun belirlenmesinde AIC kriteri kullanılmıştır.

Diğer bir deyişle seriler seviyede durağan değildir. Serilerin seviyede birim kök içermesi eş-bütünleşme testi için yeterli olmadığından fark alma işlemi yapılarak sabit terimli ve trendli birim kök testi uygulanmıştır. Tüm değişkenlerin birinci dereceden (1) durağan olduğu anlaşılmıştır. Tahmin edilen her iki model için ayrı ayrı panel değişkenleri arasında “eşbütünleşme yoktur” boş hipotezi Pedroni (1999) ve Kao (1999) eşbütünleşme testleri ile sınanmıştır. Pedroni eşbütünleşme testinde kullanılan değişkenlerin uzun dönemde eşbütünleşik oldukları Tablo 3’de gösterilen Panel-v, panel-rho, group-rho dışındaki istatistikler tarafından doğrulanmıştır. Pedroni (1999), özellikle küçük örneklem için panel-ADF ve group-ADF testlerinin daha anlamlı sonuçlar vereceğini göstermiştir. İkinci olarak uygulanan Kao (1999) eşbütünleşme testi (Engle-Granger’a bağlı) sonucunda olasılık değerinin anlamlı çıkmasıyla “eş-bütünleşme yoktur” temel hipotezi reddedilmiş ve alternatif hipotez olan “eş-bütünleşme vardır” kabul edilmiştir. Her iki denklem için değişkenler arasındaki eşbütünleşme parametreleri de Tablo IV’de gösterilmektedir.

Tablo IV. Panel Eşbütünleşme Testi Sonuçları

| $\text{LnEB}_{it} = \beta_1 + \beta_2 \text{LnTA}_{it} + \beta_3 \text{LnTR}_{it} + \beta_4 \text{Dmy} + \mu_{it}$ |                          | $\text{LnANS}_{it} = \beta_1 + \beta_2 \text{LnTA}_{it} + \beta_3 \text{LnTR}_{it} + \beta_4 \text{Dmy} + \mu_{it}$ |                          |
|--|--------------------------|---|--------------------------|
| Pedroni test istatistikleri  | Sabit terimli ve trendli | Pedroni test istatistikleri   | Sabit terimli ve trendli |
| Panel-v  | -0.3605<br>(0.3381)      | Panel-v   | 0.8393<br>(0.4865)       |
| Panel-rho  | 0.5895<br>(0.6391)       | Panel-rho   | 1.9451<br>(0.8420)       |
| Panel-PP   | -3.9883**<br>(0.0321)    | Panel-PP  | -7.0527**<br>(0.0421)    |
| Panel-ADF  | -5.0961***<br>(0.0000)   | Panel-ADF   | -7.4211**<br>(0.0491)    |
| Group-rho  | 1.3841<br>(0.8422)       | Group-rho   | 3.1528<br>(0.6589)       |
| Group-PP   | -1.5250***<br>(0.0058)   | Group-PP  | -7.5396***<br>(0.0000)   |
| Group-ADF  | -4.2769***<br>(0.0037)   | Group-ADF   | -6.2941***<br>(0.0000)   |
| Kao test istatistikleri  | Sabit terimli            | Kao test istatistikleri   | Sabit terimli            |
| ADF  | -2.7639**<br>(0.0384)    | ADF   | 1.0585*<br>(0.0792)      |

Not: \* (\*\*) \*\*\* simgeleri sırasıyla %10 (%5) ve %1 seviyelerinde anlamlılığı ifade etmektedir. Parantez içindekiler ( ) p-değeridir.

Tablo V’ de yer alan panel DOLS modelinin çözümü sonucunda elde edilen bulgulara göre panel geneli için her iki modelde yer alan turist sayısı ve turizm geliri değişkenlerinin katsayıları istatistiki olarak anlamlıdır. Her iki modelde kriz kukla değişkeni istatistiksel olarak



anlamli bulunamamıştır. Ekonomik büyümenin bağımlı deęişken olduęu PDOLS analizinde tahmin sonuçları turizmin liderlik ettięi büyüme hipotezini doęrulamaktadır. Hem turist sayısı hem de turizm gelirleri deęişkenlerinin katsayıları pozitif işaretlidir. Elde edilen uzun dönem tahmin bulgularına göre panel geneli için seçilmiş Avrupa ülkelerine gelen turist sayısındaki %1'lik bir artışın ekonomik büyümede %1,1 oranında, turizm gelirlerindeki %1'lik bir artışın ekonomik büyümede % 0,9 oranında artışa yol açtığını göstermektedir. Modelde R<sup>2</sup> değeri 0.89'dir.

Tablo V. Panel DOLS Uzun Dönem Katsayı Tahmini

| LnEB                     | LnTA  | LnTR                    | Dmy                    |
|--------------------------|---|-------------------------|------------------------|
|                          | Panel   | 1.1018***<br>(11.5421)  | 0.9813***<br>(10.6420) |
| Diagnostik İstatistikler | R-squared 0.89 Gözlem sayısı: 528<br>Mean depend.var 10.98011 |                         |                        |
| LnANS                    | LnTA  | LnTR                    | Dmy                    |
|                          | Panel   | -0.4042***<br>(-2.1619) | 0.6002***<br>(5.0103)  |
| Diagnostik İstatistikler | R-squared 0.84, Gözlem sayısı: 528<br>Mean depend.var 3.85440 |                         |                        |

Not: \* (\*\*) \*\*\* simgeleri sırasıyla %10 (%5) ve %1 seviyelerinde anlamlılığı ifade etmektedir. Parantez içindekiler ( ) t-istatistikleridir.

Sürdürülebilir kalkınmanın bağımlı deęişken olduęu PDOLS analizinde katsayılar incelendiğinde panel geneli için turist sayısı (LnTA) deęişkeninin katsayısının negatif, turizm gelirleri (LnTR) deęişkeninin katsayısının pozitif işaretlili olduęu görülmektedir. Modelde R<sup>2</sup> değeri 0.84 çıkması, bağımsız deęişkenlerin bağımlı deęişkendeki deęişmelerin %84'ünü açıklayabildiğini ifade etmektedir. Elde edilen uzun dönem tahmin bulgularına göre panel geneli için seçilmiş Avrupa ülkelerine gelen turist sayısındaki %1'lik bir artışın sürdürülebilir kalkınmada %0,4 oranında azalmaya, turizm gelirlerinde meydana gelecek % 1'lik bir artışın ise sürdürülebilir kalkınmada % 0,6 oranında bir artışa yol açtığını göstermektedir. Bu durum seçilmiş Avrupa ülkelerinde turistlerin sürdürülebilir kalkınmaya olumsuz etkilerde bulunduęuna kanıt oluşturmaktadır. Turizm gelirleri ise sürdürülebilir kalkınmaya pozitif etkide bulunmaktadır.

## V. SONUÇ VE ÖNERİLER

Sürdürülebilir kalkınma sosyal, kültürel, çevresel, bütünsel, eşitlikçi ve gelecek odaklı özellikleriyle gayrisafi milli hasılda dönemler itibariyle artışı ifade eden ekonomik büyümeden farklılaşmaktadır. Turizm sektörünün reel ekonomiye katkısı kabul edilmektedir. Yapılan ampirik çalışmaların çoğunluğu da turizmin liderlik ettiği büyüme hipotezini doğrulamaktadır. Turizm sektörünün neden olduğu çevre kirliliği, kültürel ve sosyal değerlere ve tarihi eserlere verilen hasarlardan ve artan maliyetlerden bahsedilmekle birlikte sürdürülebilir kalkınmaya katkı sağlayıp sağlamadığı konusu literatürde yeni yeni sorgulanmaktadır. Buradan hareketle çalışmanın temel amacı sürdürülebilir kalkınma ve turizm ilişkisini ampirik olarak incelemektir. Ayrıca karşılaştırma da yapabilmek amacıyla ekonomik büyüme ve turizm ilişkisini de aynı ülke ve dönem verileriyle analiz yapmaktır. Turizm hareketlerinin çok yoğun gerçekleştiği Avrupa ülkeleri aynı zamanda küresel ekonominin önemli üretim alanıdır. Bu nedenle sürdürülebilir kalkınma ve ekonomik büyümenin ayrı ayrı turizmle ilişkilerinin değerlendirilmesinde ampirik çalışma alanı olarak Avrupa ülkeleri tercih edilmiştir. 2000-2015 dönemi yıllık verileriyle panel eşbütünleşme testleri kullanılarak ilişkiler sınanmış ve PDOLS yöntemiyle uzun dönem katsayıları tahmin edilmiştir.

Ampirik tahmin bulguları seçilmiş Avrupa ülkelerinin verilerinden oluşan değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkiyi teyit etmektedir. Ekonomik büyümenin bağımsız değişken olduğu (1) numaralı modelde uzun dönem tahmin bulgularına göre panel geneli için Avrupa ülkelerinde turist sayısındaki %1'lik bir artış ekonomik büyümede %1,1'lük, turizm gelirlerindeki %1'lik artış ekonomik büyümede %0,9'lik artışa işaret etmektedir. Sürdürülebilir kalkınmanın bağımsız değişken olduğu (2) numaralı modelde ise uzun dönem tahmin bulgularında ise turist sayısının katsayısı negatif olarak tespit edilmiştir. Bu modelde panel geneli için seçilmiş Avrupa ülkelerine gelen turist sayısındaki %1'lik artışın sürdürülebilir kalkınmada %0,4'lük azalmaya, turist gelirlerinde meydana gelecek %1'lik artışın ise sürdürülebilir kalkınmada %0,6'lık bir artışa yol açtığını göstermektedir. Her iki modelde yer alan kriz kukla değişkeni istatistiksel olarak anlamlı bulunamamıştır.

Her iki model karşılaştırmalı değerlendirildiğinde turist sayısının ekonomik büyümeye pozitif katkı sunmasına rağmen sürdürülebilir kalkınma söz konusu olduğunda negatif etkilediği görülmektedir. (2) numaralı modeldeki çalışma bulgularında turist sayısındaki katsayının işaretinin negatif çıkması, turizm hareketliliğinde evrensel değerlerin ve doğal

kaynak sağlama kapasitesinin insan eliyle zayıflatılmasında etkili olduğu şeklinde yorumlanabilir. Başka bir deyişle turistlerin çevresel etkinin kötüleşmesi, toplumsal çatışmaların artması, kamu sağlığının tehdit edilmesi, kişisel güvenliğin tehdidi, doğal kaynakların aşırı tüketimi vb. gibi durumlara yol açarak sürdürülebilir kalkınmayı olumsuz etkileyebileceği düşünülebilir. Çalışma bulguları ışığında aşağıda belirtilen iki uygulamanın turizm politikaları arasında tartışılması ve değerlendirilmesi negatif etkinin giderilmesine katkı sağlayabilir. Uygulama önerilerinden biri sosyal sermaye, diğeri düşük sosyal ıskonto oranı uygulamalarıdır.

Putnam (1995) sosyal sermayenin insan hayatının her aşamasında etkide bulunduğunu, hükümetlerin verimli çalışmasına katkı sağladığını tespit etmiştir. Maliyetleri azaltan ve çevresel olumsuz dışsallıkları önlenmede etkili olduğu belirtilen sosyal sermayeye (Witheley, 2000: 541) turizm politika planlamalarında yer verilmesi yoğun turist akımlarına uğrayan destinasyonlarda bütünsel bir yaklaşımla hareket etme fırsatı sağlayabilir. Bu çerçevede turizm sektöründeki faaliyetlerden etkilenen ve karar alma yetkisine sahip tüm paydaşlar (kamu, özel sektör ve yerleşikler) arasında güvene bağlı, katılımcı, yatay ve dikey iletişim ağlarının olup olmadığının gözden geçirilmesi, iyileştirmelerin yapılması, teknolojik yeniliklerle desteklenmesi ve tartışma forumlarının yaygınlaştırılması önemlidir.

Sürdürülebilir kalkınma için bir diğer öneri turizm sektöründe azalan sosyal ıskonto oranı uygulamalarının dikkate alınmasıdır. Weitzman (1998, 2001), kuşaklararası etkinlik için azalan sosyal ıskonto oranını önermiştir. Gollier (2002), farklı olası fayda fonksiyonları için de azalan sosyal ıskonto oranlarının kullanılması gerektiğini göstermiştir. Bu nedenle turizm sektörünü ve sektör işletmelerini ilgilendiren proje ve planlarda fayda-maliyet analizleri yapılırken azalan sosyal ıskonto oranının tercih edilmesinin gerekli olup olmadığı tartışılmalı ve analizler yapılmalıdır.

## REFERANSLAR

- Aidt, T. S. 2011. Corruption and Sustainable Development. S. Rose-Ackerman & T.Søreide (Ed.), *International Handbook on the Economics of Corruption* (pp. 3-51), United Kingdom, UK: Edward Elgar Publishing Limited.
- Al-Mulali, U., Fereidouni, H. G., & Mohammed, A. H. 2015. The effect of tourism arrival on CO2 emissions from transportation sector. *Anatolia*, 26(2), 230-243.
- Andereck, K. L. 1995. Environmental Consequences of Tourism: A Review of Recent Research. In *Linking Tourism, the Environment, and Sustainability*. Annual Meeting of the National Recreation and Park Association, 77–81, General Technical Report No. INT-GTR-323.
- Andereck, K. L., Valentine, K. M., Knopf, R. C., & Vogt, C. A. 2005. Residents' perceptions of community tourism impacts. *Annals of Tourism Research*, 32(4), 1056-1076.
- Apergis, N., & Payne, J. E. 2012. Tourism and growth in the Caribbean—evidence from a panel error correction model. *Tourism Economics*, 18(2), 449-456.
- Avcı, N. 2007. Turizmde Taşıma Kapasitesinin Önemi. *Ege Akademik Bakış*, 7(2), 485-501.
- Bahar, O. 2007. Bölgesel Kalkınmada Turizm Sektörünün Ekonomik Açından Yeri ve Önemi. *Sosyal ve Beşerî Bilimler Araştırmaları Dergisi*, 19(Güz), 1-19.
- Balaguer, J., & Cantavella-Jordá, M. 2002. Tourism as a long-run economic growth factor: the Spanish case. *Applied Economics*, 34(7), 877-884.
- Baltagi, B. 2008. *Econometric analysis of panel data*. New York, NY: John Wiley & Son.
- Breitung, J. 1999. *The local power of some unit root tests for panel data*. Discussion Paper. Berlin: Humboldt University.
- Brunt, P. & Courtney, P. 1999. "Host Perceptions of Sociocultural Impacts" *Annals of Tourism Research*, 26, 493-515
- Chen, C. F., & Chiou-Wei, S. Z. 2009. Tourism expansion, tourism uncertainty and economic growth: New evidence from Taiwan and Korea. *Tourism Management*, 30(6), 812-818.
- Choi, I. 2001. Unit root tests for panel data. *Journal of international money and Finance*, 20(2), 249-272.
- Coldwell, W. 2017, August 10. First Venice and Barcelona: now anti-tourism marches spread across Europe. *The Guardian*. Retrieved from <https://www.theguardian.com>.
- Dauvergne, P. 2010. *The shadows of consumption: Consequences for the global environment*. Cambridge: MIT press.
- Demiröz, D. M., & Ongan, S. 2005. The contribution of tourism to the long-run Turkish economic growth. *Ekonomický časopis*, 53(09), 880-894.
- Dritsakis, N. 2004. Tourism as a long-run economic growth factor: an empirical investigation for Greece using causality analysis. *Tourism Economics*, 10(3), 305-316.
- Eusébio, C., Kastenholz, E., & Breda, Z. (2014). TOURISM AND SUSTAINABLE DEVELOPMENT OF RURAL DESTINATIONS: A STAKEHOLDERS' VIEW. *Revista Portuguesa de Estudos Regionais*, (36), 13-21.

- Eugenio-Martin, J.L, Morales, N.M, & Scarpa, R. (2004). Tourism and economic growth in Latin American countries: A panel data approach. The Fondazione Eni Enrico Mattei Note di Lavoro Series Index.
- Fayissa, B., Nsiah, C., & Tadasse, B. (2008). Impact of tourism on economic growth and development in Africa. *Tourism Economics*, 14(4), 807-818.
- Garrod, B., & Fyall, A. 1998. Beyond the rhetoric of sustainable tourism?. *Tourism management*, 19(3), 199-212.
- Ghali, M.A. 1976. Tourism and Economic Growth: an empirical study. *Economic Development and Cultural Change*. 24(3), 527-538.
- Goldin I. & Winters L.A. 1995. *The Economics of Sustainable Development*. Cambridge, MA: University Press, .
- Gollier, C. 2002. Discounting an uncertain future. *Journal of Public Economics*, 85(2), 149-66, doi:10.1016/S0047-2727(01)00079-2.
- Gössling, S. 2002. Global environmental consequences of tourism. *Global environmental change*, 12(4), 283-302.
- Granger, C. W., & Newbold, P. 1974. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120.
- Gunduz, L., & Hatemi-J, A. 2005. Is the tourism-led growth hypothesis valid for Turkey?. *Applied Economics Letters*, 12(8), 499-504.
- Hatemi-J, A. 2016. On the tourism-led growth hypothesis in the UAE: a bootstrap approach with leveraged adjustment. *Applied Economic Letters*, 23(6), 424-427.
- Holzner, M. 2011. Tourism and economic development: The beach disease?. *Tourism Management*, 32(4), 922-933.
- Im, K. S., Pesaran, M. H, & Shin, Y. 2003. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
- Jin, J. C. 2011. The effects of tourism on economic growth in Hong Kong. *Cornell Hospitality Quarterly*, 52(3), 333-340.
- Kao, C. 1999. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1-44.
- Kao, C., ve Chiang, M. H. 2000. Testing for structural change of a cointegrated regression in panel data. Syracuse University. Manuscript, 24p.
- Katircioglu, S. T. 2014. International tourism, energy consumption, and environmental pollution: The case of Turkey. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 36, 180-187.
- Kaypak, Ş. 2011. Küreselleşme Sürecinde Sürdürülebilir Bir Kalkınma İçin Sürdürülebilir Bir Çevre. *Karamanoğlu Mehmetbey Üniversitesi Sosyal Ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 1, 19-33.
- Lanza, A., Temple, P., & Urga, G. (2003). The implications of tourism specialisation in the long run: an econometric analysis for 13 OECD economies. *Tourism Management*, 24(3), 315-321.
- Lee, H., Verances J.B., & Song W. 2009. The tourism-environment causality. *Int J Tourism Sci.*, 9, 39-48.

- Leitão, N. C., & Shahbaz, M. 2016. Economic Growth, Tourism Arrivals and Climate Change. *Bulletin of Energy Economics*, 4(1), 35-43.
- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. 2002. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, 108(1), 1-24.
- Lew, A. A. 2011. Tourism's role in the global economy. *Tourism Geographies*, 13(1), 148-151.
- Maddala, G. S. & Wu, S. 1999. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1), 631-652.
- Mankiw, N.G. 2016. *Principles of Economics* (Eighteen ed.). Boston, USA: Cengage Learning.
- Marin, D. 2015. Study on the economic impact of tourism and of agrotourism on local communities. *Research Journal of Agricultural Sciences*, 47(4), 160-163.
- Mathiesson, A. & Wall, G. 1989. *Tourism economic, physical and social impacts*. United Kingdom, UK: Longman.
- Mishra, P.K., Rout, H.B., & Mohapatra, S.S. (2011). Causality between tourism and economic growth: Empirical evidence from India. *European Journal of Social Sciences*, 184(4), 518-527.
- Pearce, D.W. & Atkinson G.D. 1993. Capital theory and measurement of sustainable development: an indicator of “weak” sustainability. *Ecological Economics*, 82(2), 103-108.
- Pedroni, P. 1999. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(s1), 653-670.
- Pedroni, P. 2004. Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric theory*, 20(03), 597-625.
- Putnam, R. 1995. Bowling Alone: Americans’s Declining Social Capital. *Journal of Democracy*, 6 (1), 65-78.
- Rosenow, J. & Pulsipher G. 1979. *Tourism: The Good, the Bad and the Ugly*. Kansas City: Media Publishing.
- Salonia, P. 2016. Tourism, Migration, Heritage, Culture, Inclusion: Recovering the Memory of Ourselves for the Sustainable Cities and the Society of the XXI Century. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 223, 668-675.
- Sharif, A., Afshan, S., & Nisha, N. 2017. Impact of tourism on CO2 emission: evidence from Pakistan. *Asia Pacific Journal of Tourism Research*, 22(4), 408-421.
- Sharpley, R. 2000. Tourism and Sustainable development: Exploring the theoretical divide. *Journal of Sustainable Tourism*, 8(1), 1-19.
- Sharpley, R. 2009. *Tourism Development and the Environment: Beyond Sustainability?*, London, UK: Earthscan.
- Stock, J. H. ve Watson, M. W. 1993. A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 61(4), 783-820.
- Tang, C. F., & Abosedra, S. 2014. Small sample evidence on the tourism-led growth hypothesis in Lebanon. *Current Issues in Tourism*, 17(3), 234-246.

- Tatoğlu, F. Y. 2013. *Panel veri ekonometrisi*. Istanbul, Turkey: Beta Yayınevi.
- United Nations, General Assembly – UNGA. 2015. Resolution adopted by the General Assembly on 25 September 2015, A/RES/70/1 , Seventieth session Agenda items 15 and 116 , Distr.: General 21 October 2015, 70/1. Transforming our world: the 2030 Agenda for Sustainable Development, [http://www.un.org/ga/search/view\\_doc.asp?symbol=A/RES/70/1&Lang=E](http://www.un.org/ga/search/view_doc.asp?symbol=A/RES/70/1&Lang=E), (Erişim Tarihi: 12.09.2017)
- United Nations World Tourism Organization-UNWTO. 2017. Tourism Highlights. 2017 Editions, Madrid: UNWTO, <https://www.e-unwto.org/doi/pdf/10.18111/9789284419029>,(Erişim Tarihi: 12.09.2017).
- United Nations World Commission on environment and development -UNWCED. 1987. *Our common future*, New York, NY: Oxford University Press.
- Weitzman, M. L. 1998. Why the Far-Distant Future Should Be Discounted at Its Lowest Possible Rate? *Journal of Environmental Economics and Management*, 36(3), doi:10.1006/jeem.1998.1052.
- Weitzman, M. L. 2001. Gamma Discounting. *American Economic Review*, 91(1), 260-271.
- Witheley, P, F.2000. Economic Growth and Social Capital. *Political Studies*, 48, 443-466.

## ECONOMIC POLICY UNCERTAINTY, GLOBAL OIL PRICE, INTEREST RATE, AND STOCK MARKET RETURNS - A COINTEGRATION AND CAUSALITY ANALYSIS<sup>1</sup>

Abdurahman Jemal YESUF\*

Emin AVCI\*\*

---

### Abstract

This study examines the time-varying cointegration and causal relationship between stock market indices, economic policy uncertainties, changes in global oil prices, and variation in short-term interest rates in two countries such as Russia and China, the largest oil exporting and importing countries respectively. The empirical analysis is based on the Johanssen (1996) cointegration and VEC Granger and Morris's (1976) causality test with the selected variables in view of monthly data over the period from 1996:01 to 2016:12. The outcome of the Johansen tests indicated the existence of a long-run relationship among variables both in China and Russia. In the short run, the Block Exogeneity Wald Tests have indicated the presence of unidirectional Granger causality between variables in both countries. This study has taken into account the 1998 Russian crisis and the 2008/09 global financial crisis.

**Keywords:** Economic policy uncertainty, Oil price, Interest Rates, Stock Market, Johansen Cointegration, Block Exogeneity Wald Tests

**JEL codes:** E61, E43, C58, P34, G21

---

### I. INTRODUCTION

The primary goal of this study is probing the relationship among economic policy uncertainty, the price of global crude oil, short-run lending rates, and stock market returns of

---

<sup>1</sup> "This study based on PhD dissertation of Abdurahman Jemal YESUF in Marmara University Social Sciences Institute"

\* PhD Candidate, Marmara University, [abyusuf1429@gmail.com](mailto:abyusuf1429@gmail.com), 0000-0003-4242-1711

\*\* Corresponding author, Marmara University, Faculty of Business Administration, [eavci@marmara.edu.tr](mailto:eavci@marmara.edu.tr), 0000-0003-3172-897X

**Date of submission:** 27-12-2017

**Date of acceptance:** 25-06-2018



China and Russia both in the short and long term. In this paper, economic policy uncertainty is used to refer to ‘risks’ that will be resulted from ‘changes in the existing policies’ that are related to economic activities and restrict the decision-making and actions of economic units including financial institutions, organizations, investors, and consumers. There have been many studies in the last two decades that indicated the real implications of uncertainty about the future for investors’ behavior (Bloom, 2009; Bloom, Bond, & Van Reenen, 2007). The studies have established a high relationship between uncertainty and decision-making process. For instance, according to Gulko (2002), usually during stock market crashes political uncertainty is high. It increases uncertainties about future economic policies. Thus, during this time investors become reluctant to make timely investment decisions. The greater the degree of Economic Policy Uncertainty (EPU), the higher will be the probability of delaying in decision making by economic agents.

This study used the Baker, Bloom, Wang & Davis (2013)’s news-based EPU index for quantitative measurement for the degree of changes in uncertainties of government economic policies. Basically, the EPU index is developed from three sorts of underlying components. The first constituent measures policy-related economic uncertainties from ‘newspaper coverage’. The next component of the index deals with government federal tax provisions. The last component of the index reflects the disagreements in forecasting of variables related to government economic policies.

A growing amount of literature has established a link between oil prices, economic uncertainty, and stock market prices. Oil is the world’s number one exporting product. China and Russia are the two major actors in the global energy market as a consumer and exporter of oil.<sup>2</sup>China is the largest oil importer; its total oil consumption is estimated to be above 11% world’s oil consumption during 2012. On the other hand, Russia is the biggest oil exporter in the world.<sup>3</sup>China spends billions of dollars each year to import oil from the global oil market whereas Russia earns billions of dollars as revenue from export of oils to the world. Therefore, any change in oil price or production may have a significant impact on the economies’ of these countries. Any shock in oil price is expected to affect their industries as well as stock markets directly or indirectly.

---

<sup>2</sup>In 2015 alone, out of the value of all global export products, the share of crude oil shipments was 4.8% which is amounting US\$786.3 billion.”<http://www.worldstopexports.com/worlds-top-oil-exports-country/>”.

<sup>3</sup>Russia become the world’s largest oil producer for the first time in December, 2016.

“<https://www.bloomberg.com/news/articles/2017-02-20/russia-overtakes-saudi-arabia-as-world-s-largest-crude-producer.>”

## **23 Economic Policy Uncertainty, Global Oil Price, Interest Rate and Stock Market Return**

The remaining parts of the article are classified in the following way: Section 2 summarizes literature related to the topic; Section three of the paper presents data descriptions with econometric models used. The main findings and analysis are presented in the fourth part of the paper. The last part (section 5) sums up the findings and concludes the analysis.

### **II. LITERATURE REVIEW**

Studies to measure uncertainties related to the economy in general and economic policies, in particular, are one of the fast-growing research areas. In spite of this, there is no general consensus regarding the definition and best approach to capture the real uncertainty in economic activities of a country. Until now a trendy strategy is to look for the fundamental factors of uncertainty, either from macro data (Jurado et al., 2013) or from newspaper coverage (Tucket et al., 2014 and Baker et al., 2013).

The EPU index is a relatively new measurement of uncertainty related to economic policies. Regarding the causal relationship among EPU, Global oil price and stock market returns, there are some recent studies which are mainly for major emerging markets. The results of such studies are also varying due to variation in models used, time of the study, or place of study. A good example is Chang et al. (2015), where the researchers have examined the correlation between EPU and the stock markets indices of seven sample OECD countries. The outcome of their study indicates that not all the stock markets were alike and that the theoretical expectation of a decrease in stock prices due to a policy change announcement was not always supported. However, Pastor & Veronesi (2012) come with a general approach predicting the fall of stock prices, average, during a policy change announcement. They have established a negative relationship between stock prices and uncertainties in government economic policies.

Furthermore, volatility is also a common feature of oil price in general as is widely used as a final consumption good and a direct input in the production process (Swanepoel, 2006). The literature about the link between shocks in the global oil price and fluctuations in market returns also shows various results. Most studies indicated that fluctuations in global oil price have a direct and indirect relation to the volatility in stock prices. However, the extent of the relationship and magnitude of causality is varying from one stock market to the other and from country to country. According to some studies such as Apergis & Miller (2009), Miller & Ratti (2009), and Peersman & Van Robays (2012), the effect of global oil price shocks on returns in the stock market range from statistically significant negative to insignificant negative. Studies

by Kilian (2009), Kang & Ratti, (2013), Hamilton (2009), and Kilian & Park (2009) have also reported that stock market reactions for any changes or shocks in global oil price depend on the causes of the price changes. However, some researchers have established a stable negative relationship between changes in oil prices and stock market returns (Jones & Kaul (1996), Kling (1985), and Sadorsky (1999)).

Previous studies have also found different results regarding the influence of oil price changes on exporting country and importing countries' stock markets. J. Penm et al. (2008) has reported that oil price raises contribute to a decline in stock market returns in oil importing countries including France, UK, and the USA. Another study by Park & Ratti (2008) has found similar results for the USA and 12 'oil-importing' countries in the EU. The negative effect of global oil price shocks has also impacted emerging markets. Masih et al. (2011) reported that volatilities in oil price have a negative impact on the real returns of the stock market in South Korea.

The volatile nature of the global oil prices is usually one of the concerns of policymakers, multinational institutions, investors as well as politicians. They always fear the possibility of the detrimental impact of the change on the macroeconomy (Goodnes, 2015). There are a few studies that have analyzed linkages between changes in the oil price and EPU. Among others, Kang & Ratti (2013) have shown the combined effect of EPU and changes in the oil-price on stock markets. The combined effect of the two on the market prices is either by affecting the discount rate or the future expected cash flows. Studies have also reported that uncertainties about changes in real oil-price have substantial negative effects on the real economic activities (Elder & Serletis, 2010; Serletis & Rahman, 2011). In another study, Yoon & Ratti (2011) have linked volatility in oil prices to firm-level investment. Changes in global oil price and uncertainties about government economic policies are likewise interconnected and influence the real market returns.

Many studies have also established a relationship between interest rates and stock prices or market returns. Since the interest rate has a direct effect on the cost of production, profit, and net present values of firms' future cash flows, it is considered as the most significant variable affecting stock markets. In theory, interest rates have an inverse relation with stock market returns. Higher interest rate lowers profits and net present values of firms' future cash flows. Regarding the relationship between stock market returns and interest rates, there are longstanding academic studies that offer evidence that interest rates affect stock prices. Studies such as Fama (1981), Hogan et al. (1982), Chen et al (1986), Hardouvelis (1987), Elton &

## **25 Economic Policy Uncertainty, Global Oil Price, Interest Rate and Stock Market Return**

Gruber (1987), and Choi et al. (1992) have established the existence of a relationship between interest rates and stock market returns. However, existing studies have reported mixed results regarding the direction and degree of the relationship between interest rates and stock markets. For instance, Fama (1981) has studied the relationship between stock market returns and interest rates in the US and has found that returns of the US stock markets have a strong and positive relationship with interest rates and real economic variables. On the other hand, a study by Alam & Salah (2009) has examined the existing correlation between interest rates and stock market indices for fifteen countries during the period from January 1988 to March 2003. For all cases, they have found a negative correlation among the stock market indices and the interest rates. Since this study is based on two different countries, therefore, this type of different results regarding the relationship between stock market returns and short-term interest rates is also expected in this study.

### **III. DATA AND EMPIRICAL METHODOLOGY**

#### **III.I. Data Sources and Descriptions**

The data series used in this study is mainly secondary data which was collected from well-known data sources, such as IMF database, the OECD Stat, Datastream, National Banks of China and Russia, and Economic Policy Uncertainty (EPU) web page. The study was conducted on the Shanghai Stock Exchange (SSE) and Moscow Stock Exchange (MICEX). The independent variables were Economic Policy Uncertainty (EPU) Index both for China and Russia, monthly average Global Brent Crude Oil Price (CO), monthly interest rate (short-term lending rate - IR) both for China and Russia and the monthly average S&P 500 index (SP500). The measure of uncertainties in government economic policies was based on Baker et al. (2016, 2013) EPU Index. The empirical analysis was done based on monthly data collected for the periods ranging from January 1, 1996, to December 31st, 2016. Hence, there were 252 monthly observations per variable. Dummy variables were also used to avoid a bias statistical result. Accordingly, in this study, two dummy variables such as the Russian financial crises and the global financial crisis are employed for major world events that had substantial economic effects.

Table I. Descriptive Statistics of the Data

|             | SSE      | CO      | EPU-China | IR-China | SP500    | MICEX    | EPU-Russia | IR-Russia |
|-------------|----------|---------|-----------|----------|----------|----------|------------|-----------|
| Mean        | 2118.182 | 55.890  | 124.149   | 2.244    | 1304.068 | 896.201  | 117.723    | 22.800    |
| Median      | 1985.390 | 47.679  | 99.719    | 1.065    | 1254.560 | 790.220  | 99.733     | 12.700    |
| Maximum     | 5954.770 | 133.900 | 646.911   | 12.240   | 2238.830 | 2459.880 | 421.655    | 203.600   |
| Minimum     | 537.350  | 9.800   | 9.067     | -0.080   | 636.020  | 43.810   | 12.399     | 7.900     |
| Std. Dev.   | 954.354  | 34.620  | 89.628    | 2.527    | 377.263  | 631.675  | 75.727     | 30.972    |
| Skewness    | 1.138    | 0.524   | 2.168     | 0.954    | 0.686    | 0.384    | 1.139      | 4.092     |
| Kurtosis    | 4.623    | 1.950   | 9.930     | 3.140    | 2.968    | 1.965    | 4.236      | 20.297    |
| Jarque-Bera | 82.027   | 23.095  | 701.734   | 38.389   | 19.781   | 17.434   | 70.545     | 3844.700  |
| Probability | 0.000    | 0.000   | 0.000     | 0.000    | 0.000    | 0.000    | 0.000      | 0.000     |
| # Obsv.     | 252      | 252     | 252       | 252      | 252      | 252      | 252        | 252       |

SSE: Shanghai Stock Exchange Index (China); CO: Global Crude Oil Price; EPU-China: Economic Policy Uncertainty Index for China; SP500: Standard & Poor 500 Index; MICEX: Moscow Interbank Currency Exchange Index (Russia's Stock Market Index); EPU-Russia: Economic Policy Uncertainty Index for Russia; and IR-Russia: Short-term Interest Rate for Russia

Table I shows basic statistics for stock market indices and the independent variables such as interest rate, global oil price, and S&P 500 index. The maximum values of the stock market indexes were 5954.770 and 2459.880 for SSE and MICEX respectively. The mean values are also calculated as 2118.182 and 896.201 respectively. Standard deviation figures computed in the above Table shows that Stock market returns in both countries were not stable during the study period. During those times the standard deviations of the stock market indices were 954.354 and 631.675 for SSE and MICEX respectively. Generally, high standard deviations are considered as a sign of high variability in the time series data. Table I also gives information regarding independent variables such as the degree of uncertainties in governments' economic policies and short-term interest rates in both countries, global crude oil price and S&P 500 index.

### III.II. Econometric Methods

#### III.II.I. Theoretical Model

Since the main goal of the study, as indicated above, is investigating the cointegration and causal relationship among the selected macroeconomic variables and stock market indices,

## 27 Economic Policy Uncertainty, Global Oil Price, Interest Rate and Stock Market Return

the theoretical model should be based on a multivariate linear model with a range of four macroeconomic explanatory variables. Therefore, the identified model seeks to hypothesize that change in stock market returns is a function of changes in these variables.

$$SP = f(EPU, CO, IR, SP500, D) + \varepsilon \quad (1)$$

Where  $SP$  is stock market Return,  $D$  is dummy variable, and  $\varepsilon$  represents variables outside the model.

Based on this, the econometric model (the multiple regression models) of the above function has formulated mathematically as follows:

$$\begin{aligned} &LogSSE_{China} \\ &= \alpha_1 + \beta_1 LogEPU_t + \beta_2 LogCO_t + \beta_3 LogIR_t + \beta_4 LogS\&P500_t + \beta_5 D_t + u_t \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} &LogMICEX_{Russia} \\ &= \alpha_1 + \beta_1 LogEPU_t + \beta_2 LogCO_t + \beta_3 IR_t + \beta_4 LogS\&P500_t + \beta_5 D_t + u_t \end{aligned} \quad (3)$$

$$H_0 = \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \dots + \beta_n = 0$$

### III.II.II. Unit Root Test

For making a meaningful inference from the data analysis, the first step should be testing the data series for stationarity. Stationarity is also vital for improving the reliability as well as the accuracy of models that will be developed. In this study, the Augmented Dickey-Fuller (ADF) test is applied to identify the stationarity of the data. The following equation is the basis for the ADF test.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \lambda y_{t-1} + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

Where  $\lambda$  denotes a time trend,  $\alpha_1$  and  $\beta_i$  are coefficients, and  $\rho$  represents the lag number,  $u_t$  is an error correction term.

There are three versions of the ADF models for the data generating process of  $y_t$ . In principle, these specifications can be tried, contingent upon whether the series show a trend or not. These are:

$$\Delta y_t = \lambda y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \lambda y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta y_{t-1} + u_t \quad (6)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \lambda y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta y_{t-1} + \alpha_1 t + u_t \tag{7}$$

Where  $\alpha_1 t$  is a linear time trend;

Based on the above question, the null ( $H_0$ ) and alternative hypotheses for the unit root test in  $y_{t-1}$  are:

The null ( $H_0$ ):  $\lambda = (0)$ , *Series has unit root (non-stationary)*; and ( $H_1$ ):  $\lambda(0)$ , *Stationary*. The rule of thumb is that the data series is non-stationary if the calculated or statistical value is greater than the “critical value”; if not, the ( $H_0$ ) of  $\lambda = 0$  will be rejected.

### III.II.III. Optimal Lag Length

One of the major concerns under ADF, Johansen cointegration, and VECM tests is determining the optimum lag-length of the model. Therefore, to determine the maximum lag-order of the model, the study applied the Akaike Information Criterion (AIC).

$$[AIC = -2 \ln(L) + 2p] \tag{8}$$

Where “L” refers to the maximized value of the likelihood function of the model; p refers to number parameters estimated in the model.

### III.II.IV. Cointegration Test (Johansen Cointegration Test)

In this study, the Johansen's (Johansen & Juselius, 1990) methodology is used for checking cointegration in a multivariate system. The test starts by considering a general Vector Autoregressive Models (VAR (p)) which is given by:

$$Y_t = \mu + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + A_3 Y_{t-3} \dots \dots \dots + A_\rho Y_{t-\rho} + u_t \tag{9}$$

Where  $Y_t$  is an “n-vector” ( $n \geq 2$ ) of non-stationary I(1) variables,  $A_i$  is an ( $n \times n$ ) matrix of coefficient for each lag;  $\rho$  refers to the optimum lag-length;  $u_t$  is a vector of error terms.

In order to run (or to use) the Johansen cointegration test, the above VAR (Equ. 9) should be changed into a vector error correlation model (VECM) form:

$$\Delta Y_t = \mu + \Pi Y_{t-p} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots \dots \dots + \Gamma_{\rho-1} \Delta Y_{t-\rho+1} + u_t \tag{10}$$

$$\Delta Y_t = \mu + \Pi Y_{t-p} + \sum \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + u_t; \quad t = 1, 2, 3, \dots \tag{11}$$

## 29 Economic Policy Uncertainty, Global Oil Price, Interest Rate and Stock Market Return

$\Pi$  represents the coefficient matrix of the first lag and  $\Gamma_i$  are the matrices for each differenced lag,

$$i.e. \Gamma_i = -(-I + A_1 + A_2 + \dots + A_p) \text{ and } \Pi = (-I + A_1 + A_2 + \dots + A_p)$$

$$\Gamma_i = -(\sum_{j=1}^i A_j) + I_n \text{ and } \Pi = (\sum_{i=1}^p A_i) - I_n$$

$\Pi$  stands to represent the existing number of cointegrated vectors. Thus, determining the rank of the matrix ( $\Pi$ ) is the primary goal of the Johansen model. The ‘‘Trace test’’ and the ‘‘Maximum Eigen value test’’ are used to determine the number of cointegration vectors.

$$\Omega_{trace}(m) = -K \sum_{i=m+1}^s \ln(1 - \Omega_i) \quad (12)$$

$$\Omega_{max}(m, m + 1) = -K \ln(1 - \Omega_{m+1}) \quad (13)$$

Where  $\Omega_i$  denotes the estimated values for the  $i^{th}$  ordered Eigen values,  $m$  refers to number of co-integrating vectors,  $s$  represents number of variables, and  $K$  indicates number of usable observations (0,1,2,..K).

Therefore, the hypotheses for  $\Omega_{trace}$  and  $\Omega_{max}$  tests are:

$$(\Omega_{trace}) \text{ Test: } H_0: m = i, H_1: m \geq i+1; \text{ and}$$

$$(\Omega_{max}) \text{ Test: } H_0: m = i. H_1: m = i+1.$$

### III.II.V. Granger Causality Test

The results of the ADF stationarity test and the Johansen’s cointegration test determines the model to be applied for causality tests. If all the data series are stationary at first difference and co-integrated of order 1, then, the causality test will be based on the VEC Granger causality test. If not, the normal Granger (1969) causality test will be used. The regression equation for VEC Granger Causality tests can be formulated as follows:

$$\Delta Y_t = \lambda_i + \sum_{i=1}^{p_1} \omega_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_2} \Phi_i \Delta X_{t-i} + \gamma_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$\Delta X_t = \delta_i + \sum_{i=1}^{p_3} \psi_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_4} \beta_i \Delta Y_{t-i} + \gamma_2 u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

Where  $\varepsilon_{t-1}$  and  $u_{t-1}$  are the error corrections,  $\gamma_i$  is the rate at which previous period long-run disequilibrium is corrected. In general, the testable hypothesis can be rewrite as:

$$H_0: \psi_j = 0 \text{ (there is no causal relationship between variables)}$$



$H_1: \psi_j \neq 0$  (causality exists between variables)

## IV. EMPIRICAL RESULTS

### IV.I. ADF Unit Root Test Results

One of the required conditions for the causality analysis was the stationarity of all variables. Unit root test increases reliability and accuracy in the development of the models. Table II presents the outputs of the ADF unit root test for China and Russia.

Table II. Unit Root test results

| Variable   | ADF Test Results              |                               | Phillips Perron-Test Results    |                                | Order of Stationarity |
|------------|-------------------------------|-------------------------------|---------------------------------|--------------------------------|-----------------------|
|            | Level                         | 1 <sup>st</sup> Difference    | Level                           | 1 <sup>st</sup> Difference     |                       |
| LogSSE     | -2.718265 [7]<br>(0.0724) {0} | -6.277726 [3]<br>(0.0000) {1} | -2.832220 [7]<br>(0.0552) {0}   | -14.70150 [7]<br>(0.0000) {1}  | I(1)                  |
| LogEPU     | -2.429445 [3]<br>(0.1347) {0} | -11.70347 [2]<br>(0.0000) {1} | -0.497965 [7]<br>(-0.497965){0} | -25.43099 [21]<br>(0.0000) {1} | I(1)                  |
| LogIR      | -1.857551 [2]<br>(0.3521) {0} | -12.54699 [1]<br>(0.0001) {1} | -1.988179 [7]<br>(0.2920) {0}   | -22.69506 [12]<br>(0.0001) {1} | I(1)                  |
| LogCO      | -1.629717[1]<br>(0.4659) {0}  | -12.65157[0]<br>(0.0000) {1}  | -1.586777[3]<br>(0.4879) {0}    | -12.64962 [2]<br>(0.0000) {1}  | I(1)                  |
| LogS&P 500 | -1.535447 [0]<br>(0.5141) {0} | -14.56199 [0]<br>(0.0000) {1} | -1.653301 [6]<br>(0.4538) {0}   | -14.61226 [5]<br>(0.0000) {1}  | I(1)                  |
| LogMICEX   | -1.967443 [3]<br>(0.3012) {0} | -7.830735 [2]<br>(0.0000) {1} | -2.104234 [6]<br>(0.2433) {0}   | -12.81371 [6]<br>(0.0000) {1}  | I(1)                  |
| LogEPU     | -2.360248 [7]<br>(0.1543) {0} | -9.603115[6]<br>(0.0000) {1}  | -0.683832 [8]<br>(0.4200) {0}   | -57.51781[6]<br>(0.0000) {1}   | I(1)                  |
| LogIR      | -1.967443 [3]<br>(0.3012) {0} | -10.10476 [8]<br>(0.0000) {1} | -3.514171 [6]<br>(0.0400) {0}   | -16.92992 [7]<br>(0.0000) {1}  | I(1)                  |

N.B.: ( ) denotes the p-values (MacKinnon (1996)); [ ] are number of lags; { } are level of integration; Critical values: 1% = -3.46, 5% = -2.88, 10% = -2.57. Lag-length has determined based on AIC, maxlag = (12).

Based on equation 5, 6, and 7, the null ( $H_0$ ) and alternative hypotheses for the unit root test in  $y_{t-1}$  were that ( $H_0$ ) :  $\lambda = (0)$ , series has unit root (non-stationary); and ( $H_1$ ):  $\lambda < (0)$ , stationary. The rule of thumb is that the data series is non-stationary if the calculated or statistical value is greater than the “critical value”; if not, the ( $H_0$ ) of  $\lambda = 0$  will be rejected. Accordingly, it has clearly indicated in the table that the time series data was not stationary at

## 31 Economic Policy Uncertainty, Global Oil Price, Interest Rate and Stock Market Return

level for all variables. The ADF test results indicated that the null hypothesis was accepted for all variables. Hence, unable to reject the null hypothesis implied that the time series data was non-stationarity or has a unit root and integrated at the level, I (0). Therefore, this result enabled to apply the Johansson long-run cointegration test.

The Phillips and Perron (1988) unit root test has also given similar results (Table II). The Phillips-Perron (PP) test is almost similar to Augmented Dickey-Fuller tests. The only difference is mainly in how they deal with serial correlation and heteroskedasticity in the errors. The PP test indicated the same conclusion with that of the ADF tests.

### IV.II. Lag-Length Selection

Wrong selection of lag-length generally changes the true result of cointegration test as the lag length determination is very sensitive to the result. Therefore, based on AIC, the optimum VAR lag order (p) was determined to be 2 for China and 4 for Russia. At these points, the value of AIC was the smallest. Hence, further tests were based on these lag lengths.

Table III. Optimum VAR Lag Lengths

| Country | VAR Lag-Order(p) | AIC (Smallest Value) |
|---------|------------------|----------------------|
| China   | 2                | -4.642681*           |
| Russia  | 4                | -1.676758*           |

NB. \* indicates the AIC value at the selected lag-order

### IV.III. Johansen Cointegration Test Results

Cointegration tests entail testing the error correction term's integration order in the relationship. Johansen's (Johansen and Juselius, 1990 & Johansen, 1991) approach derives two likelihood estimators for the Cointegration rank: the trace test ( $\lambda_{trace}$ ) and the maximum Eigenvalue ( $\lambda_{max}$ ) tests. Therefore, these two statistics were formally used for testing the rank of cointegration (r). Since the Johannes test is sensitive to the existence of a deterministic trend (Johansen, 1991, 1995), tests for cointegration was performed based on the assumption of a linear deterministic trend and the best lag-length of two (2-lags) for China and 4 for Russia.

Table IV. The Trace Statistics Test Results– CHINA (SSE Index)

| Model             | H <sub>0</sub> | H <sub>1</sub> | Eigenvalue | Trace Statistics | Critical Value (5%) | Prob.** |
|-------------------|----------------|----------------|------------|------------------|---------------------|---------|
| $\lambda_{trace}$ | $r = 0^*$      | $r = 1$        | 0.166383   | 70.98640         | 69.81889            | 0.0402  |
|                   | $r \leq 1$     | $r = 2$        | 0.061076   | 28.03891         | 47.85613            | 0.8120  |
|                   | $r \leq 2$     | $r = 3$        | 0.034397   | 13.16592         | 29.79707            | 0.8839  |
|                   | $r \leq 3$     | $r = 4$        | 0.017798   | 4.905435         | 15.49471            | 0.8188  |
|                   | $r \leq 4$     | $r = 5$        | 0.002824   | 0.667355         | 3.841466            | 0.4140  |

\*  $H_0$  rejected at 5 percent level of confidence

\*\* $p$ -values (MacKinnon-Haug-Michelis (1999))

Table V. The Maximum Eigenvalue Test Results – CHINA (SSE Index)

|                 | H <sub>0</sub> | H <sub>1</sub> | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | Critical Value (5%) | Prob.** |
|-----------------|----------------|----------------|------------|---------------------|---------------------|---------|
| $\lambda_{max}$ | $r = 0^*$      | $r = 1$        | 0.166383   | 42.94749            | 33.87687            | 0.0032  |
|                 | $r \leq 1$     | $r = 2$        | 0.061076   | 14.87299            | 27.58434            | 0.7582  |
|                 | $r \leq 2$     | $r = 3$        | 0.034397   | 8.260486            | 21.13162            | 0.8871  |
|                 | $r \leq 3$     | $r = 4$        | 0.017798   | 4.238080            | 14.26460            | 0.8334  |
|                 | $r \leq 4$     | $r = 5$        | 0.002824   | 0.667355            | 3.841466            | 0.4140  |

\*  $H_0$  rejected at 5 percent level of confidence

\*\* $p$ -values (MacKinnon-Haug-Michelis (1999))

The trace test ( $\lambda_{trace}$ ), Table IV and VI, is based on Equation 12. The test evaluates the null hypothesis that the number of distinct co-integrating vectors is less than or equal to  $r$  against a general alternative hypothesis that there are more than  $r$  (the number of distinct co-integrating vectors is more than  $r$ ). It starts with  $p$  eigenvalues, and then successively the largest is removed.  $\lambda_{trace} = 0$  when all the  $\lambda_i = 0$ , for  $i = 1, 2, \dots, n$ . Therefore, in this test,  $H_0$ : rank ( $\Pi$ )  $\leq r$ ; and  $H_1$ :  $r < \text{rank}(\Pi) \leq n$ . For the succeeding test, if this null hypothesis is rejected, the next null hypothesis is that rank ( $\Pi$ )  $\leq r + 1$  and the alternative hypothesis is that  $r + 1 < \text{rank}(\Pi) \leq n$ .

The maximum eigenvalue test ( $\lambda_{max}$ ), Table IV and VI, is conducted based on Equation 13. The test examines the null hypothesis of the number of co-integrating vectors  $r$  (rank ( $\Pi$ ) =  $r$ ) against the alternative hypothesis of  $r+1$  (rank ( $\Pi$ ) =  $r + 1$ ) cointegrating vectors. If the variables in  $y_t$  are not co-integrated, the rank of  $\Pi$  is zero and all the characteristic roots are

### 33 Economic Policy Uncertainty, Global Oil Price, Interest Rate and Stock Market Return

zero. For both statistical tests, critical values for testing the rank of the  $\Pi$  matrix have derived from Johansen's (1988) and Johansen & Juselius's (1990) critical value table. If the test statistic is greater than the critical value from Johansen's tables, the null hypothesis will be rejected.

Table IV and V present part of the cointegration test results for China. As it is clearly shown in Table III, the trace statistics (70.98640) is above the critical value (69.81889) with the p-value of 0.0402 (4.02%) which indicates that the hypothesis of zero cointegration vector ( $H_0: r = 0$ ) has been rejected. However, the test results were inadequate to accept the alternative hypothesis that claims the existence of two or more cointegration vector ( $H_1: r = 2$ ) as the trace statistics (28.03891) was much less than the critical value (47.85613). It means that there was only one cointegration relation between the variables,  $H_1: r = 1$ . Hence, the optimum number of cointegration relation among the variables with two lags was, then, equal to one, i.e. rank ( $\Pi$ ) = 1. The Max-Eigenvalue test has also supported the existence of only one cointegration relation at 5% significance level. In this case, since the critical value (33.87687) was less than the trace statistics of 42.94749 with the p-value of 0.0032, the null hypothesis was not acceptable at 5% significance level.

Table VI. The Trace Statistics Test Results- RUSSIA (MICEX Index)

| Model             | $H_0$      | $H_1$   | Eigenvalue | Trace Statistics | Critical Value (5%) | Prob.** |
|-------------------|------------|---------|------------|------------------|---------------------|---------|
| $\lambda_{trace}$ | $r = 0^*$  | $r = 1$ | 0.161630   | 85.55284         | 69.81889            | 0.0017  |
|                   | $r \leq 1$ | $r = 2$ | 0.100788   | 42.00773         | 47.85613            | 0.1585  |
|                   | $r \leq 2$ | $r = 3$ | 0.044723   | 15.76719         | 29.79707            | 0.7285  |
|                   | $r \leq 3$ | $r = 4$ | 0.014582   | 4.465971         | 15.49471            | 0.8626  |
|                   | $r \leq 4$ | $r = 5$ | 0.003386   | 0.837790         | 3.841466            | 0.3600  |

\*  $H_0$  rejected at 5 percent level of confidence

\*\*p-values (MacKinnon-Haug-Michelis (1999))

On the other hand, the Johansen cointegration test results for Russian (Table VI and VII) indicated that at least two variables in the system have cointegrated in the long-run. The null hypothesis ( $r = 0$ ) has rejected in both tests with significant p-values of 0.0017 and 0.0026. The test, however, has failed to reject the  $H_0: r \leq 1$  hypothesis as the trace statistics value of 42.00773 was below the critical value of 47.85613. Hence, the final number of co-integrated vectors with four lags was equal to one, i.e. rank ( $\Pi$ ) = 1.

Table VII. The Maximum Eigenvalue Test Results - RUSSIA (MICEX Index)

| Model           | H <sub>0</sub> | H <sub>1</sub> | Eigenvalue | Max-Eigen<br>Statistic | Critical<br>Value (5%) | Prob.** |
|-----------------|----------------|----------------|------------|------------------------|------------------------|---------|
| $\lambda_{max}$ | $r = 0^*$      | $r = 1$        | 0.161630   | 43.54511               | 33.87687               | 0.0026  |
|                 | $r \leq 1$     | $r = 2$        | 0.100788   | 26.24053               | 27.58434               | 0.0735  |
|                 | $r \leq 2$     | $r = 3$        | 0.044723   | 11.30122               | 21.13162               | 0.6173  |
|                 | $r \leq 3$     | $r = 4$        | 0.014582   | 3.628181               | 14.26460               | 0.8964  |
|                 | $r \leq 4$     | $r = 5$        | 0.003386   | 0.837790               | 3.841466               | 0.3600  |

\*  $H_0$  rejected at 5 percent level of confidence

\*\*p-values (MacKinnon-Haug-Michelis (1999))

From the above results of the Johannes cointegration test at least two implications can be derived. The first major implication is that the variables used in the model have cointegration in the long run. It means that, in order to recover short-run, divergence from their long-run equilibrium, at least one variable tends to adjust proportionally in the short-run. The second major implication is also that as expected by the Granger representation theorem, in the system, there was a minimum of one Granger causality between the variables. In general, since the rank ( $\Pi$ ) was different from zero in both countries, the series was co-integrating among the variables. Therefore, the causality test should be performed by using the VEC Granger Causality model.

#### IV.IV. Vector Error Correction (VEC) Granger Causality

When there is cointegration among variables, the causal interactions between the dependent and independent variables should be carried out in a VEC form. It enables to determine the causal relationship in the  $\chi^2$ -test of the first-differenced terms.

Table VIII. VEC Granger Causality Results for China

| Variables               | Independent                          |                       |                       |                        |                         |
|-------------------------|--------------------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-------------------------|
| Dependent               | $\chi^2$ -statistics of Lagged Terms |                       |                       |                        |                         |
|                         | $\Delta\text{LogSSE}$                | $\Delta\text{LogEPU}$ | $\Delta\text{LogCO}$  | $\Delta\text{LogIR}$   | $\Delta\text{LogSP500}$ |
| $\Delta\text{LogSSE}$   | --                                   | 0.004983<br>[ 0.9437] | 1.011779<br>[ 0.3145] | 4.068349**<br>[0.0437] | 1.437904<br>[0.2305]    |
| $\Delta\text{LogEPU}$   | 1.275218<br>[0.2588]                 | --                    | 0.994462<br>[0.3187]  | 1.922417<br>[0.1656]   | 6.354061**<br>[ 0.0117] |
| $\Delta\text{LogCO}$    | 0.610239<br>[0.4347]                 | 0.718059<br>[0.3968]  | --                    | 3.817011<br>[ 0.0507]  | 3.317415<br>[0.0685]    |
| $\Delta\text{LogIR}$    | 2.699404<br>[0.1004]                 | 0.309854<br>[ 0.5778] | 0.440091<br>[ 0.5071] | --                     | 0.055110<br>[0.8144]    |
| $\Delta\text{LogSP500}$ | 0.543053<br>[ 0.4612]                | 0.453956<br>[ 0.5005] | 0.006118<br>[0.9377]  | 3.350579<br>[ 0.0672]  | --                      |

Note: \*\* is significant at 5%; Numbers in the squared brackets [...] are p-values.  $\Delta$  is the first difference; Log is the natural logarithm, SSE is Shanghai Stock Exchange Index (China); EPU is Economic Policy Uncertainty Index for China; CO is Global Crude Oil Price; IR is Short-term Interest Rate for China, and SP500 is Standard & Poor 500 Index

The first row in Table VII shows the short-run causality between LSSE index as the dependent variable and the rest of the variables as independent variables. The short-run causalities have determined with the  $\chi^2$ -test. As shown in Table VII, the short-term interest (or lending) rates in China Granger cause to the Shanghai Stock Exchange index with  $\chi^2$ -statistics of 4.068349 and the probability value of 0.0437 which is below the 5% significant level. It means the change in short-run interest rates can predict the changes in the Shanghai stock market returns. But there was no reverse causality from LogSSE to LogIR. One possible conclusion can be given from this result is that the Shanghai Stock Exchange was not efficient with respect to information about the short-term interest rate. The result indicates that the Shanghai stock market returns could be predicted using available information about short-term lending rates. This result has similarity with the reported findings of Teker & Alp (2014). Table VIII also shows that the S&P 500 index, which is a proxy for the global stock market, is the only variable that Granger causes the Chinese EPU index in the short-run. Such finding may be due to the existing strong trade relationship between China and the USA. Therefore, it was expected that when there was a decrease in demand for Chinese products in the US markets the

impact could be shown on the stock prices traded in the US market and it effects on the Chinese economy indirectly.

Table IX. VEC Granger Causality Results for Russia

| Variables               | Independent                          |                         |                        |                      |                         |
|-------------------------|--------------------------------------|-------------------------|------------------------|----------------------|-------------------------|
| Dependent               | $\chi^2$ -statistics of Lagged Terms |                         |                        |                      |                         |
|                         | $\Delta\text{LogMICEX}$              | $\Delta\text{LogEPU}$   | $\Delta\text{LogCO}$   | $\Delta\text{LogIR}$ | $\Delta\text{LogSP500}$ |
| $\Delta\text{LogMICEX}$ | --                                   | 11.88490***<br>[0.0078] | 5.830509<br>[0.1202]   | 3.720929<br>[0.2902] | 5.265221<br>[0.1534]    |
| $\Delta\text{LogEPU}$   | 2.203087<br>[0.5313]                 | --                      | 10.44795**<br>[0.0151] | 5.222456<br>[0.1562] | 1.525007<br>[0.6765]    |
| $\Delta\text{LogCO}$    | 4.564970<br>[0.2066]                 | 2.886585<br>[0.4094]    | --                     | 3.268904<br>[0.3520] | 1.084491<br>[0.7808]    |
| $\Delta\text{LogIR}$    | 6.443588<br>[0.0919]                 | 11.68331<br>[0.0086]    | 5.578147<br>[0.1340]   | --                   | 1.737282<br>[0.6287]    |
| $\Delta\text{LogSP500}$ | 4.136339<br>[0.2471]                 | 12.78766***<br>[0.0051] | 5.841804<br>[0.1196]   | 0.673282<br>[0.8795] | --                      |

Note: \*\*\* refers to 1% significant level, \*\* is significant at 5%;  $\Delta$  is the first difference; Log is the natural logarithm, MICEX is Moscow Interbank Currency Exchange Index (Russia's Stock Market Index); EPU is Economic Policy Uncertainty Index for Russia, CO is Global Crude Oil Price; IR is Short-term Interest Rate for Russia, and SP500 is Standard & Poor 500 Index

The first column of Table IX indicates the short run contribution of LogMICEX as an independent variable to other variables in the system. As clearly shown in the Table, the p-values reported in the first row suggests the existence of unidirectional short-run causality from the Russian EPU index to the MICEX index, with significant  $\chi^2$ -statistics of 11.88490 and p-value of 0.0078. It means that in the short-run, the economic policy uncertainty index predicts the MICEX index. However, the MICEX index doesn't Granger-cause the LogEPU index. So that it can be possible to make a conclusion from this result that the Moscow Stock Exchange was not efficient market as for Economic policy uncertainty index. It implies that Moscow stock market returns could be predicted during the study period using available information about Russian's economic uncertainty index in the short-run. These outcomes are in one another agreeing with the established results of Brogaard & Detzel (2012) and Vichet (2012). However, no significant causality is detected from the rest of independent variables to the LogMICEX index. It can be interpreted that the Moscow stock market prices already incorporate all available information about changes in these variables. These results can be

### **37 Economic Policy Uncertainty, Global Oil Price, Interest Rate and Stock Market Return**

considered as empirical proof that, in the short run, the Moscow Stock Exchange is informationally efficient in relation to LogCO, LogIR, and LogS&P 500 index. One justification to claim that a shock in the Russian EPU affects the US stock market (S&P 500) will be through its impact on global oil supply. Since Russia is one of the largest oil suppliers to the international market, any uncertainty in the country's economy creates uncertainty about the supply of oil and it affects oil price directly and cost of production. This outcome is similar to the results reported by Subarna & Zadeh, (2012).

In the first column of Table VIII, the p-values show the Moscow stock market index as a leading indicator only for the short-term lending rates. On the other hand, the Russian EPU index can be predicted using the information for the Global crude oil price movements. There was also a VEC Granger causality running from LogCO to LogEPU with  $\chi^2$ -statistics of 10.44795 and p-value of 0.0151 which is significant at 5 percent level. Since Russia is one of the world's largest oil producer and exporting countries, the causal relationship between global oil price and Russia's EPU was expected. According to Nadia & Chulpan (2015), 31.77% of the Russian consolidated budget revenues and over 51.28% of the federal revenues fall to the share of oil and gas revenues. Therefore, changes in global oil price expected to have a direct effect on Russia's economy. When oil prices drop, the country's revenue suffers greatly. This result is in line with studies by Shibanova Roenko and Guznova (2012), Ito (2012), and Rasoulnezhad (2014) who have established a relationship between Russia's economic and oil price shocks. The unidirectional Granger causality was also found between LogEPU and short-term lending rates with the p-value of 0.0086 which is significant at 1% level of confidence.

## **V. CONCLUSIONS**

As it has been mentioned in the first part of the paper, the main goal of the study was to examine the cointegration and causality among the Global oil prices, uncertainties in economic policies, interest rates, and stock market returns in Russia and China. The analyses have done by using 252 monthly observations during the period from January 1996 to December 2016. The study investigated the existence of co-movements and causality among variables using the Johansen & Juselius (1990) cointegration test and VEC Granger Causality Tests. The uncertainty in government economic policies has measured based on the news based measure of EPU index which is developed by Baker et al. (2013, 2016). The study has also



used the USA stock market (S&P 500) index as a proxy for the “Global Stock Market Index”. Financial crisis and stock market fails were also considered in this study as ‘dummy variables’.

The outcomes of the analysis indicated that there was a long-run cointegration relation among variables both in China and Russia. But the Granger causality test for China has also indicated only existence of a unidirectional causality from overnight interest-rates to the Shanghai Stock Exchange index. It means the movements in interest rate enables to predict the possible variation in the SSE index. This relationship was expected as the interest based securities are alternatives for stock market investments. However, the Granger causality test carried out to test the relationship between the Shanghai stock market returns and the international crude oil price has not indicated a significant relationship. It means Global crude oil price is not the causal variable for changes in China’s stock market index. This result may be due to China’s unique pricing mechanism of oil products and less volatility of oil prices in China as compared to other countries. According to Haoyuan et al. (2017), the refined oil price in China does not automatically adjust in response to international oil prices. It is less frequently adjusted by National Development and Reform Committee in Central government. This result has similarities with studies done by Cong et al. (2008) and Fang and You (2014) that both claims that the impact of oil price changes on Chinese stock market is insignificant. The result also indicated an insignificant causal relationship between EPU and stock market returns in China.

In Russia, the outcomes of causality tests have shown the existence of a one direction Granger causality running from the Russian EPU index to MICEX index and from global oil price to the Russian EPU index. There was also Granger causality running from the Russian’s EPU index to Banks’ overnight lending rates. It means in Russia, the EPU index was an indicator for the MICEX index and the lending rate in the short-run. The direct impact of global oil price on Russia’s stock market is very weak. However, fluctuations in global oil price directly affect Russia’s economic policy uncertainty which in turn has a direct impact on the stock market. Such that it can be concluded that global oil price shocks indirectly affect the Russian stock market through its effect on the country’s economy.

Finally, the findings of the study indicate that the stock markets are inefficient in both countries. For the Shanghai Stock Exchange, the inefficiency was with respect to overnight interest rate since the Shanghai stock market returns can be predicted using available information about short-term lending rates. In Russia, the MICEX index could be also predicted using available information about Russian’s economic uncertainty index in the short-run during the study periods. The remaining variables appear to have an insignificant relationship with the

### **39 Economic Policy Uncertainty, Global Oil Price, Interest Rate and Stock Market Return**

MICEX index in the short-run. It indicates that all information available on changes in these variables is already incorporated in these stock market prices. Thus, this result may be seen as empirical evidence that both stock markets meet the efficient-market hypothesis (EMH) with respect to EPU index, Global oil price, and S&P 500 in China and short-term interest rates, Global oil price, and S&P 500 in Russia in the short run.

## REFERENCES

- Alam M. and Salah U.G. 2009. Relationship between Interest Rate and Stock Price: Empirical Evidence from Developed and Developing Countries; *International Journal of Business and Management* (ISSN 1833-3850), 4(3), 43-51.
- Antonakakis, N., Chatziantoniou, I. and Filis, G. 2013. Dynamic co-movements of stock market returns, implied volatility and policy uncertainty', *Economics Letters*, 120(1), 87–92.
- Apergis, N. and Miller, S.M. 2009. Do structural oil-market shocks affect stock prices?; *Energy Economics*, 31, 569-575.
- Baker S. R, Bloom, N., and Davis, S. J. 2013. Measuring economic policy uncertainty, Chicago Booth Research Paper, No. 13-02.
- Bloom, N., 2009. The Impact of Uncertainty Shocks; *Journal of Econometrica*, 77(3), 623-685.
- Bloom, N., Bond, S., and Van Reenen, J. 2007. Uncertainty and investment dynamics; *The review of economic studies*, 74(2), 391-415.
- Brogaard, J. and Detzel, A., 2012. The Asset Pricing Implications of Government Economic Policy Uncertainty; Working Paper Foster School of Business, University of Washington.
- Brooks, C., 2008. *Introductory Econometrics for Finance*; 2<sup>nd</sup> edition. Cambridge University Press, New York.
- Chang T., Chen W., Gupta R., and Nguyen D. 2015. Are stock prices related to the political uncertainty index in OECD countries? Evidence from the bootstrap panel causality test; *Journal of Economic Systems*, 39(2),288–300.
- Cong, Rong-Gang, Yi-Ming Wei, Jian-Lin Jiao, and Ying Fan, (2008). Relationships between oil price shocks and stock market: An empirical analysis from China. *Energy Policy*, Vol. 36, Issue 9, pp. 3544-3553.
- Dickey D. A. and Fuller W.A. 1979. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of American Statistics Association*, 74(366),427-431.
- Elder, J. and Serletis A. 2010. Oil price uncertainty. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42 (6), 1137-1159.
- Fang, Chung-Rou, and Shih-Yi You (2014). The impact of oil price shocks on the large emerging countries' stock prices: Evidence from China, India and Russia. *International Review of Economics and Finance*, Volume 29, pp. 330-338.
- Goodness C. Aye, 2015. Does oil price uncertainty matter for stock returns in South Africa?; *Investment Management and Financial Innovations*, 12(1), 179-188.
- Granger C. W. J. and Morris M. J., 1976. Time Series Modeling and Interpretation. *Journal of Royal Statistics Society A*, 139, 246-57.
- Granger, C. W. J., 1969. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Gulko, L. 2002. Decoupling; *The Journal of Portfolio Management*, 28(3), 59-66.

## 41 Economic Policy Uncertainty, Global Oil Price, Interest Rate and Stock Market Return

- Hamilton, J.D. 2009. Causes and consequences of the oil shock of 2007-08; *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring, 215-261.
- Haoyuan Ding, Haichao Fan, Huanhuan Wang, and Wenjing Xie (2017). Revisiting Crude Oil Price and China's Stock Market. *Annals of Economics and Finance*, Vol. 18, Issue 2, pp. 377–391.
- Ito, K. (2012). The impact of oil price volatility on the macroeconomy in Russia. *The Annals of Regional Science*, Vol. 48, No. 3, pp. 695-702.
- J. Penm, O'Neil, T.J., and R.D. Terrell, 2008. The role of higher oil prices: A case of major developed countries, in Andrew H. Chen (ed.) *Research in Finance* (Research in Finance, Volume 24) Emerald Group Publishing Limited, 287 – 299.
- Johansen S. 1995. *Likelihood-Based Inference in Co-integrated Vector Autoregressive Models* (New York: Oxford University Press).
- Johansen S. 1996. *Likelihood-based Inference in Co-integrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press, Oxford.
- Johansen, S. 1991. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models; *Journal of Econometrica*, 55, 1551-80.
- Johansen, S. and Juselius, K., 1990. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—with Applications to the Demand for Money; *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169–210.
- Jones, M.C., and Kaul, G. 1996. Oil and stock markets. *Journal of Finance*, 51, 463-491.
- Jurado K., Ludvigson S. C., and Ng, S. 2013. Measuring Uncertainty, NBER Working Paper 19456.
- Kang W. and Ratti, R.A. 2013. Oil shocks, policy uncertainty, and stock market return; Intentional Financial Markets, *Institutions and Money*, 26, 305– 318.
- Kilian, L. 2009. Not all oil price shocks are alike: disentangling demand and supply shocks in the crude oil market; *American Economic Review*, 99, 1053-1069.
- Kilian, L. and Park, C., 2009. The Impact of Oil Price Shocks on the U.S. Stock Market; *International Economic Review*, 5(4), 1267-1287.
- Kling, J.L. 1985. Oil price shocks and stock-market behavior; *Journal of Portfolio Management*, 12, 34–39.
- Masih, R., Peters, S. and De Mello, L. 2011. Oil price volatility and stock price fluctuations in an emerging market: evidence from South Korea, *Energy Economics*, 33 (5), 975-986.
- Miller, J.I. and R.A. Ratti, 2009. Crude oil and stock markets: Stability, instability, and bubbles; *Energy Economics*, 31, 559-568.
- Nadia Sabitovaa and Chulpan Shavaleyeva (2015). Oil and Gas Revenues of the Russian Federation: Trends and Prospects. *Journal of Procedia Economics and Finance*, Vol. 27, pp. 423 – 428
- Park, J. and Ratti, R.A., 2008. Oil prices and stock markets in the U.S. and 13 European countries; *Energy Economics*, 30, 2587-2608.
- Pastor L. and Veronesi P. 2012. Uncertainty about government policy and stock prices; *Journal of Finance* 67, 1219-1264.

- Peersman, G. and Van Robays I., 2012. Cross-country differences in the effects of oil shocks; *Energy Economics*, 34, 1532–1547.
- Peter C. B. Phillips and Pierre Perron (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, Vol. 75, No. 2 (Jun., 1988), pp. 335-346.
- Rasoulinezhad, E. (2014). How can global oil price shocks influence economic growth of oil exporting countries- case of Russia? 7th Conference of Iranian Students in Russian Federation 12 April 2014, Gubkin Russian State University of Oil and Gas, Moscow, Russia.
- Sadorsky, P. 1999. Oil price shocks and stock market activity; *Energy Economics*, 21, 449-469.
- SerletisA, and Rahman, S., 2011. The asymmetric effects of oil price shocks; *Macroeconomic Dynamics*, 15, 437-471.
- Shibanova-Roenko, E.A. and Guznova, A. (2012). The effect of energy crisis of 1973 on Russian economy. The 4th International Scientific Conference, 15 February, Russia.
- Subarna, S. K., and Zadeh, A. H. 2012. Co-movements of oil, gold, the US dollar, and stocks. *Modern Economy*, 3(01), 111-117.
- Sum, V. 2012. Economic Policy Uncertainty and Stock Market Returns. *International Review of Applied Financial Issues and Economics*, Forthcoming. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2073184> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2073184>
- Swanepoel, J.A. 2006. The impact of external shocks on South African inflation at different price stages; *Journal for Studies in Economics and Econometrics*, 30 (1), 1-22.
- Teker, D.L., and Alp, E. A., 2014. Granger Causality Relation between Interest Rates and Stock Markets: Evidence from Emerging Markets; *European Journal of Business and Social Sciences*, 2(10), 63-73.
- Tuckett, D., P. Ormerod, R. Nyman and R. E. Smith, 2014. Conviction Narrative Theory and Directed Algorithmic Text Analysis: Predicting the Evolution of the US and UK Economies; University College London Centre for the Study of DecisionMaking Uncertainty. (Mimeo)
- Yoon, K.H. and Ratti,R.A., 2011. Energy price uncertainty, energy intensity and firm investment; *Energy Economics*, 33, 67-78.

## AR-GE HARCAMALARININ EKONOMİK BÜYÜME VE DIŞ TİCARET DENGESİ ÜZERİNDEKİ ETKİSİ: G-20 ÜLKELERİ ÜZERİNE BİR UYGULAMA\*

H. Hüseyin YILDIRIM\*\*

M. Emin AKKILIÇ\*\*\*

M. Selim DİKİCİ\*\*\*\*

### Özet

Günümüzde, uluslararası piyasalarda yoğun bir rekabet yaşanmaktadır. Bu yoğun rekabet durumunda ülkelerin temel hedefleri arasında sürdürülebilir büyümeyi sağlamak ve dış ticarete üstünlüğe sahip olmak yer almaktadır. Ülkelerin bu hedeflere ulaşmak için ihtiyaç duyduğu faktörlerin başında inovasyon ve Ar-Ge faaliyetleri gelmektedir. Ar-Ge harcamaları, yeni ürün ve hizmetlerin üretilmesini mümkün kılarak, ülkelere uzun dönemli büyüme ve rekabet avantajı sağlamaktadır. Bu bağlamda çalışmanın temel amacı, G-20 ülkelerinde Ar-Ge harcamalarının ihracat ve ekonomik büyüme üzerindeki etkisini araştırmaktır. Bunun için G-20 ülkelerinin Ar-Ge harcamalarının bu iki makro ölçüt üzerindeki etkisi panel veri analizi ile araştırılmıştır. Araştırma sonuçlarına göre Ar-Ge harcamalarındaki artış ekonomik büyüme ve ihracat üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkiye sahiptir.

**Anahtar Kelimeler:** Ar-Ge Harcamaları, G-20 Ülkeleri, Ekonomik Büyüme, Panel Veri Analizi

**Jel Kodları:** B17, F63, O30

\* Bu çalışma, 14-16 Temmuz 2017 tarihlerinde düzenlenen 8. Uluslararası Girişimcilik Kongresinde sunulan bildirinin gözden geçirilmiş halidir.

\*\*Balıkesir Üniversitesi, Bankacılık ve Finans Bölümü, [hhyildirim@balikesir.edu.tr](mailto:hhyildirim@balikesir.edu.tr), orcid.org/0000-0002-5840-8418.

\*\*\*Balıkesir Üniversitesi, Uluslararası Ticaret Bölümü, [eakkilic@balikesir.edu.tr](mailto:eakkilic@balikesir.edu.tr), orcid.org/0000-0002-3888-6025.

\*\*\*\*Balıkesir Üniversitesi, Pazarlama Bölümü, [msdikici@balikesir.edu.tr](mailto:msdikici@balikesir.edu.tr), orcid.org/0000-0001-7937-7772.

Date of submission: 19-02-2018

Date of acceptance: 23-10-2018

## THE EFFECT OF R&D EXPENDITURES ON ECONOMIC GROWTH AND TRADE BALANCE: EVIDENCE FROM G-20 COUNTRIES

### Abstract

Nowadays, there is intense competition in international markets. In this case, the main targets of the countries are sustainable growth and the superiority of foreign trade. Innovation and R&D activities are the main factors that countries need to achieve these targets. By making it possible to produce new products and services, R&D expenditures provide long term growth and competitive advantages for countries. The aim of this study is to investigate the importance of the impact of the R&D expenditures - which show on increasing scale day by day- on the export, economic growth for G-20 countries. For this purpose, the impact of R&G expenditure on these two macro criteria of the G-20 countries was investigated by panel data analysis. According to the results of the research, the increase in R & D expenditures has a positive and significant effect on economic growth and exports.

**Keywords:** R&D Expenditures, G-20 countries, Economic Growth, Panel Data Analysis

**Jel Codes:** B17, F63, O30

## I. GİRİŞ

Araştırma ve Geliştirme (Ar-Ge) kavramı son zamanlarda yaygın olarak kullanılmaktadır. Ar-Ge yatırımları mikro açıdan değerlendirildiğinde firmaların satışlarını ve karlılığını arttırmak için yeni bir ürün üretmek amacıyla yapılan faaliyetlerdir. Makro açıdan değerlendirildiğinde ise ülkelerin dış ticarete üstünlük sağlamak amacıyla yaptıkları faaliyetleri kapsamaktadır. Gerek ülkeler bazında gerekse de işletmeler bazında rekabetin yoğun yaşandığı günümüzde rakiplere göre üstünlük sağlamak için yenilik yapmak bir zorunluluk haline gelmiştir.

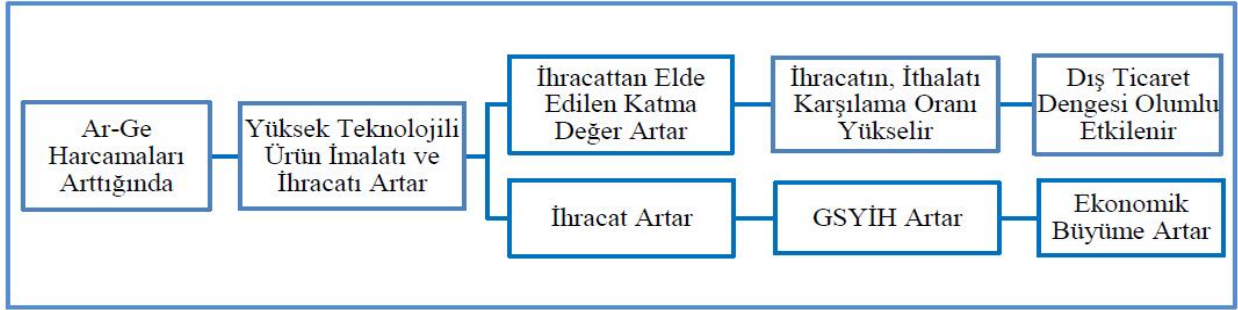
Yenilik, bilimsel araştırmadan icada, geliştirmeye ve ticarileştirmeye kadar yeni bir ürün veya süreç yaratmadaki teknik, endüstriyel ve ticari adımlar bütünüdür. İnovasyon, yeniliğin ortaya çıkarılması ve bunun pazara başarılı bir şekilde uyarlanmasıdır. İnovasyon kavramını icat, kesif, yenilik, buluş gibi kavramlardan ayıran husus "değer yaratma" zorunluluğudur. Bir icat, yenilik, kesif veya buluş değer yarattığı sürece inovasyondur. İnovasyon, süreçler, ürünler, hizmetler ve teknoloji ile ilgilidir (Brown ve Jan, 2004:2). Ar-Ge inovasyonun önemli bir parçasıdır. İnovasyonun üç temel amacı vardır. Bunlar; işletmenin varlığını sürdürebilmesi, işletmenin pazarda lider konuma gelmesi ve kârın artırılmasıdır.

Günümüzde işletmelerin yoğun rekabet ortamında özgün olmak ve fark yaratmak için Ar-Ge'ye verdikleri önem her geçen gün artmaktadır. Buna bağlı olarak işletmeler bütçelerinde Ar-

## 45 Ar-Ge Harcamalarının Ekonomik Büyüme ve Dış Ticaret Dengesi Üzerindeki Etkisi

Ge'nin payını arttırmaktadır. Müşterilerin isteklerine en iyi yanıtı verebilmek için işletmeler bünyelerinde Ar-Ge birimleri kurmakta ve bu birimlere önemli ölçüde kaynak ayırmaktadırlar. Ülkeler ve firmalar Ar-Ge yatırımları yaparak maliyet avantajı elde etmektedir. Maliyette elde edilen avantaj, karı olumlu yönde etkilemektedir.

Ülkelerin ihracat kapasitesi ve dış ticaret dengesi üzerinde Ar-Ge faaliyetlerinin etkileyen bir faktör olacağı beklenilmektedir (Güloğlu ve Tekin, 2012:73; Samimi ve Leadary, 2010:3086). Şekil I'de Ar-Ge harcamaları, dış ticaret dengesi ve ekonomik büyüme ilişkileri gösterilmiştir. Ar-Ge harcamalarındaki artış yüksek teknolojik ürün imalatını ve ihracatını artırmaktadır. İhracatta meydana gelen artış GSYİH'de artışı yaratarak ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilemektedir.

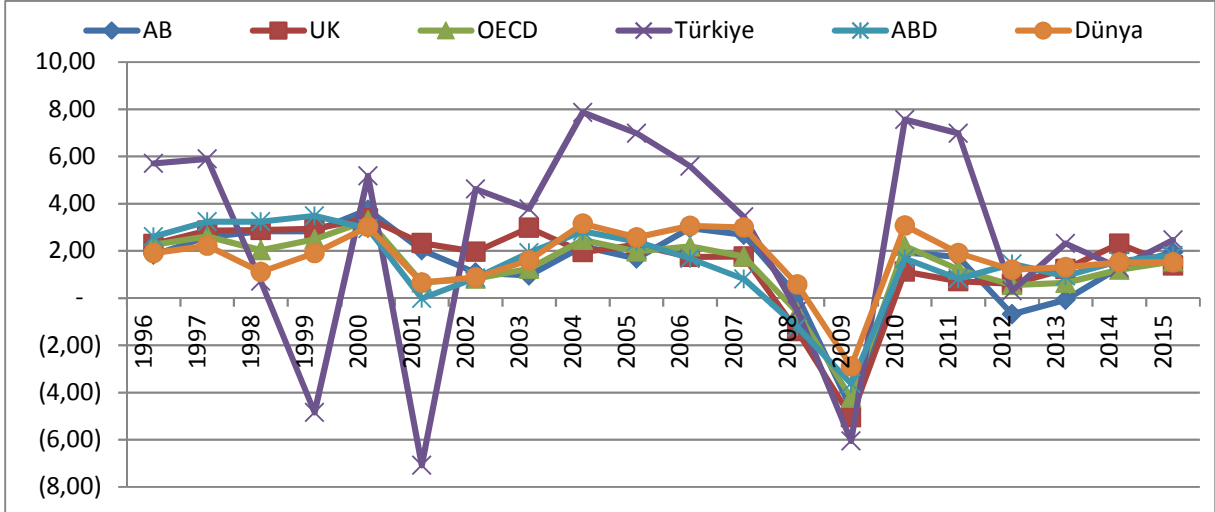


Kaynak: (Göçer, 2013:220)

Şekil I. Ar-Ge Harcamaları, Dış Ticaret Dengesi ve Ekonomik Büyüme İlişkisi

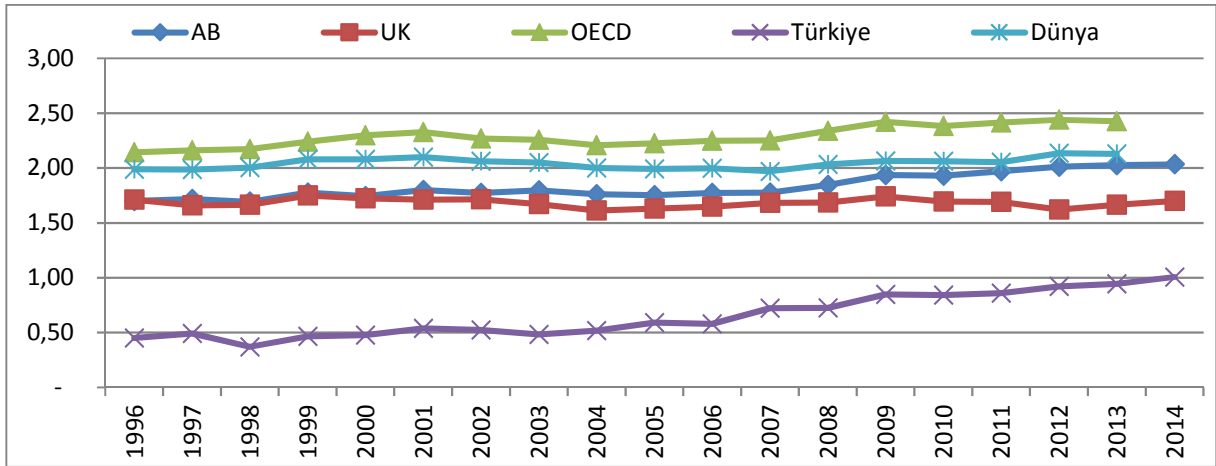
Türkiye'nin 2014-2018 yıllarını kapsayan Onuncu Kalkınma Planı'nda; Ar-Ge ve yenilik politikasının temel amacı; *“teknoloji ve yenilik faaliyetlerinin özel sektör odaklı artırılarak faydaya dönüştürülmesine, yeniliğe dayalı bir ekosistem oluşturularak araştırma sonuçlarının ticarileştirilmesine ve markalaşmış teknoloji yoğun ürünlerle ülkemizin küresel ölçekte yüksek rekabet gücüne erişmesine katkıda bulunmak”* olarak belirtilmiştir. Yine plan doğrultusunda ülkemizdeki Ar-Ge harcamalarının GSYH içerisindeki payının 2018 yılında %1,8 seviyesine yükseltilmesi hedeflenmiştir.





Şekil II. Kişi Başı GSYH'deki Büyüme Oranı

Şekil II'de Avrupa Birliği (AB), İngiltere (UK), OECD üyesi ülkelerin ortalaması, Türkiye, ABD ve Dünya ortalamasında kişi başı GSYH'deki büyüme oranı gösterilmiştir. Türkiye'nin kişi başı GSYH'deki değişimine bakıldığında 1999, 2001 ve 2009 dönemlerinde negatif bir büyümenin olduğu görülmektedir. Genel olarak bakıldığında 2008 küresel krizinden kaynaklı olarak büyümenin negatif gerçekleştiği görülmektedir.



Şekil III. Araştırma ve Geliştirme Harcamalarının GSYH'deki Oranı

Şekil III'te araştırma ve geliştirme harcamalarının GSYH'deki oranları AB, UK, OECD, Türkiye ve Dünya ortalaması için gösterilmiştir. Dünya ortalamasına bakıldığında 1996'dan 2014 yılına kadar araştırma ve geliştirme harcamalarının GSYH'deki payı yaklaşık olarak %2 civarındadır. Türkiye'ye bakıldığında ise bu oranın 1996 yıllarında yaklaşık olarak %0,5 olduğu

## 47 Ar-Ge Harcamalarının Ekonomik Büyüme ve Dış Ticaret Dengesi Üzerindeki Etkisi

ve yıllar itibariyle arttığı görülmektedir. 2014 yılına gelindiğinde Türkiye’de araştırma ve geliştirme harcamalarının GSYH’deki payı yaklaşık olarak % 1 olup dünya ortalamasının altında olduğu görülmektedir.

Bu çalışmada G-20 ülkelerinde Ar-Ge harcamalarının ekonomik büyüme ve ihracat üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Çalışmanın giriş bölümünde kavramsal çerçeve ve Ar-Ge harcamalarına ait ülkeler ve ülke gruplarına ait oransal ölçütlere yer verilmiştir. Çalışmanın ikinci bölümünde olan literatür araştırmasında, Ar-Ge harcamaları ile ekonomik büyüme ve ihracat arasındaki ilişkiyi inceleyen birtakım çalışmalara yer verilmiştir. Çalışmanın üçüncü bölümü olan metodoloji bölümünde çalışmanın değişkenlerine ait veri setine, çalışmanın modeline ve yönetimine yer verilmiştir. Çalışmanın dördüncü bölümünde ampirik bulgulara yer verilmiştir. Çalışmanın beşinci ve sonuç ve öneriler kısmında elde edilen ampirik bulgular değerlendirilmiş ve birtakım önerilere yer verilmiştir.

## II. LİTERATÜR ARAŞTIRMASI

Ar-Ge harcamaları ile ihracat ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiye yönelik ulusal ve uluslararası literatür incelendiğinde ülke bazında zaman serisi çalışmalarının ve çoklu ülke gruplarının incelendiği yatay kesit ve panel veri çalışmalarının olduğu birçok akademik çalışmaya rastlanılmıştır. Literatürdeki ülke bazında yapılan çalışmalardan bir kısmı Ar-Ge harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi kısa ve uzun dönemli olarak araştırılır iken bir kısmı akademik çalışmalarda ise Ar-Ge harcamaları ile dış ticaret arasındaki ilişki araştırılmıştır. Ar-Ge harcamaları ile ihracat ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiye yönelik literatürde yer alan çalışmaların bir kısmına Tablo I’de yer verilmiştir.

Tablo I. Ar-Ge Harcamaları İle İhracat ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkiye Yönelik Literatür Çalışmaları

| Çalışma                       | Dönem     | Ülke veya Ülkeler                           | Yöntem             | Sonuç   |
|-------------------------------|-----------|---|--------------------|---|
| Bassanini ve Scarpetta (2001) | 1971-1998 | 21 OECD ülkesi                              | Panel Regresyon    | Ar-Ge harcamaları ekonomik büyümeyi istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif bir şekilde etkilemektedir. |
| Ulku (2004)                   | 1981-1997 | 20 OECD ülkesi ve 10 OECD dışındaki ülkeler | Panel Regresyon    | Ar-Ge ile kişi başına düşen GSYH arasında anlamlı ve pozitif ilişki olduğu tespit edilmiştir.           |
| Falk (2007)                   | 1970-2004 | 19 OECD ülkesi                              | Dinamik Panel Veri | Ar-Ge harcamalarındaki artış GSYH’de pozitif ve güçlü bir etki oluşturmaktadır.                         |
| Özer ve Çiftçi (2009)         | 1990-2005 | 30 OECD ülkesi                              | Panel Regresyon    | Ar-Ge faaliyetleri ile ihracat arasında pozitif ve yüksek oranlı bir ilişki olduğunu tespit edilmiştir. |

|                              |           |                         |                                     |   |
|------------------------------|-----------|-------------------------|-------------------------------------|---|
| Saraç (2009)                 | 1983-2004 | 10 OECD ülkesi          | Panel Regresyon                     | Ar-Ge harcamalarının ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilediğini tespit etmiştir   |
| Altın ve Kaya (2009)         | 1990-2005 | Türkiye                 | VEC                                 | Uzun dönemde Ar-Ge harcamalarından ekonomik büyümeye doğru nedenselliğin olduğu tespit edilmiştir.  |
| Yaylalı vd. (2010)           | 1990–2009 | Türkiye                 | Granger Nedensellik                 | Uzun dönemde Ar-Ge harcamalarından ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedenselliğin olduğu tespit edilmiştir.  |
| Korkmaz (2010)               | 1990–2008 | Türkiye                 | Johansen Eş-Bütünleşme              | Ar-Ge harcamaları ile ekonomik büyüme arasında eş-bütünleşme ilişkisinin var olduğu ve uzun dönemde birbirini etkiledikleri tespit edilmiştir.                          |
| Genç ve Atasoy (2010)        | 1997-2008 | 34 farklı ülke          | Panel Nedensellik                   | Ar-Ge harcamalarından ekonomik büyümeye doğru bir nedensellik ilişkisinin olduğu belirlenmiştir.  |
| Gyekye vd. (2012)            | 1997-2007 | 6 Afrika ülkesi         | Panel Regresyon                     | Ar-Ge harcamalarındaki artış ekonomik büyüme üzerinde bir artışa neden olduğunu tespit etmiştir.  |
| Yıldırım ve Kesikoğlu (2012) | 1996-2008 | Türkiye                 | Panel Nedensellik                   | Ar-Ge harcamalarından ihracata doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.  |
| Güloğlu ve Tekin (2012)      | 1991-2007 | 13 OECD ülkesi          | Panel Nedensellik                   | Ar-Ge harcamaları ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü bir nedensellik olduğu sonucuna ulaşmışlardır.  |
| Kırankabeş ve Erçakar (2012) | 1997-2007 | 31 AB ülkesi            | Panel Nedensellik                   | Ar-Ge harcamaları ve ekonomik büyüme arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki olduğu sonucunu tespit etmişlerdir.   |
| Göçer (2013)                 | 1996-2012 | 11 Asya ülkesi          | Panel Regresyon                     | Ar-Ge harcamalarındaki artış yüksek teknolojlili ürün ihracatını artırdığını tespit etmiştir.   |
| Gülmez ve Akpolat (2014)     | 2000-2010 | Türkiye ve 15 AB ülkesi | Dinamik Panel Veri                  | Ar-Ge harcamalarının ekonomik büyüme üzerinde etkili olduğu ve uzun dönemde anlamlı ve pozitif bir ilişkinin olduğunu tespit etmişlerdir.                               |
| Altıntaş ve Mercan (2015)    | 1996-2011 | 21 OECD Ülkesi          | Panel Eş-Bütünleşme                 | Ar-Ge harcamalarındaki artış ekonomik büyümeyi Pozitif ve güçlü şekilde etkilemektedir.   |
| Gümüş ve Çelikay (2015)      | 1996-2010 | 52 farklı ülke          | Dinamik Panel Veri                  | Ar-Ge harcamaları ekonomik büyüme üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkiye sahiptir.  |
| Bozkurt (2015)               | 1998-2013 | Türkiye                 | Johansen Eş-Bütünleşme, VEC         | Ar-Ge harcamaları ve ekonomik büyüme arasında bir nedensellik ilişkisi vardır. Nedenselliğin yönü ekonomik büyümeden Ar-Ge harcamalarına doğrudur.                      |
| Akçalı ve Şişmanoğlu (2015)  | 1990-2013 | 19 farklı ülke          | Panel Regresyon                     | Ar-Ge harcamalarındaki artış ekonomik büyümeyi artırdığını tespit etmiştir  |
| Sungur vd. (2016)            | 1990-2013 | Türkiye                 | Engle-Granger Eş-Bütünleşme         | Ar-Ge ve ekonomik büyüme arasında herhangi bir ilişki olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Ar-Ge ile ihracat arasında bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir.                |
| Türedi (2016)                | 1996-2011 | 23 OECD ülkesi          | Panel Nedensellik                   | Ar-Ge harcamaları ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü ve pozitif bir nedensellik ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir.   |
| Yüksel (2017)                | 1996-2014 | 28 AB Ülkesi            | Dumitrescu Hurlin Panel Nedensellik | Ar-Ge harcamaları ile ekonomik büyüme arasında anlamlı bir fark tespit edilememiştir. İhracattan Ar-Ge harcamalarına yönelik tek yönlü bir nedensellik elde edilmiştir. |

## 49 Ar-Ge Harcamalarının Ekonomik Büyüme ve Dış Ticaret Dengesi Üzerindeki Etkisi

Ar-Ge harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiye yönelik ulusal ve uluslararası literatür incelendiğinde Bassanini ve Scarpetta (2001), Ulku (2004), Falk (2007), Saraç (2009), Altın ve Kaya (2009), Yaylalı vd. (2010), Korkmaz (2010), Genç ve Atasoy (2010), Gyekye vd. (2012), Güllüoğlu ve Tekin (2012), Kırankabeş ve Erçakar (2012), Gülmez ve Akpolat (2014), Altıntaş ve Mercan (2015), Gümüş ve Çelikay (2015), Bozkurt (2015), Akçalı ve Şişmanoğlu (2015) ve Türedi (2016) çalışmalarında Ar-Ge harcamaları ile ekonomik büyüme arasında bir etkileşimin olduğu tespit edilmişken Sungur vd. (2016) ve Yüksel (2017) çalışmalarında Ar-Ge harcamaları ile ekonomik büyüme arasında bir etkileşimin olduğu tespit edilememiştir.

Ar-Ge harcamaları ile dış ticaret arasındaki ilişkiye yönelik literatür incelendiğinde Özer ve Çiftçi (2009), Yıldırım ve Keskinoglu (2012), Göçer (2013) ve Yüksel (2017) çalışmalarında Ar-Ge harcamaları ile dış ticaret arasında bir etkileşimin olduğu tespit edilmiş olduğu tespit edilmiştir.

### III. ÇALIŞMA METODOLOJİSİ

#### III.I. Veri Seti

Bu çalışmada G-20 ülkelerinden olan 13 ülkenin Ar-Ge harcamaları ile GSYH ve ihracat arasındaki ilişki 1996-2014 yılları arasında yıllık bazda verilerden yararlanılarak analiz edilmiştir. G-20 içerisinde yer alıp verilerine ulaşılabilen 13 ülke şöyledir; Arjantin, Kanada, Çin, Almanya, Fransa, İngiltere, İtalya, Japonya, Kore, Meksika, Rusya, Türkiye ve Amerika'dır. Ülkelere ait veriler Worldbank ve IMF veri tabanından elde edilmiştir.

#### III.II. Model

Çalışmadaki ekonomik model için kurulacak önsel beklentide Ar-Ge harcamaları arttığında ülkelerin ihracatlarının artması yönündedir. İhracattaki artış da ekonomik büyümeyi arttıracığı yönündedir. Bu bağlamda çalışmada; Aghion ve Howitt (1992:342), Özer ve Çiftçi (2009:44) ile Göçer (2013:226) izlenerek aşağıdaki modeller tahmin edilmiştir.

$$\text{Model 1: } GSYH_{it} = \beta_0 + \beta_1 ARGE_{it} + u_{it}$$

$$\text{Model 2: } İHRACAT_{it} = \beta_0 + \beta_1 ARGE_{it} + u_{it}$$

### III.III. Yöntem

Bu çalışmada verilerin analizinde Stata 13.0 programından yararlanılmıştır. Çalışmanın yöntemi 5 adımdan oluşmaktadır. **Adım1:** Analize başlamadan önce çalışmada yer alan GSYH, ARGE ve İHRACAT verilerinin tanımlayıcı test değerleri ve değişkenler arasındaki korelasyon hesaplanmıştır. **Adım2:** Daha sonra Breusch-Pagan (1980), bireysel heterojenliğin varlığını bir başka ifade ile havuzlanmış en küçük kareler modelinin uygun olup olmadığını tesadüfi etkiler modeline karşı sınamak için, havuzlanmış en küçük kareler modelinin kalıntılarına dayanan, Lagrange Çarpanı (LM) testi gerçekleştirilmiştir. Bu testte, tesadüfi birim etkilerin varyansının sıfır olduğu hipotezi ( $H_0 : \sigma_\mu^2 = 0$ ) sınanmaktadır (Tatoğlu, 2012:173). Breusch-Pagan LM test istatistiği aşağıdaki gibidir;

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left[ \frac{\sum_{i=1}^n (\sum_{t=1}^T u_{it})^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T u_{it}^2} - 1 \right]^2$$

burada  $u$ , havuzlanmış en küçük kareler modelinin tahmininden elde edilen kalıntılardır. Bu test istatistiği, 1 serbestlik dereceli  $\chi^2$  dağılımına uymaktadır. LM test istatistiğinin,  $\chi^2$  tablosu ile karşılaştırılması sonucu;  $H_0$  hipotezi reddedilmezse, birim etkilerin varlığı kabul edilmemekte ve klasik modelin uygun olduğu söylenebilmektedir. Tersisi durumda yani  $H_0$  hipotezi reddedilirse, klasik modelin uygun olmadığı sonucuna varılmaktadır. Verinin havuzlanmış mı? panel mi? olduğuna karar verildikten sonra modelin varsayımları test edilecektir.

**Adım3:** Çalışmada kullanılan modellerde panel olduğu sonucu çıktığından dolayı çalışmanın diğer adımı olan tanımlama hatasını sınamak için geliştirilen Hausman (1978) spesifikasyon testi, çeşitli alanlarda kullanılabilir. Panel veri modellerinde de, tahminciler arasında seçim yapmak için kullanılmaktadır (Tatoğlu, 2012:179).

Hausman testi, tesadüfi etkiler tahmincisinin geçerli olduğu biçimindeki temel hipotezi,  $k$  serbestlik dereceli  $\chi^2$  dağılımına uyan istatistik yardımıyla test etmektedir. Hausman test istatistiği hesaplanırken, genelleştirilmiş en küçük kareler tahmincisi ve grup içi tahmincinin varyans kovaryans matrislerinin arasındaki farktan yararlanılarak,  $H$  istatistiği hesaplanmaktadır. Test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır;

$$H = (\hat{\beta}_{SE} - \hat{\beta}_{TE})' [A \text{ var} (\hat{\beta}_{SE}) - A \text{ var} (\hat{\beta}_{TE})]^{-1} (\hat{\beta}_{SE} - \hat{\beta}_{TE})$$

## 51 Ar-Ge Harcamalarının Ekonomik Büyüme ve Dış Ticaret Dengesi Üzerindeki Etkisi

bu eşitlikte “TE” alt indisi, tesadüfi etkiler modelinin tahmincilerini; “SE” alt indisi ise, sabit etkiler modelinin tahmincilerini göstermekte ve ayrıca  $A \text{ var} (\hat{\beta}_{SE})$  ve  $A \text{ var} (\hat{\beta}_{TE})$  ise sırasıyla, sabit ve tesadüfi etkiler modellerinin tahmininden elde edilen asimptotik varyans kovaryans matrislerini ifade etmektedir. Asimptotik varyans kovaryans matrisleri ve aralarındaki fark aşağıdaki gibidir (Tatoğlu, 2012:181);

$$\begin{aligned} A \text{ var} (\hat{\beta}_{SE}) &= \sigma_u^2 [E (\dot{x}'_i \dot{x}_i)]^{-1} / N \\ \dot{x} &= X_{it} - \bar{X}_i \quad \text{ve} \quad \ddot{x}_i = X_{it} - \theta \bar{X}_i \\ A \text{ var} (\hat{\beta}_{TE}) &= \sigma_u^2 [E (\ddot{x}'_i \ddot{x}_i)]^{-1} / N \\ E (\ddot{X}'_i \ddot{X}_i) - E (\dot{x}'_i \dot{x}_i) &= E [X'_i (I_T - \theta P_T) X_i] - E [X'_i (I_T - P_T) X_i] \\ &= (1 - \theta) E [X'_i P_T X_i] \\ &= (1 - \theta) E [\bar{X}'_i \bar{X}_i] \end{aligned}$$

H istatistiği,  $\hat{\beta}_{SE}$  ve  $\hat{\beta}_{TE}$  ‘deki parametre sayısına eşit serbestlik derecesi ile asimptotik  $X^2$  dağılmaktadır.

**Adım 4:** Çalışmanın Adım3’teki Hausman testi sonuçlarına göre panel modellerinin taşınması gereken temel varsayımlarının testi yapılması gerekmektedir. Çalışmada yer alan her iki model için Hausman testi sonuçları panel modelinin sabit etkiler içerdiği gösterdiğinden dolayı sabit etkiler modelinde bulunması gereken heteroskedasite, otokorelasyon ve birimler arası korelasyon varsayımlarının testi yapılması gerekmektedir (Tatoğlu, 2012:208). Sabit etkiler modelinde birimlere göre heteroskedasitenin varlığı düzeltilmiş Wald testi ile yapılmaktadır. Test hipotezinin sınaması ( $H_0 : \sigma_i^2 = \sigma^2$ ) varyanslar, birimlere göre homoskedastiktir şeklindedir. Walt test istatistiği, N serbestlik derecesi ile  $\chi^2$  dağılımına uymaktadır. Wald testi, normal dağılım varsayımının ihlalinde de kullanılmaktadır. Birim boyutunun fazla zaman boyutunun az olduğu durumlarda testin gücü azalmaktadır. Sabit etkiler modelinde otokorelasyon olup olmadığını tespit etmek için Baltagi-Wu’nun yerel en iyi değişmez testi ile Bhargava, Franzini ve Narendranathan’ın Durbin Watson testi yapılmaktadır. Otokorelasyon için yapılan her iki test için kurulan hipotezlerde ( $H_0 : \rho = 0$ ) otokorelasyon yoktur ve ( $H_0 : |\rho| < 1$ ) şeklinde kurulmaktadır. Sabit etkiler modelinde panel veri modellerinin sağlaması gereken temel varsayımlardan bir diğeri de birimler arası korelasyon varsayımdır. Panel veri modellerinde genel varsayımlardan birimler arası korelasyon; hata terimlerinin birimlere göre bağımsız olduğudur, fakat yatay kesit birimler boyunca hataların eş zamanlı korelasyona sahip olması genellikle görülebilmektedir. Bu durum da, otokorelasyon ve heteroskedasitede olduğu gibi korelasyon

matrisinin birim matris olmasını engellemektedir. Bu nedenle birimler arası korelasyonluk varsayımı test edilmelidir. Birimler arası korelasyonun varlığını sınamak için Breusch-Pagan Lagrange Çarpanı testi, Pesaran'ın testi, Friedman'ın testi ve Frees'in testi kullanılmaktadır.

**Adım 5:** Adım 4'teki panel veri modellerinde temel varsayımlarından çıkan sonuçlarına göre dirençli tahminciler kullanılmaktadır. Bir diğer ifade ile panel veri setinin taşıdığı varsayımlar olan heteroskedasite, otokorelasyon ve birimler arası korelasyonun varlığına göre dirençli tahminciler ve yöntemlerinden yararlanılmaktadır. Dirençli tahmincilerde Huber Eicker ve White tahmincisi, Arellano Froot ve Rogers tahmincisi, Wooldridge tahmincisi, Newey-West tahmincisi, Anselin'in en çok olabilirlik tahmincisi, Parks-kmenta tahmincisi, Beck-kactz tahmincisi, Driscoll ve Kraay tahmincisi gibi tahminci yöntemleri kullanılmaktadır. Çalışmada yer alan her iki modelin taşıdığı varsayımlara bakıldığında Driscoll ve Kraay tahmincisinin en uygun tahminci olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Zaman boyutu T'nin büyük olduğu düşünüldüğünde, Driscoll ve Kraay (1998) standart parametrik olmayan zaman serisi kovaryans matris tahmincilerinin uzamsal ve dönemsel korelasyonun tüm genel formları için dirençli olabilecek şekilde geliştirilebileceğini göstermiştir. Driscoll ve Kraay'ın metodolojisi, yatay kesit ortalamaları serisi için Newey-West türü düzeltme yapmaktadır (Tatoğlu, 2012:266).

#### IV. BULGULAR

Çalışmanın yöntem kısmında açıklanan adımlara ait analiz sonuçları aşağıda sırası ile verilmiştir. Öncelikli olarak çalışmanın **Adım 1**'de ifade edilen çalışmanın değişkenlerinin tanımlayıcı test değerleri ve değişkenler arasındaki korelasyon verilmiştir.

Tablo II. Ar-Ge, İhracat ve GSYH Ait Tanımlayıcı Test İstatistikleri Değerleri

| Değişkenler | Gözlem | Ortalama | Std. Sapma. | Min.     | Mak      |
|-------------|--------|----------|-------------|----------|----------|
| ARGE        | 247    | 6.16e+10 | 9.44e+10    | 3.80e+08 | 4.55e+11 |
| GSYH        | 247    | 2.71e+12 | 3.42e+12    | 9.77e+10 | 1.74e+13 |
| İHRACAT     | 247    | 5.65e+11 | 5.05e+11    | 2.77e+10 | 2.52e+12 |

Tablo II'de analizde kullanılan 3 değişkene ait ortalama, standart sapma, minimum ve maksimum değerler yer almaktadır. Ortalama değerlere bakıldığında ARGE harcamalarının yaklaşık olarak 61 milyar, GSYH'nın yaklaşık olarak 2.710 milyar ve İHRACATIN 565 milyar olduğu görülmektedir. Tablo III'te ise değişkenler arasındaki korelasyon yer almaktadır.

Tablo III. ARGE, İhracat ve GSYH Ait Korelasyon Değerleri

|         | ARGE   | GSYH   | İHRACAT |
|---------|--------|--------|---------|
| ARGE    | 1.000  |        |         |
| GSYH    | 0.9824 | 1.000  |         |
| İHRACAT | 0.7804 | 0.8240 | 1.000   |

Tablo III'e göre ARGE ile GSYH arasında 0.9824 gibi yüksek bir korelasyon olduğu görülmektedir. Aynı şekilde ARGE ile İHRACAT arasındaki korelasyona bakıldığında 0.7804 olduğu görülmektedir. GSYH ile İHRACAT arasındaki korelasyonunda 0.8240 olduğu görülmektedir. Modelde bağımsız değişken olan ARGE değişkeninin her iki bağımlı değişkenle olan arasındaki korelasyon değerlerinin yüksek olduğu görülmektedir. Zaman serilerinde durağanlığı sağlamak için serilerin düzey değerlerinde logaritmik dönüşüm yapılmıştır. ARGE değişkeni ( $lgarge$ ), GSYH değişkeni ( $lggsyh$ ) ve İHRACAT değişkeni de ( $lgihracat$ ) olarak dönüştürülmüştür ve tanımlanmıştır.

Çalışmada yer alan 2 adet model için çalışmanın 2. Adımı, 3. Adımı ve 4. Adımına ait sonuçlar Tablo IV'te gösterilmiştir. Adım 2'de veri setinin panel mi? Havuzlanmış (Klasik) mi? olduğunu belirlemek için Breusch-Pagan testi yapılmıştır. Her iki modelde test sonuçlarında Prob değeri 0.05'den küçük olduğundan dolayı klasik modelin uygun olmadığı panel modelin kullanılması gerektiğine karar verilmiştir. Daha sonra Adım 3'e geçilmiştir. Adım 3'te panel modelin sabit etkiler mi? rassal etkiler mi? olduğunu belirlemek için Hausman testi yapılmıştır. Hausman testi sonuçlarına göre her iki modelinde sabit etkiler modeli olduğu belirlenmiştir. Panel veri çalışmasında sabit etkiler modelinin sağlaması gereken üç varsayım vardır. Bunlar; heteroskedasite, otokorelasyon ve birimler arası korelasyondur.

Tablo IV. Model 1 ve Model 2'ye Ait Adım 2, Adım 3 ve Adım 4'e Ait Sonuçlar

| <b>Adım 2: Breusch-Pagan Testinin Sonuçları</b>   |                         |               |   |                         |               |
|---|-------------------------|---------------|---|-------------------------|---------------|
| <b>Model 1: <math>lggsyh_{it} = \beta_0 + \beta_1 lgarge + u_{it}</math></b>  |                         |               | <b>Model 2: <math>lgihracat_{it} = \beta_0 + \beta_1 lgarge_{it} + u_{it}</math></b>  |                         |               |
|   | Var                     | Sd= sqrt(var) |   | Var                     | Sd= sqrt(var) |
| Lggsyh  | 1.169039                | 1.081221      | Lgihracat   | 1.031754                | 1.015753      |
| e   | .0094418                | .0971691      | e   | .0264432                | .1626136      |
| u   | .1108329                | .3329157      | u   | .1167243                | .3416494      |
|   | Chibar2(01)=            | 1655.55       |   | Chibar2(01)=            | 1047.17       |
|   | <b>Prob&gt; Chibar2</b> | <b>0.0000</b> |   | <b>Prob&gt; Chibar2</b> | <b>0.0000</b> |
| <b>Prob değeri 0.05'den küçük olduğundan dolayı klasik modelin uygun olmadığı panel modelin kullanılması gerektiğine karar verilmiştir.</b> |                         |               | <b>Prob değeri 0.05'den küçük olduğundan dolayı klasik modelin uygun olmadığı panel modelin kullanılması gerektiğine karar verilmiştir.</b> |                         |               |



| <b>Adım 3: Hausman (1978) spesifikasyon testi, Rassal Etki mi? Sabit Etki mi?</b>  |  |
|--|--|
| <b>Model 1:</b> $lggsyh_{it} = \beta_0 + \beta_1 lgarge + u_{it}$  | <b>Model 2:</b> $lgihracat_{it} = \beta_0 + \beta_1 lgarge_{it} + u_{it}$  |
| H <sub>0</sub> : difference in coefficients not systematic<br>Chi2 (1) = (b-B) * [(V_b - V_B)^(-1)](b - B)<br>= 12.81<br>Prob > chi2 = 0.0003  | H <sub>0</sub> : difference in coefficients not systematic<br>Chi2 (1) = (b-B) * [(V_b - V_B)^(-1)](b - B)<br>= 86.66<br>Prob > chi2 = 0.0000  |
| <b>Prob değeri 0.05'den küçük olduğundan dolayı H<sub>0</sub> hipotezi reddedildiğinden, tesadüfi etkiler tahmincisinin tutarsız olduğuna ve sabit etkiler tahmincisinin geçerli olduğuna karar verilmiştir.</b> | <b>Prob değeri 0.05'den küçük olduğundan dolayı H<sub>0</sub> hipotezi reddedildiğinden, tesadüfi etkiler tahmincisinin tutarsız olduğuna ve sabit etkiler tahmincisinin geçerli olduğuna karar verilmiştir.</b> |
| <b>Adım 4: Panel Veri Modelinde Sabit Etkilere Ait Temel Varsayımların Testleri</b>  |  |
| <b>Model 1:</b> $lggsyh_{it} = \beta_0 + \beta_1 lgarge + u_{it}$  | <b>Model 2:</b> $lgihracat_{it} = \beta_0 + \beta_1 lgarge_{it} + u_{it}$  |
| <b>Birimlere Göre Heteroskedasite ( Düzeltmiş Wald Testi Sonuçları)</b>  |  |
| H <sub>0</sub> : sigma(i)^2 = sigma^2 for all i<br>Chi2 (13) = 1079.09<br>Prob > chi2 = 0.0000   | H <sub>0</sub> : sigma(i)^2 = sigma^2 for all i<br>Chi2 (13) = 483.01<br>Prob > chi2 = 0.0000  |
| <b>H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmekte, varyansın birimlere göre değiştiği anlaşılmakta, dolayısıyla birimlere göre heteroskedasite olduğu sonucuna varılmaktadır.</b>  | <b>H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmekte, varyansın birimlere göre değiştiği anlaşılmakta, dolayısıyla birimlere göre heteroskedasite olduğu sonucuna varılmaktadır.</b>  |
| <b>Sabit Etkiler Modelinde Otokorelasyon (Baltagi-Wu LBI, Bhargava, Franzini ve Durbin Watson Testi Sonuçları)</b>   |  |
| F test that all u <sub>i</sub> =0 : F(12,220)= 24.71<br>Modified Bhargava et al. Durbin-Watson =0.35595249<br>Baltagi-Wu LBI = 0.52638113  | F test that all u <sub>i</sub> =0 : F(12,220)= 6.21<br>Modified Bhargava et al. Durbin-Watson =0.45368149<br>Baltagi-Wu LBI = 0.59831584   |
| <b>Her iki test ait değerlerin 2'den küçük olması sabit etkiler modelinden olan Model 1'de otokorelasyonun olduğu görülmektedir. Literatürde kritik değer 2 olarak alınmaktadır.</b>                             | <b>Her iki test ait değerlerin 2'den küçük olması sabit etkiler modelinden olan Model 2'de otokorelasyonun olduğu görülmektedir. Literatürde kritik değer 2 olarak alınmaktadır.</b>                             |
| <b>Sabit Etkiler Modelinde Birimler Arası Korelasyon ( Pesaran Testi Sonuçları)</b>  |  |
| Pesaran's test of cross sectional independence = 3.650<br>Pr = 0.0003  | Pesaran's test of cross sectional independence = 10.101<br>Pr = 0.0000   |
| <b>Sonuçlara göre H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmekte ve dolayısıyla, birimler arasında korelasyon olduğu anlaşılmaktadır.</b>  | <b>Sonuçlara göre H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmekte ve dolayısıyla, birimler arasında korelasyon olduğu anlaşılmaktadır.</b>  |

Adım 4'te bu üç varsayımdan heteroskedasite için düzeltilmiş Wald testi yapılmış ve heteroskedasitenin varlığı tespit edilmiştir. Diğer varsayım olan otokorelasyon için ise Baltagi-Wu LBI, Bhargava, Franzini ve Durbin Watson Testi Sonuçlarına bakılmış ve test kritik değeri olan 2'nin çok altında sonuçlar ortaya çıktığından dolayı sabit etkilere sahip olan panel verisinin otokorelasyona sahip olduğu tespit edilmiştir. Diğer varsayım olan birimler arası korelasyon içinde Pesaran testi yapılmış ve her iki modelde birimler arası korelasyonun olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Sonuç olarak her iki modelde sabit etkili panel veri olup üç varsayımın tamamını sağlamamaktadır. Bu durumda bağımlı ve bağımsız değişkenlerin etkilerinin belirlenmesi için oluşturulacak olan regresyon analizi sonucunda dirençli tahmincilerden yararlanılmaktadır. Sabit etkiler modelinde 3 varsayım sağlanmaması durumunda Driscoll ve Kraay testi kullanılmıştır.

## 55 Ar-Ge Harcamalarının Ekonomik Büyüme ve Dış Ticaret Dengesi Üzerindeki Etkisi

Tablo V’te 5. Adıma yer verilmiştir. Adım 5’te sabit etkilere sahip olan panel veri modelinin varsayımlarına göre dirençli tahminçiler yöntemi uygulanarak bağımsız değişkenin bağımlı değişken üzerindeki etkisi ortaya konulmaya çalışılmıştır.

Tablo V. Adım 5’e Ait Sonuçlar

| <b>Adım 5: Dirençli tahminçiler (Driscoll-Kraay Test Analizi sonuçları)</b>          |           |                       |       |        |                      |           |
|--|-----------|-----------------------|-------|--------|----------------------|-----------|
| <b>Model 1: <math>lggsyh_{it} = \beta_0 + \beta_1 lgarge + u_{it}</math></b>         |           |                       |       |        |                      |           |
| Regression with Driscoll-Kraay Standard errors                                       |           | Number of obs         |       | =      | <b>247</b>           |           |
| Method: <b>Fixed-effects Regression</b>  |           | Number of groups      |       | =      | <b>13</b>            |           |
| Group variable (i) : <b>crossid</b>  |           | F ( <b>1, 18</b> )    |       | =      | <b>1385.14</b>       |           |
| Maximum lag : <b>2</b>   |           | Prob > F              |       | =      | <b>0.0000</b>        |           |
|  |           | within R-squared      |       | =      | <b>0.9560</b>        |           |
| lggsyh   | Coef.     | Drisc/Kraay Std. Err. | t     | p> t   | [95% Conf. Interval] |           |
| lgarge   | .07496492 | 0.02001424            | 37.22 | 0.0000 | 0.7073317            | 0.7919668 |
| _cons  | 10.23685  | 0.4842844             | 21.14 | 0.0000 | 9.219408             | 11.2543   |
| <b>Model 2: <math>lgihracat_{it} = \beta_0 + \beta_1 lgarge_{it} + u_{it}</math></b> |           |                       |       |        |                      |           |
| Regression with Driscoll-Kraay Standard errors                                       |           | Number of obs         |       | =      | <b>247</b>           |           |
| Method: <b>Fixed-effects Regression</b>  |           | Number of groups      |       | =      | <b>13</b>            |           |
| Group variable (i) : <b>crossid</b>  |           | F ( <b>1, 18</b> )    |       | =      | <b>2286.77</b>       |           |
| Maximum lag : <b>2</b>   |           | Prob > F              |       | =      | <b>0.0000</b>        |           |
|  |           | within R-squared      |       | =      | <b>0.8992</b>        |           |
| lggsyh   | Coef.     | Drisc/Kraay Std. Err. | t     | p> t   | [95% Conf. Interval] |           |
| lgarge   | 0.8037313 | 0.0168074             | 47.82 | 0.0000 | 0.7684203            | 0.8390423 |
| _cons  | 7.541041  | 0.408239              | 18.47 | 0.0000 | 6.683362             | 8.398719  |

Tablo V’in sonuçlarına göre Model 1’de bağımsız değişken olan lgarge’nin bağımlı değişken olan lggsyh’yı etkilemedeki gücü ve anlamlığı gösterilmiştir. P>[t] değeri 0.000 olup bağımsız değişkenin bağımlı değişkeni açıklamada anlamlı olduğu görülmektedir. Bağımsız değişken olan Ar-Ge’de ki %1’lik bir değişimin bağımlı değişken olan GSYH’de (Ekonomik Büyümede) %0.74’lük aynı yönlü bir etkiye sahip olduğu görülmektedir. Model 2’de ise bağımsız değişken olan lgarge’nin bağımlı değişken olan lgihracat’ı etkilemede gücü ve anlamlılığı gösterilmiştir. P>[t] değeri 0.000 bağımsız değişkenin bağımlı değişkeni açıklamasında anlamlı olduğu görülmektedir. Bağımsız değişken olan Ar-Ge’de ki %1’lik bir değişimin bağımlı değişken olan İhracatta %0.80’lik aynı yönlü bir etkiye sahip olduğu görülmektedir.

## V. SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu çalışmada Ar-Ge harcamalarının ekonomik büyüme ve ihracat üzerindeki etkileri 13 adet G-20 ülkesi için, 1996-2014 dönemi verileri kullanılarak panel veri analizi ile test edilmiştir.

Çalışmada tanımlayıcı test değerlerine bakıldıktan sonra değişkenler arasındaki korelasyona bakılmıştır. Değişkenler Ar-Ge ile GSYH arasında “0.9824” ve Ar-Ge ile İhracat arasındaki korelasyonun ise “0.7804” olduğu tespit edilmiştir. Daha sonra çalışmada yer alan 2 model için çalışmanın veri setinin panel mi? havuzlanmış (klasik) mi? olduğunu belirlemek için Breusch-Pagan testi yapılmış ve panel modelin kullanılması gerektiğine karar verilmiştir. Daha sonra her iki modelin modelin sabit etkiler mi? rassal (tesadüfi) etkiler mi? olduğunu belirlemek için Hausman testi yapılmıştır. Hausman testi sonuçlarına göre her iki modelinde sabit etkiler modeli olduğu belirlenmiştir. Panel veri çalışmasında sabit etkiler modelinin sağlaması gereken heteroskedasite, otokorelasyon ve birimler arası korelasyon testleri yapılmış ve sonuç olarak her iki modelde üç varsayımın üçünün de sağlanmadığı tespit edilmiş ve bu sonuca bağlı olarak uygun dirençli tahminci olan Driscoll ve Kraay tahmincisi ile bağımsız değişken olan ARGE harcamalarının bağımlı değişken olan İHRACAT ve GSYH'daki etkileme derecesi tespit edilmiştir.

Elde edilen Driscoll ve Kraay regresyon sonuçlarına göre sonuçlarına göre Model 1'de bağımsız değişken olan logaritmik dönüşümü yapılan Ar-Ge'nin bağımlı değişken olan logaritmik dönüşümü yapılan GSYH ve logaritmik dönüşümü yapılan İhracatı etkilemedeki gücü ve anlamlığı analiz edilmiştir. Ar-Ge'de ki değişim anlamlı olarak her iki bağımlı değişkeni istatistiksel olarak anlamlı olarak etkilemektedir. Bağımsız değişken olan Ar-Ge'de ki %1'lik bir artışın bağımlı değişken olan GSYH'da (ekonomik büyümede) %0.74'lük bir artış ve yine bağımsız değişken olan Ar-Ge'de ki %1'lik bir artışın bağımlı değişken olan İhracatta % 0.80'lik bir oranda arttırdığı görülmüştür.

Elde edilen bu sonuçlar ülke yöneticileri, politika yapıcılar ve özel sektör açısından oldukça önemlidir. Ülkelerin sürdürülebilir ve yüksek bir ekonomik büyüme oranına sahip olabilmesi için ileri teknolojilerle üretilmiş ve katma değeri yüksek olan ürünleri üretmesi ve uluslararası pazarlarda ihraç etmesinin önemli olduğu söylenebilir. Ar-Ge harcamalarına daha fazla kaynak aktararak hem ihracatta hem de milli gelirden artış sağlanabilir. Ar-Ge harcamaları yapan ülkeler hammadde ve ara mal ithal edip daha sonra katma değerli ürünler üreterek satması halinde ihracatları artacaktır. İhracatı artan ülkeler cari açık sorunundan kurtulmuş olacaktır.

## REFERANSLAR

- Aghion, P., & Howitt, P. 1992. A Model of Growth Through Creative Destruction. *Econometrica*, 60(2), 323-351.
- Akçalı, B. Y., & Şişmanoğlu. E. 2015. Innovation and The Effect of Research and Development (R&D) Expenditure on Growth in Some Developing and Developed Countries. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 195: 768-775
- Altın, O., & Kaya A. A. 2009. Türkiye'de Ar-Ge Harcamaları ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Analizi. *Ege Akademik Bakış*, 9 (1) 2009: 251-259.
- Altıntaş, H., & Mercan, M. 2015. Ar-Ge Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: OECD Ülkeleri Üzerine Yatay Kesit Bağımlılığı Altında Panel Eş-bütünleşme Analizi. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 70(2).
- Bassanini, A., & Scarpetta, S. 2001. The Driving Forces of Economic Growth: Panel Data Evidence For The OECD Countries. *OECD Economic Studies*, No. 33.
- Bozkurt, C. 2015. R&D expenditures and economic growth relationship in Turkey. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 5.1 (2015): 188
- Brown, T. E., & Jan U. 2004. *Innovation, Entrepreneurship And Culture*. Edward Elgar Publishing Limited, İngiltere.
- Falk, M. 2007. R&D Spending in The High-Tech Sector and Economic Growth. *Research in Economics*, 61, 140-147.
- Genç, M. C., & Atasoy, Y. 2010. Ar&Ge Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Panel Veri Analizi. *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*, V(II), 27-34.
- Göçer, İ. 2013. Ar-Ge Harcamalarının Yüksek Teknolojili Ürün İhracatı, Dış Ticaret Dengesi Ve Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkileri. *Maliye Dergisi*, 165(2), 215-240.
- Gülmez, A. & Akpolat, A. G. 2014. Ar-Ge, İnovasyon ve Ekonomik Büyüme: Türkiye ve AB Örneği İçin Dinamik Panel Veri Analizi. *Abant İzzet Baysal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*.
- Güloğlu, B., & Tekin, R. B. 2012. A Panel Causality Analysis of The Relationship Among Research and Development, Innovation and Economic Growth in High-Income OECD Countries. *Eurasian Economic Review*, 2(1), 32-47.
- Gümüş, E., & Çelikay, F. 2015. R&D Expenditure and Economic Growth: New Empirical Evidence. *Margin: The Journal of Applied Economic Research*, 9.3: 205-217.
- Gyekye, A. B., Oseifuah, E. K., & Vukor-Quarshie, G. N. K. 2012. The Impact of Research And Development on Socio-Economic Development: Perspectives From Selected Developing Economies. *Journal Of Emerging Trends in Economics And Management Sciences*, 3(6), 915.
- Kırankabeş, M. C., ve Erçakar, M. E. 2012. Importance of Relationship Between R&D Personnel and Patent Applications on Economics Growth: A Panel Data Analysis, *International Research Journal of Finance And Economics*, ISSN 1450-2887, 92, 72-81.
- Korkmaz, S. 2010. Türkiye'de Ar-Ge Yatırımları ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin VAR Modeli İle Analizi, *Journal of Yaşar University*, 2010 20(5) 3320-3330.

- Özer, M., & Çiftçi, N. 2009. Ar-Ge Harcamaları ve İhracat İlişkisi: OECD Ülkeleri Panel Veri Analizi, *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (23), 39-49
- Samimi, J. A., & Ledary, R. B. 2010. ICT And Economic Growth: New Evidence From Some Developing Countries. *Australian Journal of Basic And Applied Sciences*, 4(8), 3086-3091.
- Saraç, B. T. 2009. Araştırma-Geliştirme Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Erkisi: Panel Veri Analizi, *Econanadolu 2009: Anadolu International Conference In Economics*, June 17- 19, 2009, Eskişehir, Turkey.
- Sungur, O., Aydın, H. İ., & Eren. M. V. 2016. Türkiye’de AR-GE, İnovasyon, İhracat ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Asimetrik Nedensellik Analizi. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 21(1).
- Tatoğlu, F. Y. 2012. *Panel veri ekonometrisi*, Beta Yayınevi.
- Türedi, S. 2016. The Relationship between R&D Expenditures, Patent Applications and Growth: A Dynamic Panel Causality Analysis for OECD Countries. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 16(1).
- Ulku, H. 2004. R and D, Innovation, and Economic Growth: An Empirical Analysis . *International Monetary Fund*, (No. 4-185).
- Yaylalı, M., Akan, Y., & Işık, C. 2010. Türkiye’de Ar-Ge Yatırım Harcamaları ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Eş-Bütünleşme ve Nedensellik İlişkisi: 1990-2009. *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*, V(I)I, 13-26.
- Yıldırım, E., & Kesikoğlu, F. 2012. Ar-Ge Harcamaları İle İhracat Arasındaki Nedensellik İlişkileri: Türkiye Örneğinde Panel Nedensellik Testi Kanıtları. *Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, Cilt XXXII, Sayı I, 165-180
- Yüksel, S. (2017). The impacts of research and development expenses on export and economic growth. *International Business and Accounting Research Journal*, 1(1), 1-8.
- <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>
- <http://www.worldbank.org/>

## TÜRKİYE’DE GAYRİSAFİ YURTIÇİ HASILA, DÖVİZ KURLARI VE SANAYİ ÜRETİM ENDEKSİNİN KAPASİTE KULLANIM ORANLARI ÜZERİNE ETKİLERİ: ZAMAN SERİLERİ ANALİZİ

Ali PETEK\*

Orhan ŞANLI\*\*

### Özet

Bu çalışmada Türkiye’de gayri safi yurtiçi hasıla, döviz kuru ve sanayi üretim endeksinin imalat sanayinde kapasite kullanım oranları üzerindeki etkileri incelenmiştir. Analizde kullanılan veriler 2007:Q1-2017:Q3 dönemlerini kapsamaktadır. Çalışmada kullanılan veriler Dünya Bankası, TÜİK ve TCMB veri dağıtım sistemlerinden elde edilmiştir. Serilere öncelik ADF ve PP birim kök testleri uygulanmış ve düzey değerlerinde birim kök içerdikleri görülmüştür. Seriler birinci farkı alınarak durağanlaşmaktadır. Analiz sonuçlarına göre seriler arasında eş bütünleşme tespit edilmiştir. Kur ve sanayi üretim endeksi kapasite kullanım oranlarını arttırırken gayri safi yurt içi hasıla azaltmaktadır. Eş bütünleşik serilerle yapılan Granger nedensellik testi sonuçlarına göre kapasite kullanım oranlarından GSYH ve sanayi üretim endeksine doğru bir nedensellik ilişkisi olduğu bulunmuştur. Fakat kapasite kullanım oranları ile döviz kuru arasında Granger nedensellik ilişkisi çıkmamıştır.

**Anahtar Kelimeler:** İmalat sanayi, Dış ticaret, Kapasite Kullanım Oranı

**Jel Kodları:** L60, F10, O14.

\* Adnan Menderes Üniversitesi, Nazilli İİBF, [apetek@adu.edu.tr](mailto:apetek@adu.edu.tr), 0000-0001-6985-116X.

\*\* Adnan Menderes Üniversitesi, Nazilli İİBF, [orhan.sanli@adu.edu.tr](mailto:orhan.sanli@adu.edu.tr), 0000-0002-3366-8993.

## THE EFFECTS OF GDP, EXCHANGE RATES AND INDUSTRIAL PRODUCTION INDEX ON CAPACITY UTILIZATION RATES IN TURKEY: TIME SERIES ANALYSIS.

### Abstract

In this study, the effects of GDP, Exchange Rate and Industrial Production Index on Capacity Utilization Rates were studied. The data used in the analysis covers the periods of 2007:Q1-2017:Q3. The data used in the study were obtained from World Bank, TUIK and CBRT data distribution systems. Firstly, ADF and PP unit root tests were applied to the series and they were found to contain unit root in level values. The series are stationary in the first differences. Then, Johansen cointegration test was applied to the series. According to the analysis results, one cointegration was detected between the series. There is a positive relationship between the exchange rate and capacity utilization rates, and between the industrial production index and capacity utilization rates. According to the results of the Granger causality test (co-integrated series), it is found that there is a causality relationship between capacity utilization rates and GDP and industrial production index. But there is no causality relationship between capacity utilization rates and exchange rates.

**Key Words:** Manufacturing Industry, Foreign Trade, Capacity Utilization Rate

**JEL Codes:** L60, F10, O14.

---

## I. GİRİŞ

Sanayi sektörü son yüzyılının en önemli sektörlerinden birisidir. Gelişmiş ülkelerin aynı zamanda sanayilerinin de gelişmiş olması, küresel dünyada rekabet açısından sanayi sektörünün en önemli dinamiklerden olduğunu göstermektedir (Koç, Şenel & Kaya 2018:1). Sanayi sektörü içerisinde en büyük kalem ise imalat sanayiidir. İngiltere’de başlayan sanayi devrimiyle beraber teknolojik ve seri üretim, son iki yüzyılın vazgeçilmez üretim yöntemleri haline gelmiştir. Ülkelerin dış ticarete kazançlarının ve dünya pazarındaki paylarının artırılabilmesi için imalat sanayinin gelişmiş olması gerekmektedir. Dünyanın en gelişmiş bölgeleri incelendiğinde Amerika, Avrupa ülkeleri, Japonya gibi sanayileri oldukça gelişmiş bölgelerin, hem çok fazla dış ticaret yaptıkları hem de dünya ekonomisine yön verdikleri görülmektedir (Akbulut, 2013). Sanayi sektörünün gelişmesi, tarım ve hizmetler gibi diğer sektörlerin de gelişmesine katkı sağlamaktadır. Dolayısıyla küresel anlamda gelişmekte olan ülkeler grubunda yer alan Türkiye’de imalat sanayiinin gelişmesi, yüksek teknolojili ve katma değeri fazla olan ürünlerin üretilmesi gerekmektedir (Özen, 2015:141).

## 61 Türkiye’de Gayrisafi Yurtiçi Hasıla, Döviz Kurları ve Sanayi Üretim Endeksinin Kapasite Kullanım Oranları Üzerine Etkileri: Zaman Serileri Analizi

Küresel krizler ve şoklar ülkelerin milli gelirlerini dolayısıyla imalat sanayilerini de etkilemektedir. 2008 küresel krizinin ardından dünya genelinde sanayi sektörünün büyüme oranlarında büyük düşüşler olduğu görülmüştür. Bu kriz, Türkiye’de imalat sanayinde bulunan firmaları finans ve kapasite kullanım oranı açısından olumsuz etkilemiştir (Çetin, Akyüz & Genç, 2011:101). Bu açıdan değerlendirildiğinde büyüme ve gelişme üzerinde özellikle gelişmekte olan ülkeler için sanayi sektörünün lokomotif görevi üstlendiği ortaya çıkmıştır. Ülkede gelişen sanayi sektörü, istihdam ve üretim açısından gayrisafi yurt içi hasıla (GSYİH) da artış şeklinde bir etkiye yol açtığından sanayi sektörü ile GSYİH arasında pozitif bir ilişki ortaya çıkmaktadır. Sanayileşmeye dayalı bir büyüme modeli, diğer sektörlerden sanayi sektörüne doğru işgücünün kaymasına neden olacağından GSYİH’nın ve dolayısıyla büyümenin artmasına neden olmaktadır (Kaldor, 1968:385-386). İmalat sanayi, istihdam, katma değer, küresel rekabet, yüksek teknolojlili üretim açısından ülke ekonomilerine stratejik katkılar sunmaktadır. Dolayısıyla büyüme ve kalkınma açısından imalat sanayi sektörünün gelişimi büyük önem arz etmektedir. İmalat sanayinde en önemli göstergelerden biri olan kapasite kullanım oranları, üretim artışı ve istihdam artışına yol açacağı için ekonomi politikalarının belirlenmesinde öncelik verilen konuların başında gelmektedir.

Gelişmekte olan ülkelerin ortak problemlerinden bazıları şunlardır (Sever & İğdeli, 2016) : ‘‘Cari açık, döviz kurlarında meydana gelen dengesizlikler, reel sektörlere yeterince girmeyen yerli ve yabancı sermayenin finansal sektörlerde işlem görmesi ve yüksek faiz oranları, kırılğan ekonomik yapı, enflasyon ve mali-finansal sistemin güçsüzlüğü’’. İthalata aşırı bağımlılık, hem döviz kurları üzerinden hem de fiyatlar üzerinden ana sektörlerin üretim kapasitesini ve dolayısıyla gayri safi yurt içi hasılayı olumsuz etkilemektedir. Türkiye, yüksek cari açığın ve yüksek faizlerin olduğu gelişmekte olan bir ülkedir. Bu durum Türkiye’de imalat sanayinde faaliyet gösteren firmaların üretim kapasitelerini yeterince arttıramamalarına yol açmaktadır. Özellikle enerji alanında ara girdilerin ithalat yoluyla karşılanması, imalat sektörüne yapılacak yatırımlar için düşük faizli kredilerin yeterince elde edilememesi ve döviz kurlarının yüksek seyretmesi imalat sanayini olumsuz etkilemektedir. Bu açıdan değerlendirildiğinde Türkiye’de imalat sanayi sektörü ithalata bağımlıdır ve bu bağımlılık giderek artmaktadır( Kundak & Aydoğuş, 2017:263).

Bu çalışmada imalat sanayinde kapasite kullanım oranları analiz edilmiştir. Çalışmanın amacı, bir ülkedeki en önemli makro değişkenlerden olan GSYİH, döviz kurları ve sanayi üretim endeksinin imalat sanayinde faaliyet gösteren firmaların kapasite kullanım oranları



üzerindeki etkilerini incelemektir. Çünkü sanayi sektörü hiç şüphesiz büyüme ve kalkınma amacına hizmet eden en önemli makro değişkendir. Çalışmada ilk olarak kapasite kullanım oranı kavramı üzerinde değerlendirmelere yer verilmiş ve Türkiye’de sanayi sektörünün genel durumu ile imalat sanayinde kapasite kullanım oranları incelenmiştir. İkinci bölümde imalat sanayiinde kapasite kullanım oranları üzerine yapılan çalışmaların özetini içeren literatür taraması yer almaktadır. Üçüncü bölümde ise imalat sanayinde kapasite kullanım oranları ile sanayi üretim endeksi, gayrisafi yurtiçi hasıla ve döviz kurları arasındaki ilişkinin incelenmesi amacıyla zaman serisi analizi yapılmıştır. Analiz kısmında ilk olarak seriler üzerinde birim kök testi yapılmış, daha sonra Johansen Eş Bütünleşme ve Granger Nedensellik testleri yapılarak değişkenler arasındaki ilişki ortaya konulmuştur. Analizlerden ve tablolardan elde edilen sonuçlar, sonuç ve tartışma kısmında ele alınmış ve imalat sanayinde kapasite kullanım oranlarının zayıf yönleri ile bu konuda uygulanması gereken politikalardan bahsedilerek çalışma sona erdirilmiştir.

## II. TÜRKİYE’DE İMALAT SANAYİİNDEKİ GELİŞMELER VE KAPASİTE KULLANIM ORANI

İmalat sanayi, ülke ekonomilerinin genel yapısı ve gidişatı hakkında önemli bilgiler vermektedir. Sanayi sektörünün en büyük kalemi olan imalat sanayi, Türkiye’de sanayileşmiş ülkelerle kıyaslandığında geri kalmış durumdadır. Fakat GSYİH içerisindeki sektörlerin paylarına bakıldığında sanayi sektörü hizmetlerden sonra ikinci sırada yer almaktadır. Türkiye, dış ticarete liberalleşme sürecine girdiği 1980’li yıllardan sonra sanayi sektörüne büyük yatırımlar yapmıştır (Türkkan, 2001:105). Sektörün en büyük sorunlarından biri, sektörün teknolojik yapısıdır. Yüksek teknolojlili ürünlerin toplam imalat sanayi üretimi içerisindeki payı %4’ün altında kalmaktadır. İmalat sanayinin yapısı incelendiğinde daha çok orta düşük teknolojlili ürünler üretilmekte ve ihracatı yapılmaktadır. Gelişmiş ülkelerde ağır sanayi ve yüksek teknolojiye dayalı üretimin gelişmesi, bu ülkelerin imalat sanayi çıktılarının yüksek teknolojlili ürünlerden oluşmasına ve bu ülkelerin uluslararası piyasada daha güçlü bir seviyeye ulaşmalarına neden olmaktadır.

**63 Türkiye’de Gayrisafi Yurtiçi Hasıla, Döviz Kurları ve Sanayi Üretim Endeksinin Kapasite Kullanım Oranları Üzerine Etkileri: Zaman Serileri Analizi**

Tablo I: İmalat Sanayinin Teknolojik Yapısına Göre Üretim Değeri ve İmalat Sanayi İçerisindeki Payları (Milyon TL, %)

| Yıllar | Düşük Teknoloji |       | Orta Düşük Teknoloji |       | Orta Yüksek Teknoloji |       | Yüksek Teknoloji |       |
|--------|-----------------|-------|----------------------|-------|-----------------------|-------|------------------|-------|
|        | Değer           | Yüzde | Değer                | Yüzde | Değer                 | Yüzde | Değer            | Yüzde |
| 2003   | 39,2            | 24,8  | 57,4                 | 36,3  | 49,4                  | 31,3  | 12,0             | 7,6   |
| 2004   | 121,9           | 43,0  | 78,2                 | 27,6  | 68,2                  | 24,1  | 14,9             | 5,3   |
| 2005   | 131,9           | 42,6  | 90,0                 | 29,1  | 73,8                  | 23,9  | 13,7             | 4,4   |
| 2006   | 148,6           | 39,5  | 121,4                | 32,2  | 91,1                  | 24,2  | 15,3             | 4,1   |
| 2007   | 162,8           | 39,5  | 134,1                | 32,6  | 101,8                 | 24,7  | 13,1             | 3,2   |
| 2008   | 175,6           | 37,1  | 170,0                | 35,9  | 113,9                 | 24,1  | 13,9             | 3,0   |
| 2009   | 175,2           | 41,7  | 129,1                | 30,7  | 101,4                 | 24,1  | 14,6             | 3,5   |
| 2010   | 213,3           | 40,7  | 170,0                | 32,5  | 124,8                 | 23,8  | 15,9             | 3,0   |
| 2011   | 268,7           | 38,6  | 242,0                | 34,8  | 166,9                 | 24,0  | 18,5             | 2,7   |
| 2012   | 297,0           | 39,6  | 262,7                | 35,0  | 172,6                 | 23,0  | 17,9             | 2,4   |
| 2013   | 334,1           | 39,1  | 294,6                | 34,5  | 204,0                 | 23,9  | 21,2             | 2,5   |
| 2014   | 380,7           | 39,8  | 322,8                | 33,8  | 228,3                 | 23,8  | 25,3             | 2,6   |
| 2015   | 406,2           | 38,5  | 358,1                | 33,5  | 265,1                 | 24,8  | 34,2             | 3,2   |
| 2016   | 450,0           | 38,5  | 385,7                | 33,0  | 294,5                 | 25,2  | 38,5             | 3,3   |
| 2017*  |                 | 38,4  |                      | 33,0  |                       | 25,0  |                  | 3,4   |

Kaynak: Avcı, Uysal ve Taşçı,2016, “Türk İmalat Sanayinin Teknolojik Yapısı Üzerine Bir Değerlendirme” çalışmanın 55. sayfasındaki veriler ve TÜİK veri sisteminden elde edilen verilerle tablo yazar tarafından oluşturulmuştur. \*2017 yılı tahmini verilerdir.

Tablo I’de, Türkiye’de imalat sanayinin teknoloji düzeyine göre üretim değerleri ve teknoloji düzeyine göre üretimin toplam imalat sanayi içerisindeki payları gösterilmiştir. 2003 yılında yaklaşık 170 milyar TL değerinde olan imalat sanayi üretiminin %36’sı orta düşük teknoloji üretimden, %31,3’ü orta yüksek teknoloji üretimden, %24,8’i düşük teknoloji üretimden ve yaklaşık %7,6’sı yüksek teknoloji üretimden oluşmaktadır. 2003 yılında sonra yüksek teknoloji ve orta yüksek teknoloji üretiminin toplam imalat sanayi üretimi içerisindeki payları giderek azalmıştır. 2017 yılında yüksek teknoloji üretimin payı %3,4’e ve orta yüksek teknoloji üretimin payı %25’e kadar gerilemiştir. 2003-2017 yılları arasında orta düşük teknoloji ürünlerin payı artarken düşük teknoloji üretimin payında çok fazla bir değişiklik görülmemiştir. Tablo I’de görüldüğü gibi katma değer açısından ülke ekonomilerine en büyük katkıyı sağlayan sektörlerin başında gelen imalat sanayinde yüksek ve orta yüksek teknoloji ürünlerin payı düşük ve orta düşük teknoloji ürünlerin payının gerisinde

kalmaktadır. Bu durum Türkiye’de katma değeri yüksek ve cari açığı kapatacak üretimin yetersiz kalmasına yol açmaktadır.

Tablo II: Sektörlerin GSYH İçindeki Payları

| Yıllar | Tarım/Ormancılık/Balıkçılık | Sanayi        |              | Hizmetler |
|--------|-----------------------------|---------------|--------------|-----------|
|        |                             | İmalat Sanayi | Diğer Sanayi |           |
| 2000   | 10,1                        | 18,8          | 18,1         | 53,0      |
| 2002   | 10,3                        | 16,9          | 18           | 54,8      |
| 2004   | 9,4                         | 16,9          | 19,2         | 54,5      |
| 2006   | 8,2                         | 17,1          | 20           | 54,7      |
| 2008   | 7,5                         | 16,3          | 19,7         | 56,5      |
| 2010   | 9,0                         | 15,1          | 18,4         | 57,5      |
| 2012   | 7,8                         | 15,9          | 18,6         | 57,7      |
| 2014   | 6,6                         | 16,8          | 17,5         | 59,1      |
| 2015   | 6,9                         | 16,7          | 16,6         | 59,7      |
| 2016   | 6,2                         | 16,6          | 18,2         | 59        |
| 2017*  | 6,1                         | 17,5          | 17,5         | 58,9      |

Kaynak: TÜİK, İktisadi faaliyet Kollarının (A21)’na göre Cari Fiyatla GSYH. 2017\* verileri geçici verilerdir.

Tablo II, ana sektörlerin GSYİH içerisindeki paylarını göstermektedir. 2000 yılında tarım-ormancılık-balıkçılık sektörünün GSYİH içindeki payı %10 iken 2016 yılında bu oran %6,2’ye gerilemiştir. Hizmetler sektörünün payı yıllar itibariyle artmıştır. 2000 yılında hizmetler sektörünün GSYİH içindeki payı %53 iken bu oran 2016 ve 2017 yıllarında yaklaşık %59 olarak gerçekleşmiştir. Sanayi sektörünün GSYİH içerisindeki payı, bu 17 yıllık dönemde ciddi bir değişiklik göstermemiştir. İmalat sanayinin 2000 yılında GSYİH içindeki payı %18,8 iken bu oran 2016 sonunda %16,6 olarak gerçekleşmiştir. İmalat sanayinde 17 yıllık dönemin ortalaması yaklaşık olarak %16,5 seviyelerindedir. Sanayi sektörünü oluşturan imalat sanayi dışındaki diğer kalemlerin GSYİH içerisindeki payları incelendiğinde 2000 yılında %18,1 iken 2016 sonunda bu oran %18,2 olarak gerçekleşmiştir. 2017 yılı geçici verileri 2016 yılı verilerine yakın bir seyir izlemiştir.

## 65 Türkiye’de Gayrisafi Yurtiçi Hasıla, Döviz Kurları ve Sanayi Üretim Endeksinin Kapasite Kullanım Oranları Üzerine Etkileri: Zaman Serileri Analizi

Tablo III: İmalat Sanayi Üretimi, Büyüme Hızı ve GSYİH İçindeki Payı (1998=100, %)

| Yıllar | Üretim TL   | Büyüme Hızı | GSYH İçindeki Pay |
|--------|-------------|-------------|-------------------|
| 2000   | 32 007 671  | 46,2        | 18,8              |
| 2001   | 43 574 901  | 37,3        | 17,8              |
| 2002   | 60 769 389  | 36,2        | 16,9              |
| 2003   | 80 126 179  | 29,3        | 17,1              |
| 2004   | 97 766 996  | 20,4        | 16,9              |
| 2005   | 113 914 562 | 15,3        | 16,9              |
| 2006   | 134 751 723 | 16,4        | 17,1              |
| 2007   | 148 131 166 | 8,8         | 16,8              |
| 2008   | 162 031 748 | 8,4         | 16,3              |
| 2009   | 151 436 401 | -5,8        | 15,2              |
| 2010   | 175 176 723 | 18,9        | 15,1              |
| 2011   | 229 817 774 | 22,5        | 16,5              |
| 2012   | 249 250 916 | 5,0         | 15,9              |
| 2013   | 293 884 254 | 9,4         | 16,2              |
| 2014   | 343 304 828 | 15,1        | 16,8              |
| 2015   | 390 796 400 | 10,1        | 16,7              |
| 2016   | 432 979 604 | 14,1        | 16,6              |
| 2017*  | 466 980 000 | 8,8         | 17,5              |

Kaynak: TÜİK-Sektörel GDP Dağılımı 1998=100 sistemi. 2017\* verileri geçicidir.

Tablo III, imalat sanayinin GSYİH içerisindeki payını, toplam imalat sanayi üretimini ve imalat sanayinin büyüme hızını göstermektedir. İmalat sanayinin büyüme hızları çok farklılıklar göstermektedir. 2008 küresel krizin etkisiyle 2009 yılında imalat sanayi üretimi %5 oranında küçülmüştür. 2000 yılında bir önceki yıla göre %46 oranında büyüyen imalat sanayi 2015 yılında bir önceki yıla göre %10 civarında büyüebilmiştir. İmalat sanayi üretimi incelendiğinde 2000 yılında 32 milyar TL’lik üretim gerçekleşmişken bu miktar 2016 yılında yaklaşık 13,5 kat artarak 432 milyar TL’ye kadar ulaşmıştır. Türkiye’nin GSYİH değeri, 2000-2017 dönemleri arasında yaklaşık 15 kat artmıştır. 2000 yılında, 170 milyar TL olan GSYİH, 2017 sonunda 3.208 trilyon TL olarak gerçekleşmiştir. İmalat sanayi ise GSYİH ile aşağı yukarı aynı oranda artmıştır ve GSYİH içerisindeki payı ciddi bir değişme göstermemiştir. 2017 yılı verileri incelendiğinde imalat sanayii GSYH’nın yaklaşık %17,5’ini oluşturmaktadır.

### II. I. İmalat Sanayinde Kapasite Kullanım Oranı(KKO)

Kapasite kullanım oranı (KKO) mevcut sektörde faaliyet gösteren firmanın ya da bir ülkenin belli bir yıl içerisinde yapmış olduğu üretiminin tam kapasiteye oranıdır. Bir başka ifadeyle işletmenin kullanabileceği maksimum kapasite ile fiili kapasite arasındaki farktır. Genel olarak kapasite kullanım oranı, tam kapasite 100 olarak alındığında firma bu değer

yüzde kaçını kullanabildiğinin özetidir. Dolayısıyla kapasite kullanım oranı imalat sanayinde oldukça önem arz etmektedir (Koç, Şenel & Kaya, 2017:5-7).

Kapasite kullanım oranının ölçümü firmalara gönderilen İktisadi Yönelim Anketi'ni firmaların doldurup rapor sunmaları şeklinde olmaktadır. Eksik kapasite, verimliliğin düşmesi, GSYİH'nin azalması, üretim kaybı, istihdam eksikliği gibi ulusal problemlere neden olacağı için özellikle orta yüksek ve yüksek teknolojlili imalat sanayinde kapasite kullanım oranı ülke açısından önem verilmesi gereken bir durumdur (Abdioğlu, 2013:5298).

Tablo IV: ABD, AB ve Türkiye'de İmalat Sanayinde KKO(%)

| Yıllar | ABD  | AB   | Türkiye |
|--------|------|------|---------|
| 2000   | 79,3 | 84,4 | 74,5    |
| 2001   | 73,3 | 83,2 | 70,5    |
| 2002   | 72,6 | 81,4 | 74,9    |
| 2003   | 73,6 | 81,3 | 77,2    |
| 2004   | 76,1 | 81,6 | 80,2    |
| 2005   | 78,1 | 81,5 | 79,0    |
| 2006   | 78,5 | 83,3 | 79,6    |
| 2007   | 78,9 | 84,7 | 81,9    |
| 2008   | 74,6 | 83,2 | 78,5    |
| 2009   | 65,4 | 71,3 | 66,9    |
| 2010   | 70,9 | 76,1 | 73,8    |
| 2011   | 74,0 | 80,7 | 77,0    |
| 2012   | 75,3 | 78,9 | 76,5    |
| 2013   | 75,2 | 78,0 | 76,7    |
| 2014   | 75,8 | 84,4 | 75,0    |
| 2015   | 75,9 | 83,2 | 76,9    |
| 2016   | 75,5 | 81,4 | 77,4    |
| 2017   | 75,9 | 83,0 | 78,4    |
| 2018*  | 77,5 | 83,7 | 77,8    |

Kaynak: TCMB, EUROSTATA, FRED (Federal Reserve Economic Data). 2018\* verileri Ocak-Mayıs dönemlerini kapsamaktadır.

Tablo IV, 2000-2018 dönemleri arasında ABD, AB ve Türkiye'nin yıllık imalat sanayinde kapasite kullanım oranlarını göstermektedir. Türkiye ve ABD'de kapasite kullanım oranları kısmen birbirine yakın seyir izlemektedir. 2000 yılında Türkiye'de imalat sanayinde kapasite kullanım oranı %74 iken 2017 yılında bu oran %78 olarak gerçekleşmiştir. Avrupa bölgesinde imalat sanayinde kapasite kullanım oranları ABD ve Türkiye ortalamasının üzerinde olduğu görülmektedir. AB bölgesinde 2017 yılında kapasite kullanım oranı yaklaşık %83'tür. Üç bölgede de 2008 küresel krizin etkisiyle 2009 yılında kapasite kullanım oranlarında büyük düşüşler meydana gelmiştir. Burada dikkat edilmesi gereken nokta ABD ve AB bölgelerinde imalat sanayinin büyük kısmı orta yüksek ve yüksek teknolojlili ürünlerden oluştuğudur. Tablo

## 67 Türkiye’de Gayrisafi Yurtiçi Hasıla, Döviz Kurları ve Sanayi Üretim Endeksinin Kapasite Kullanım Oranları Üzerine Etkileri: Zaman Serileri Analizi

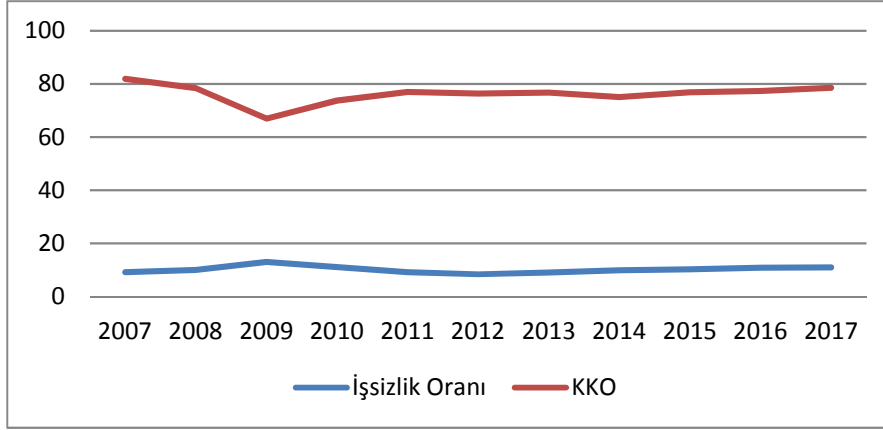
IV’de görüldüğü gibi kapasite kullanım oranları ABD, AB ve Türkiye’de birbirine yakın olsa da sanayi sektörünün her üç bölgede ülke ekonomilerine sağladığı katma değer farklılık göstermektedir. Son 17 yıl içerisinde Türkiye’de kapasite kullanım oranları dalgalı bir seyir izlemiştir. Özellikle, imalat sanayinde ara girdi ithalatı yüksek olduğu için Türkiye’de kapasite kullanım oranları AB ortalamasının üzerine çıkamamaktadır. ABD’de kapasite kullanım oranları Türkiye’ye nazaran daha düşüktür. Bunun sebeplerinde arasında ABD’de ithalatın ihracata göre biraz daha fazla olması, işsizlik ve fiyatlar genel seviyesinin yükselmesi vardır(Udland, 2015). Her ne kadar kapasite kullanım oranları ABD’de düşük olsa da ABD ve AB içerisindeki firmaların uluslararası piyasada rekabet güçleri oldukça yüksektir ve sanayi üretimi katma değeri yüksek ürünlerden oluşmaktadır. Dolayısıyla bu iki bölgedeki imalat sanayi Türkiye imalat sanayisinden oldukça farklı ve daha güçlü bir yapıya sahiptir.

Tablo V: Türkiye’de İmalat Sanayiinde Mal Gruplarına Göre KKO (Ağırlıklı Ortalama %)

| Mal Grupları              | Kapasite Kullanım Oranları |      |      |      |       |
|---------------------------|----------------------------|------|------|------|-------|
|                           | 2014                       | 2015 | 2016 | 2017 | 2018* |
| Dayanıklı tüketim Malları | 72,2                       | 72,6 | 72,7 | 75,7 | 71,2  |
| Dayanısız Tüketim Malları | 73,1                       | 72,1 | 71,7 | 73,1 | 73,8  |
| Tüketim Malları           | 72,9                       | 72,2 | 71,9 | 73,6 | 73,4  |
| Gıda ve iecek            | 70,6                       | 70,1 | 69,9 | 72,3 | 72,4  |
| Ara Mallar                | 76,3                       | 75,8 | 76,2 | 79,0 | 79,9  |
| Yatırım Malları           | 72,7                       | 75,7 | 76,9 | 83,1 | 81,9  |

Kaynak: TOBB-73.Genel Kurul ‘‘2016 Ekonomik Rapor’’, TCMB. 2018\* veriler Ocak-Haziran dönemlerini kapsamaktadır.

Tablo V’te imalat sanayinin mal gruplarına göre kapasite kullanım oranları verilmiştir. Kapasite kullanım oranının en yüksek olduğu mal grubu yatırım mallarıdır. 2014 yılında yatırım mallarında kapasite kullanım oranı %72 iken 2017 yılında bu oran yaklaşık %83’e çıkmıştır. Gıda ve iecek grubunda 2017 yılında kapasite kullanım oranı yaklaşık %72 civarındadır. Mal grupları içerisinde kapasite kullanım oranları açısından deęişim en fazla yatırım malları ve ara mallar grubunda olmuştur.



Kaynak: TÜİK ve TCMB'den elde edilen verilerle grafik yazarlar tarafından oluşturulmuştur.

Şekil I: Türkiye'de İşsizlik Oranları ve KKO Değişimleri

Şekil I, Türkiye'de işsizlik oranı ve imalat sanayinde kapasite kullanım oranlarındaki değişimi göstermektedir. Türkiye'de 2017 yılı verilerine göre çalışanların yaklaşık %54'ü hizmetler sektöründe, %19'u tarım, % 20'si sanayi, %7'si de inşaat sektöründe istihdam edilmektedir (Tüik, İşgücü İstatistikleri 2017). Sanayi sektörü içerisinde en büyük pay imalat sanayine ait olduğu için imalat sanayinde meydana gelen değişimler Türkiye'de işsizlik oranlarını etkilemektedir. İmalat sanayinde faaliyet gösteren firmalarda çalışan sayısı, toplam sanayi sektöründeki çalışan sayısının yaklaşık %71'ini oluşturmaktadır. Şekil I incelendiğinde kapasite kullanım oranlarına bağlı olarak Türkiye'de işsizlik oranları da değişmektedir. 2009 yılına kadar 2008 küresel krizinde etkileriyle imalat sanayinde kapasite kullanım oranları azalırken, bu duruma paralel bir şekilde Türkiye'de işsizlik oranları da artmaktadır. 2009 – 2012 yılları arasında kapasite kullanım oranları artarken işsizlik oranları da toparlanma eğilimine girmiştir. 2012'den sonra kapasite kullanım oranlarındaki duraksamalara paralel olarak işsizlik oranlarında da ciddi bir değişim olmamıştır. Son yıllarda dünya genelinde ve Türkiye içerisinde meydana gelen siyasi ve ekonomik dalgalanmalar sonucu kapasite kullanım oranları ve işsizlik oranları beklenen seviyelerde gerçekleşmemiştir. İşsizlik konusunda yapısal sorunların varlığı, ekonomik büyümenin istihdam alanına yeterince yansımaması, nüfusun eğitim ve cinsiyet sorunları, köyden kente göç sorunları Türkiye'de işsizlik oranlarının %10'ların üzerinde seyretmesine neden olmaktadır (Kaya, 2016:431-432). Sonuç olarak şekil I'de olduğu gibi kapasite kullanım oranları ile işsizlik arasında ters yönlü bir ilişki vardır. İmalat sanayinde faaliyet gösteren firmaların kapasitelerinin artması üretimin artmasına yol açacağı için sanayi sektöründeki bu olumlu gelişmeler aynı zamanda tarım ve hizmetler sektörüne de

yansımaktadır. Böylece bütün sektörlerde oluşan olumlu sonuçlar istihdam oranlarının artmasına ve bunun sonucu olarak işsizliğin azalmasına yol açacaktır.

### III. LİTERATÜR TARAMASI

İmalat sanayiinde kapasite kullanım oranları üzerine birçok çalışma yapılmıştır. Bunlardan bazıları ve bulunan sonuçlar şöyledir: Balaylar (2011) çalışmasında imalat sanayiinde faaliyet gösteren firmaların finansal ihtiyaçlarını ağırlıklı olarak döviz cinsinden borçlandıkları için imalat sanayiinin ithalata olan bağımlılığının arttığını tespit etmiştir. Kılıç (2010) çalışmasında döviz kuru volatilitésinin imalat sanayii üzerinde anlamlı ve negatif etkiye sahip olduğu sonucuna varmıştır. Aldemir (2008) çalışmasında kur değişimlerinin ithal girdi yoluyla yurt içi fiyatları üzerinde etkili olduğu ve kapasite kullanım oranlarının %65’i kur tarafından belirlendiği sonucuna ulaşmıştır. Mihçi ve Atılğan (2010) çalışmalarında istihdam, çalışma süreleri ve kapasite kullanım oranları GSYİH’yi arttırdığı sonucuna ulaşmışlardır. Özker (2013) çalışmasında GSYİH’deki artışlar imalat sanayiinde yatırım ve tüketim malları kapasite kullanım oranları üzerinde pozitif talep artışı nedeniyle bir etki yarattığı sonucuna ulaşmıştır. Yamak ve Ceylan (2006) çalışmalarında, %76 kapasite kullanım oranlarının altında ve üzerinde kapasite kullanım oranlarının enflasyonu etkileme derecelerinin farklı olduğu ve enflasyonla kapasite kullanım oranları arasında asimetric bir ilişki olduğunu tespit etmişlerdir. Ersungur ve diğerleri çalışmalarında düşük döviz kuru politikaları ihracatı arttırırken aynı zamanda ithalata bağımlılığı ve imalat sanayinde kapasite kullanım oranını arttırdığı sonucuna ulaşmışlardır. Song, 2000 yılında Güney Kore ekonomisini kapsayan çalışmasında 1997 Asya Krizi sonrası döviz krizleri nedeniyle imalat sanayinde kapasite kullanım oranları azalırken enflasyon ve işsizlik oranlarının arttığı sonucuna ulaşmıştır. Abdioğlu 2013 yılında yaptığı çalışmada tüketici ve üretici fiyat endeksleriyle kapasite kullanım oranları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Bu sonuçlara göre 1991-2006 yılları arasında enflasyonla kapasite kullanım oranları arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki varken 2007 yılından sonra bu ilişki ortadan kaybolmaktadır. Bauer 1990 yılında yaptığı çalışmada, ABD’de 1953-1989 yılları arasında enflasyon oranı ile kapasite kullanım oranları arasında çift yönlü Granger nedensellik olduğu sonucuna ulaşmıştır. Ayrıca bu dönemde ABD’de denge kapasite kullanım oranı %81,5 olarak tahmin edilmiştir. Corrado ve Matthey 1997 yılında yayımlanan çalışmalarında kapasite kullanım oranlarıyla makro ekonomik değişkenler arasında ve özellikle enflasyon arasında nasıl bir ilişki olduğunu araştırmışlardır. Bu sonuçlara göre kapasite kullanım oranları arz ve talep



üzerinde etki yarattığından enflasyonist süreci etkilemektedir. Kapasite kullanım oranlarının %82'yi geçmesi üzerine enflasyonun hızlanacağı fikri geçerliliğini korumaya devam etmektedir.

#### IV. VERİ VE YÖNTEM

Türkiye'de imalat sanayi kapasite kullanım oranları AB ortalamasının altında kalmaktadır. İmalat sanayinde düşük teknoloji ürünlerin toplam imalat sanayi içerisindeki oranı düşük olması, katma değeri düşük ürünlerin payının yüksek olmasına neden oluyor. Türkiye'de kapasite kullanım oranlarının analizi için 2007:Q1-2017:Q3 dönemleri arasında kapsayan veriler kullanılmıştır. Analizin 2007:Q1-2017:Q3 dönemlerini kapsamamasının nedeni, 2007 yılından daha önce kapasite kullanım oranlarının çeyrek dönemler itibarıyla yayımlanmaması ve 2017:Q3 döneminden sonra analizde kullanılan bütün değişkenlere ait verilerin henüz yayımlanmamış olmasıdır. Bu amaçla kapasite kullanım oranları (KKO) üzerinde etkisi olduğu düşünülen harcama yöntemiyle GSYH, döviz kuru ve toplam sanayi üretim endeksi değişkenleri kullanılarak zaman serisi analizi yapılmıştır. KKO, GSYH ve döviz kurları değişkenleri TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi üzerinden, toplam sanayi üretim endeksi değişkeni ise TÜİK sistemi üzerinden elde edilmiştir.

GSYH değişkeni TL olarak, harcama yöntemi-cari fiyatlarla hesaplanan değişkeninin logaritması alınarak analizde kullanılmıştır. Dolar kuru değişkeni ise 1 doların TL karşılığı olarak kullanılmıştır. Kur değişkeni, dolar alış ve satış fiyatları arasında önemli bir fark olmadığı için analizde dolar alış kuru olarak kullanılmıştır. Bu analizde kullanılan 4 değişkeninde çeyrek dönemden oluşması nedeniyle mevsimsel etki göstermektedir. İlk olarak bu seriler mevsimsel etkilerden arındırılmıştır. Seriler Moving Average(Hareketli Ortalamalar) yöntemi kullanılarak mevsimsel etkilerden arındırılmıştır. Çalışmanın bu bölümünde serilerin mevsimsel etkilerden arındırıldıktan sonra durağanlık testi yapılmıştır. Bu amaçla Augmented Dickey-Fuller(ADF) ve Phillips Perron (PP) birim kök testleri uygulanmıştır. Birim kök sınavından sonra seriler arasında bir eş bütünleşmenin olup olmadığının tespiti için Johansen Eş Bütünleşme testi yapılmıştır. Son olarak seriler arasında ilişkinin yönünü tespit etmek için Granger nedensellik testi yapılmıştır.

#### IV.I. Araştırmanın Yöntemi ve Model

Çalışmada kullanılan değişkenler ikiden fazla olduğu için çoklu regresyon modeli kullanılmıştır. Eviews 9 paket programı yardımıyla bağımlı ve bağımsız değişkenler arasında gerekli testler ve sonuçlar ortaya konulmuştur. Bu çalışmada kullanılan testler; birim kök testi, nedensellik testi ve eş bütünleşme testidir.

$$\text{Model: } Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + U_t$$

Yukarıda yer alan modelde Y değişkeni modelde kullanılan bağımlı değişkeni,  $X_1$ ,  $X_2$  ve  $X_3$  değişkenleri ise bağımsız değişkenleri ifade etmektedir.  $\beta_0$  modelin sabit terimi,  $U_t$  ise hata terimini ifade etmektedir. Modeldeki  $\beta$  değişkenleri modeldeki değişkenlerin katsayılarını göstermektedir.

Çalışmada mevsimsellikten arındırılmış serilerin doğal logaritmaları kullanılmıştır. Türkiye’de kapasite kullanım oranları ile GDP, döviz kuru ve sanayi üretim endeksi değişkenleri arasında analiz yapmak için kullanılan model:

$$KKO = \beta_0 + \beta_1 GDP_t + \beta_2 Kur_t + \beta_3 SÜE_t + u_t$$

*KKO: Türkiye’de imalat sanayiinde Kapasite Kullanım Oranı*

*GDP: Harcama yöntemiyle belirlenen cari fiyatlarla tespit edilmiş ve TL bazlı doğal logaritması alınmış gayrisafi yurt içi hası miktarı*

*Kur: 1\$’ın alış fiyatlarına göre TL karşılığı*

*SÜE: Toplam Sanayi Üretim Endeksi*

*U<sub>t</sub>: Modelin hata terimi*

#### IV.II. Ampirik Sonuçlar

##### IV.II.I. Birim Kök Testleri

Serilerin durağanlığının temel şartı bir serinin varyansı ve ortalaması belirli bir dönem içinde değişmiyorsa ve iki dönemin ortak varyans değeri, varyansın hesaplandığı dönemde değil de iki dönem arasında uzaklığa bağlı ise bu seri durağandır (Gujarati, 1999:713).

Durağan olmayan serilerle yapılan analizlerde örneğin bir dönemde meydana gelen kriz ve şokların etkisi kalıcı hale gelerek diğer dönemleri de etkilemektedir. Bu durumun sonucunda analizlerde sahte regresyona rastlanılır ve T ve F istatistikleri yanlış sonuçlar vererek model anlamlılığını yitirir (Granger and Newbold, 1974).

Dickey-Fuller Testi 3 aşamadan oluşmaktadır:

$$\text{Sabit terim ve trend içermeyen model} : \Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

$$\text{Sabit terim içeren model} : \Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

$$\text{Sabit terim ve trend içeren model} : \Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

DF test istatistikleri Mackinnon kritik değerleri ile karşılaştırılır. Sıfır hipotezi  $H_0: \gamma = 0$  ile bunun karşıtı olan  $H_1$  hipotezi yani  $H_0: \gamma \neq 0$  karşılaştırılarak test edilir. Buna göre  $H_0$  hipotezi serinin durağan olmadığını yani seride birim kökün var olduğunu ifade ederken,  $H_1$  hipotezi bunun tam tersini yani seride birim kökün olmadığını, serinin durağan olduğunu ifade eder.  $U_t$  hata teriminin içsel bağlantılı olması halinde yeni model şu şekilde yazılır:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + \beta \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + U_t$$

Modele eklenen  $m$ , gecikme uzunluğunu ifade ederken  $\Delta$  sembolü modeldeki fark operatörünü ifade etmektedir. Dickey-Fuller (DF) testinin genişletilmiş hali Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) olarak adlandırılır. Bu çalışmada ADF testi ve çıkan sonuçların doğrulanması amacıyla ADF testinden daha güçlü bir test olan Philips Perron testi ile serilerin birim kökleri sınanmıştır.

Hipotezler:

$H_0: \gamma = 0$  seride birim kök vardır, seri durağan değildir,

$H_1: \gamma \neq 0$  Seride birim kök yoktur, seri durağandır.

Aşağıdaki tablo VIII ve tablo IX, analizde kullanılan serilerin ADF ve PP testleri yardımıyla birim kök testi sonuçlarını göstermektedir. Analizde oluşturulan hipotezlerin reddi ya da kabulü için iki yoldan birine başvurulur:

ADF test > Kritik Değer, PP test > Kritik Değer ise  $H_0$  red,  $H_1$  kabul ve seride birim kök yoktur, seri durağandır. Ters durumda  $H_0$  kabul ve seride birim kök vardır.

Olasılık değeri (Prob) eğer %5'ten küçükse ( $P < 0,05$ ) ise  $H_0$  red,  $H_1$  kabul, seri durağandır ve birim kök yoktur. Ters durumda  $H_0$  kabul ve seride birim kök vardır.

73 **Türkiye’de Gayrisafi Yurtiçi Hasıla, Döviz Kurları ve Sanayi Üretim Endeksinin Kapasite Kullanım Oranları Üzerine Etkileri: Zaman Serileri Analizi**

Tablo VI: ADF Birim Kök Test Sonuçları

| Değişkenler | ADF Test İstatistiği | Kritik Değerler |       |       | P olasılık değeri | Karar    |               |
|-------------|----------------------|-----------------|-------|-------|-------------------|----------|---------------|
|             |                      | %1              | %5    | %10   |                   |          |               |
| <b>KKO</b>  | -2,16                | -4,19           | -3,52 | -3,19 | 0,49              | Ho Kabul | Birim Kök Var |
| <b>DKKO</b> | -4,33                | -3,60           | -2,93 | -2,60 | 0,0014            | Ho Red   | Birim Kök Yok |
| <b>KUR</b>  | -1,26                | -4,19           | -3,52 | -3,19 | 0,88              | Ho Kabul | Birim Kök Var |
| <b>DKUR</b> | -4,62                | -3,60           | -2,93 | -2,60 | 0,0006            | Ho Red   | Birim Kök Yok |
| <b>GDP</b>  | -2,46                | -4,19           | -3,52 | -3,19 | 0,34              | Ho Kabul | Birim Kök Var |
| <b>DGDP</b> | -6,79                | -3,60           | -2,93 | -2,60 | 0,000             | Ho Red   | Birim Kök Yok |
| <b>SUE</b>  | -2,64                | -4,19           | -3,52 | -3,19 | 0,26              | Ho Kabul | Birim Kök Var |
| <b>DSUE</b> | -6,45                | -3,60           | -2,93 | -2,60 | 0,000             | Ho Red   | Birim Kök Yok |

**Not:** Düzey değerde sabit terim ve trendli, birinci sabit terimli model kullanıldı. Serilerin başındaki ‘‘D’’ sembolü, düzey değerde durağan olmayıp birinci dereceden farkı alınarak durağan hale gelen serileri ifade etmektedir. ADF testi %1 anlamlılık derecesine göre belirlenmiştir.

Tablo VI serilerin ADF durağanlık test sonuçlarını vermektedir. Bütün seriler düzey değerde durağan değildir ve birim kök içermektedir. Sonuçlar incelendiğinde farkı alınmamış serilerin ADF test istatistik değerleri kritik değerlerden (%1, 5, 10) küçük olduğu görülmektedir. Bu durumda Ho hipotezinin reddi için gerekli olan şartlar sağlanamamış ve serilerin düzey değerlerinde birim kök vardır. İkinci bir yol olarak serilerin prob değerlerine bakıldığında düzey değerde bütün serilerin prob değerleri %5’ten büyüktür. O halde bütün seriler düzey değerde durağan değildir. Fakat serilerin birinci farkı alındığında bütün serilerin durağan hale geldiği ve Ho hipotezinin reddedildiği tespit edilmiştir. Bütün serilerin birinci farkı alındığında ADF test sonuçları kritik değerlerin T istatistiklerinden büyük olması ya da prob değerlerinin %5’den küçük olması Ho hipotezinin red nedenidir. Sonuç olarak seriler şu şekilde durağan hale gelmiştir:

GDP(I), KKO(I), SUE(I), KUR(I)

Philips-Perron, trend içeren serilerde kullanılır ve ADF testine göre daha güçlüdür. Yapılacak olan PP testinde kullanılan denklem şu şekildedir:

$$\Delta Y_T = \beta_0 + \theta Y_{t-1} + \beta_1(t-(T/2)) + u_t$$

T, serinin gözlem sayısını ifade eder. Hipotezler ADF testi ile aynıdır.

H0:  $\theta=0$  ise seri durağan değildir

H1:  $\theta<0$  ise seri durağandır

Tablo VII: Philips-Perron Birim Kök Test Sonuçları

| Değişkenler | ADF Test İstatistiği | Kritik Değerler |       |       | P olasılık değeri | Karar    |               |
|-------------|----------------------|-----------------|-------|-------|-------------------|----------|---------------|
|             |                      | %1              | %5    | %10   |                   |          |               |
| <b>KKO</b>  | -2,16                | -4,19           | -3,52 | -3,19 | 0,49              | Ho Kabul | Birim Kök Var |
| <b>DKKO</b> | -4,27                | -3,60           | -2,93 | -2,60 | 0,0016            | Ho Red   | Birim Kök Yok |
| <b>KUR</b>  | -1,08                | -4,19           | -3,52 | -3,19 | 0,91              | Ho Kabul | Birim Kök Var |
| <b>DKUR</b> | -4,41                | -3,60           | -2,93 | -2,60 | 0,0011            | Ho Red   | Birim Kök Yok |
| <b>GDP</b>  | -2,47                | -4,19           | -3,52 | -3,19 | 0,34              | Ho Kabul | Birim Kök Var |
| <b>DGDP</b> | -6,81                | -3,60           | -2,93 | -2,60 | 0,000             | Ho Red   | Birim Kök Yok |
| <b>SUE</b>  | -2,69                | -4,19           | -3,52 | -3,19 | 0,24              | Ho Kabul | Birim Kök Var |
| <b>DSUE</b> | -6,57                | -3,60           | -2,93 | -2,60 | 0,000             | Ho Red   | Birim Kök Yok |

**Not:** GDP serisindeki "ln" sembolü GDP serisinin logaritmasının alındığını ifade eder. Çalışmada mevsimsellikten arındırılmış serilerin doğal logaritmaları kullanılmıştır. Serilerin başındaki "D" sembolü, düzey değerinde durağan olmayıp birinci dereceden farkı alınarak durağan hale gelen serileri ifade etmektedir. PP testi %1 anlamlılık derecesine göre uygulanmıştır ve Mac Kinnon kritik değerleri ile karşılaştırılmıştır. Bant genişliği için Newey-West Bandwidth ölçütü kullanılmıştır.

Tablo VII, analizde kullanılan serilerin PP birim kök test sonuçlarını vermektedir. PP testi, ADF testinden daha net sonuçlar verdiği için doğruluğun sınanması amacıyla yapılmıştır. ADF testinde olduğu gibi bütün seriler düzey haline durağan değildir ve birim kök içermektedir. Serilerin farkı alındığında durağan hale gelmişlerdir ve seriler birim kök barındırmamaktadır. GDP(I), KKO(I), SUE(I), KUR(I)

#### IV.III. Johansen Eşbütünleşme Testi

Düzye değerinde durağan olmayan seriler birinci dereceden veya ikinci dereceden farkları alınarak durağan hale getirilir. Fark alma sonucu serilerin sadece geçmiş dönemde maruz kaldıkları şokları yok olmaz. Bunun yanında uzun dönem ilişkilerinin de ortadan kalkmasına neden olmaktadır. Böylece uzun dönem bilgilerinin yok olmasına ve uzun dengesinden sapmalara neden olmaktadır (Tarı, 2014:415). Böyle bir sorunun çözümü için eş bütünleşme testi geliştirilmiştir. Eş bütünleşme testi, seriler düzey değerinde durağan olmasa bile bu serilerle yapılacak olan analizlerde serilerin durağan bir kombinasyonun olabileceğini ve bu kombinasyonun ekonometrik olarak belirlenebileceğini ifade etmektedir. Eş bütünleşme olabilmesi için serilerin aynı dereceden durağan olmuş serilerin düzey değerlerinde bütünleşik olması gerekmektedir. Bu durumun sonucunda serilerin farkı alınmasıyla uzun dönemde kaybolacak olan uzun dönem ilişkisi bundan sonra kaybolmayacaktır (Gujarati, 2006:726). Bütünleşme testi ilk olarak 1987 yılında Engle ve Granger tarafından tek denklemlili bir bütünleşme olarak geliştirilmiştir. Daha sonra Johansen (1998) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından ikiden fazla değişkeni kapsayan çok denklemlili bir eş bütünleşme analizi geliştirilmiştir. VAR modeline dayanan Johansen eş bütünleşme testi birden fazla açıklayıcı

## 75 Türkiye’de Gayrisafi Yurtiçi Hasıla, Döviz Kurları ve Sanayi Üretim Endeksinin Kapasite Kullanım Oranları Üzerine Etkileri: Zaman Serileri Analizi

değişken olduğunda bu seriler arasında birden fazla eş bütünleşme olabileceğini ifade etmektedir. Johansen eş bütünleşme testi, Engle-Granger eş bütünleşme testine göre serilerin uzun dönem ilişkilerinin tespit edilmesinde daha fazla bilgi içermektedir. Bu amaçla kapasite kullanım oranı ile açıklayıcı değişkenler arasında eş bütünleşmenin varlığını test edebilmek amacıyla Johansen eş bütünleşme testi kullanılmıştır.

Tablo VIII: Johansen Eş Bütünleşme Testi Sonuçları

|                | İz İstatistiği | Kritik Değer %5 | Prob  | Maksimum Özdeğer İstatistiği | Kritik Değer %5 | Prob |
|----------------|----------------|-----------------|-------|------------------------------|-----------------|------|
| <b>Yok*</b>    | 57.190         | 47.85           | 0.005 | 32.35                        | 27.58           | 0.01 |
| <b>En az 1</b> | 24.83          | 29.79           | 0.16  | 17.80                        | 21.13           | 0.13 |

Not: Eş bütünleşme analizi için gerekli olan gecikme uzunluğu VAR yardımıyla HQ, SC, FPE ve LR kriterleri kullanılarak 1 olarak belirlenmiştir.

Tablo VIII incelendiğinde gerek İz istatistikleri gerekse maksimum öz değer istatistik değerleri %5 kritik değerden büyük olduğu için kapasite kullanım oranları ile döviz kuru, gayri safi yurtiçi hasıla ve sanayi üretim endeksi arasında bir eş bütünleşme ilişkisi vardır. Diğer bir kontrol yolu ise prob değerlerinin %5’ten küçük olmasıdır. Tabloda görüldüğü gibi İz istatistiğinin ve maksimum öz değer istatistiğinin prob değerleri %5’ten küçük olduğu yer bir tane olduğu için bu analizde seriler arasında bir tane eş bütünleşme vektörü vardır. Bu sonuçlara göre seriler uzun dönemde birlikte hareket etmektedirler ve bu serilerin düzey değerleriyle yapılan uzun dönem analizleri sahte regresyon problemi içermeyecektir. Uzun dönem ilişkisinin tespiti için gerekli model şöyledir:

$KKO = \beta_0 + \beta_1 GDP + \beta_2 Kur + \beta_3 SÜE + U_t$  şeklinde tahmin edilmiştir. Uzun dönem ilişki modeli Tablo IX’te gösterilmiştir.

Tablo IX: Uzun Dönem Denklem Tahmini Analiz Sonucu

| Değişken               | Katsayı | Standart Hata | T İstatistiği | Prob  |
|------------------------|---------|---------------|---------------|-------|
| GDP                    | -29     | 3.28          | -8.94         | 0.000 |
| Kur                    | 2.87    | 1.13          | 2.52          | 0.015 |
| Süe                    | 0.81    | 0.06          | 12            | 0.000 |
| C                      | 560     | 57            | 9.7           | 0.000 |
| $R^2=0.80, Fis=52.08,$ |         |               |               |       |

$$KKO = 560 - 29*GDP + 2.87*KUR + 0.81*SUE$$

Yukarıdaki denklemde ifade edildiği gibi aralarında eş bütünleşme ilişkisi tespit edilen değişkenlerle kurulan modele göre, GDP ile KKO arasında ters fakat oldukça güçlü bir uzun

dönem ilişkisi vardır. Kur değişkeni ve sanayi üretim endeksi değişkenleri kapasite kullanım oranını pozitif yönde etkilemektedir. Tablo IX'daki eşbütünleşme sonuçlarına göre Türkiye'de gayrisafi yurt içi hasılanın artışı firmalarda kapasite kullanım oranlarını negatif yönde etkilemektedir. Bunun en önemli sebebi gayrisafi yurt içi hasıladaki büyümenin reel sektöre yeterince yansımaması ve finansal sektörlerde, bankacılık sektörlerinde etkisini göstermesidir. Döviz kurlarındaki artış ihracat gelirlerini artıracığı için imalat sanayinde faaliyet gösteren firmaların ihracat gelirlerini de artırmaktadır. Böylece firmalar bu dönemlerde kapasite kullanım oranlarını arttırmaktadır. Benzer şekilde sanayi üretim endeksindeki artış neticesinde firmaların üretimlerinin artmasına, böylece kapasite kullanım oranlarının da yükselmesine neden olmaktadır. Modelde bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkeni açıklama gücünü ifade eden  $R^2$  değeri de yüksek çıkmıştır ve yaklaşık %80'dir. Modelin topluca anlamlılığını ifade eden F testi sonucu oldukça yüksek çıkmıştır ve model bir bütün olarak anlamlıdır.

Tablo X: Kısa Dönem Analiz Sonuçları: Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

|                         | <b>Katsayı</b> | <b>T istatistik</b> | <b>Olasılık</b> |
|-------------------------|----------------|---------------------|-----------------|
| ECTt-1                  | -0,69          | 0,11                | 0,000           |
| DGDP                    | 5,55           | 0,44                | 0,65            |
| DKUR                    | 0,54           | 1,96                | 0,78            |
| DSUE                    | 0,33           | 0,33                | 0,004           |
| $R^2=0,71$ $Fist=23,17$ |                |                     |                 |

Uzun dönemde birlikte hareket eden seriler, kısa dönemde dengesinden sapmalar göstermektedir. Hata düzeltme modelinin çalışması için modele eklenen hata terimi serisinin ilk olarak düzey değerinde durağan olması gerekmektedir. Daha sonra hata terimiyle birlikte oluşturulan modelde hata terimi katsayısının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkması gerekmektedir. Böylece uzun dönemde birlikte hareket eden seriler arasında, kısa dönemde meydana gelen sapmalar ortadan kalkmakta ve seriler uzun dönemde tekrar denge noktasına ulaşmaktadır.

Tablo X, seriler arasında yapılan kısa dönem analizi yani hata düzeltme modelini göstermektedir. Bu sonuçlara göre hata teriminin kat sayısı negatif ve prob değeri %5'ten küçük olduğu için istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. O halde bu modelde seriler arasında yapılan uzun dönem analizinde serilerin birlikte hareket etmesi sonucu kısa dönemde meydana gelen sapmalar uzun dönemde tekrar denge durumuna gelmektedir. Böylece yapılan analizlerin güvenilirliği de gösterilmiş oldu. Hata teriminin katsayısı kısa dönemdeki sapmaların kaç

dönem sonra ortadan kalktığını da göstermektedir.  $1/0,69=1,44$  olduğundan bu modeldeki kısa dönemde meydana gelen sapmalar yaklaşık 1,5 dönem sonra ortadan kalkmaktadır.

#### IV.IV. Granger Nedensellik Testi

Analizlerde kullanılan değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi bazen iktisat teorisi tarafından belirlenmemektedir. Bu durumda Granger tarafından geliştirilen Granger nedensellik testi sayesinde ilişkinin varlığı ve yönü tespit edilebilmektedir. Granger nedensellik testi, değişkenler arasında iki yönlü ilişkiyi gösterdiği için bu analizde bağımlı bağımsız ayrımı yoktur. Granger nedensellik testinde en önemli kurallardan biri de serilerin durağan hale getirilmesidir. Durağan olmayan serilerle yapılan Granger nedensellik analizi doğru sonuçlar vermeyecektir (Değer ve Demir, 2015:10).

Granger nedenselliğın var olup olmadığının testi için F istatistik sonucu ve olasılık (prob) değerlerine bakılır. Eğer  $F_{ist} > 3,5$  veya  $prob < 0,05$  ise birinci değişkenden ikinci değişkene doğru Granger nedensellik ilişkisi vardır. Tersine durumda Granger nedensellik ilişkisi yoktur. Granger nedensellik testi,  $X_t$  ve  $Y_t$  gibi iki değişken varsa aşağıdaki model yardımıyla tahmin edilir.

$$X_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} + u_t \quad (4)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^m \theta_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_i X_{t-i} + v_t \quad (5)$$

$H_0: \beta_i = 0$  bütün  $i$ 'ler için.  $Y$  değişkeninden  $X$  değişkenine doğru bir nedensellik ilişkisi yoktur.

$H_1: \beta_i \neq 0$  bazı  $i$ 'ler için.  $Y$  değişkeninden  $X$  değişkenine doğru bir nedensellik ilişkisi mevcuttur.

$$KKO_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i KKO_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^m \theta_i KUR_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i SUE_{t-i} + u_t \quad (\text{Model 1}):$$

Yukarıdaki model 1 gibi diğer değişkenleri de içeren model 2, model 3 ve model 4 ayrı ayrı iki yönlü olarak kurulur. Fakat burada örnek olarak sadece bir model kurulmuştur.

Tablo XI: Granger Nedensellik Test Sonuçları

|           | F istatistiği | Prob  | Karar |
|-----------|---------------|-------|-------|
| dGDP→dKKO | 0.36          | 0.55  | Yok   |
| dKKO→dGDP | 9.74          | 0.003 | Var   |
| dKUR→dKKO | 0.07          | 0.79  | Yok   |
| dKKO→dKUR | 0.55          | 0.46  | Yok   |
| dSUE→dKKO | 2.55          | 0.11  | Yok   |
| dKKO→dSUE | 2.32          | 0.13  | Yok   |

Not: Granger Nedensellik analizi için gerekli olan gecikme uzunluğu VAR yardımıyla HQ, SC, FPE ve LR kriterleri kullanılarak 1 olarak belirlenmiştir.



Daha önce Var yöntemiyle uygun gecikme uzunluğu 1 olarak bulunmuştu. Tablo XI, bağımlı değişkenle bağımsız değişkenler arasında Granger nedensellik ilişkisinin olup olmadığını göstermektedir. Tabloya göre gayri safi yurtiçi hasıla değişkeninden kapasite kullanım oranına doğru bir Granger nedensellik ilişkisi yoktur. Fakat kapasite kullanım oranından gayrisafi yurtiçi hasıla değişkenine doğru bir Granger nedensellik ilişkisi vardır. Kur değişkeninden kapasite kullanım oranına doğru bir Granger nedensellik ilişkisi yoktur. Benzer şekilde kapasite kullanım oranından kur değişkenine doğru bir Granger nedensellik ilişkisi mevcut değildir. Sanayi üretim endeksi ile kapasite kullanım oranı arasında iki yönlüde Granger nedensellik ilişkisi mevcut değildir.

## V. SONUÇ

İmalat sanayinde kapasite kullanım oranları Türkiye’de %78 civarındadır. Son 15 yılda düşüş ve çıkışlar yaşansa da ortalama olarak bakıldığında kapasite kullanım oranlarında ciddi bir değişim olmadığı ortaya çıkmıştır. AB’nin kapasite kullanım oranları %83 civarındadır. Bu bölgede güçlü firmaların olması ve katma değeri yüksek ürünlerin üretilebilmesi, AB firmalarının kapasitelerinin artmasına, aynı zamanda firmaların daha güçlü bir yapıya kavuşmalarına neden olmaktadır. Türkiye İstatistik Kurumu veri dağıtım merkezinden elde edilen verilerle yapılan analizlere göre 2017 yılında Türkiye’de imalat sanayiinde yüksek teknolojlili üretimin payı %4’ün altında kalmaktadır. Türkiye’de imalat sanayiinin yapısı düşük ve orta düşük teknolojiden oluşmaktadır. Son 17 yılda imalat sanayinde yüksek ve orta yüksek teknolojlili üretimin payı giderek azalmıştır. Türkiye’nin ihracatı içerisinde yüksek teknolojlili üretimin payı %4 iken, Türkiye’nin ithalatı içerisinde orta yüksek teknolojlili üretimin payı %40’ın üzerinde, yüksek teknolojlili üretimin payı %15’in üzerinde seyretmektedir (TÜİK, Dış Ticaret İstatistikleri Aralık ,2017). Türkiye’de dış ticaretin teknolojlili yoğunluğuna göre dağılımı Türkiye’nin küresel rekabet şansını azalmaktadır. Çünkü Türkiye, katma değeri yüksek olan ileri teknoloji ithal ederken, basit teknoloji yani katma değeri düşük teknoloji ihraç etmektedir.

İmalat sanayiinin GSYİH içerisindeki payı son 17 yılda %17-18 bandında kalarak önemli bir değişim göstermemiştir. Fakat imalat sanayiinde büyüme oranları dengeli bir hal izlememiştir. Özellikle 2001 ve 2008 krizlerinden önemli oranda etkilendiği, kur riskleri ve finansal yetersizliklerden dolayı sektörün kırılganlığının yüksek olduğu anlaşılmaktadır

## 79 Türkiye’de Gayrisafi Yurtiçi Hasıla, Döviz Kurları ve Sanayi Üretim Endeksinin Kapasite Kullanım Oranları Üzerine Etkileri: Zaman Serileri Analizi

(İncekera, Mutlugün & Yılmaz, 2017:24-28). İmalat sanayiinde kapasite kullanım oranları istenilen oranlara yani %90'lara ulaşamamıştır. Bu duruma yol açan nedenlerin başında üretim maliyetlerinin yüksekliği gelmektedir. Bina yetersizliği, sermaye mallarına yatırımın yetersiz olması, vasıflı iş gücüne ulaşamaması ve işgücü maliyetleri, taşıma sorunları, KDV ve ÖTV artışları imalat sanayiinde üretim ve kapasite kullanım oranları artışlarına set çekmektedir (Koç, Şenel & Kaya, 2017:20).

Çalışmanın analiz kısmında yapılan eş bütünleşme testi sonuçlarına göre seriler arasında bir tane eş bütünleşme vektörü tespit edilmiştir. Seriler arasında uzun dönem testi yapılmış ve sonuçlar anlamlı çıkmıştır. Uzun dönem sonuçlarına göre Türkiye’de GSYİH artarken kapasite kullanım oranlarını azalmaktadır. Reel sektörlerde yeterince yatırım yapılamaması, ekonomik büyümenin piyasaya beklenen etkiyi yapmaması ve son yıllarda faizlerde meydana gelen artışlar firmaların kar ve yatırım miktarlarını olumsuz yönde etkilemektedir. Dolar kurunun kapasite kullanım oranları üzerindeki etkisine bakıldığında iki değişken arasında pozitif yönlü bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir. Kurların yüksek olması, aramalı veya hammadde ithalatını pahalı hale getirmesine karşın ihracat yapan firmaların da karlarının artmasına ve daha fazla ihracat yapmalarına neden olmaktadır. 2017 verilerine göre Türkiye’nin ihracatı içerisinde imalat sanayiinin payının %90’dan daha fazla olması (TUİK Aralık 2017 Dış Ticaret İstatistikleri, 2017) nedeniyle ihracat gelirlerinin artması firmaların kapasite kullanım oranlarının artmasına ve daha fazla üretim-yatırım yapmalarına neden olmaktadır. 2017-2018 yıllarında döviz kurlarında meydana gelen artışlar imalat sanayiine hemen yansımadağı için bu çalışmada dolar kurundaki artışlar kapasite kullanım oranlarını arttırdığı sonucu ortaya çıkmıştır. Fakat 2018 yılı sonu itibariyle döviz kurlarındaki aşırı artışlar sanayi sektörünü ve kapasite kullanım oranlarını olumsuz yönde etkileyeceği tahmin edilmektedir. Son olarak toplam sanayi üretim endeksinde meydana gelen artışlar imalat sanayii kapasite kullanım oranlarını arttırdığı tespit edilmiştir. Toplam sanayii içerisinde imalat sanayiinin payı oldukça yüksektir. Dolayısıyla toplam sanayi üretim endeksinden meydana gelen artışlar kapasite kullanım oranlarını da arttırmaktadır.

Uzun dönemde birlikte hareket edilen serilerle yapılan kısa dönem analizinde hata teriminin kat sayısı anlamlı çıkmıştır. Bu sonuçlara göre uzun dönemde birlikte hareket eden serilerle yapılan kısa dönem analizinde meydana gelen sapmalar yaklaşık 1.5 dönem sonra ortadan kalmaktadır. Çalışmada uygulanan Granger nedensellik test sonuçlarına göre GSYİH’den kapasite kullanım oranlarına doğru Granger nedensellik yokken tersi yönde

Granger nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Kur değişkeni ile kapasite kullanım oranları arasında iki yönlü de Granger nedensellik ilişkisinin olmadığı tespit edilmiştir. Sanayi üretim endeksinden kapasite kullanım oranlarına doğru bir Granger nedensellik tespit edilememiş fakat tersi yönde bir Granger nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Türkiye'nin imalat sanayi sektörü uluslararası piyasada beklenen değere henüz ulaşamamıştır. Bir an önce inovasyon ve yenilik üzerine yatırımların artırılıp firmaların karlarının yükseltilmesi ve böylece kapasite kullanım oranlarının artırılması gerekmektedir. Yüksek teknoloji ürünlerin üretimi arttırılmadan, daha çok orta teknoloji ürünler üretip satmak hem ihracat gelirlerinin yeterince artmamasına hem de Türkiye'nin rekabet gücünün artmamasına neden olmaktadır. Bu nedenle orta yüksek ve yüksek teknoloji üretimin ve ihracatının arttırılması gerekmektedir (Koç, Şenel & Kaya 2018:22-23). Ayrıca sanayi sektöründe faaliyet gösteren firmalar düşük faizli kredilerle desteklenip inovasyon yatırımları konusunda teşvik edilmeleri gerekmektedir. İmalat sanayiinde en büyük maliyet kalemlerini oluşturan ara girdi ithalatı, döviz kurlarında oluşan dalgalanmalardan etkilendiği için maliyette artışlara yol açmaktadır. Dolayısıyla sanayi sektörünün kdv-ötv indirimleri, üretim ve işçi primi teşvikleri, uygun kredi ve sermaye katkılarıyla desteklenmeleri gerekmektedir. 2018 yılı itibarıyla dolar kuru TL karşısında 4 liranın üzerine çıkmıştır. Doların artışı hem sektörde faaliyet gösteren firmaları finansal açıdan zorlamakta hem de ithalata bağımlılık derecesi yüksek olan imalat sanayiinde fiyat artışlarına yol açmaktadır. Bu durum ihracatın pahalı hale gelmesine ve böylece ihracat yapan firmaların müşterilerini başka ülke firmalarına kaptırmalarına neden olmaktadır. İhracat fiyatlarındaki bu artış ihracat gelirlerini düşürürken dış ticaret açığının artmasına neden olmaktadır. Bu nedenle Türkiye'de sanayi sektörünün döviz kurlarının aşırı yükselişine bağlı olarak ortaya çıkan olumsuzluklara karşı korunması gerekmektedir. Gelişme ve kalkınma yolunda büyük öneme sahip imalat sanayinin küresel rekabette yer alabilmesi için desteklenmesi, finansal destek ve sübvansiyonların sağlanması gerekmektedir. Özellikle yüksek teknolojiye dayalı üretim Türk imalat sanayinin uluslararası piyasada daha güçlü hale gelmesine ve kapasite kullanım oranlarının daha da yükselmesine neden olacaktır.

## REFERANSLAR

- Abdioğlu, Z. (2013). Türkiye İçin Enflasyonu Hızlandırmayan Kapasite Kullanım Oranı Tahmini. *Journal of Yasar University*, 8(31), 8396-5423.
- Akbulut,U.(2010). Sanayi Devrimleri Dünyanın Gidişini Değiştirir. <http://www.uralakbulut.com.tr>
- Aldemir, Ş. (2008). Üretici Fiyatlarına Geçiş Etkisinde Ara Malları İthalatının Rolü. *Atatürk Üniversitesi İİBF Dergisi*, 22(1), 101-113.
- Avcı,M., Uysal, S. & Taşçı, R. (2016). Türk İmalat Sanayinin Yapısı Üzerine Bir Değerlendirme. *Sosyal ve Beşerî Bilimler Araştırmalar Dergisi*, 17(36), 49-66.
- Balaylar, N.A. (2011). Reel Döviz Kuru İstihdam İlişkisi: Türkiye İmalat Sanayii Örneği. *Sosyoekonomi*, 2(1), 137-160.
- Bauer, P.W. (1990). A Reexamination of The Relationship Between Capacity Utilization and Inflation. *Economic Review*, 2-12.
- Çetin, A.C., Akyüz, Y. & Genç, E. (2011). Küresel Kriz Sürecinde İmalat Sanayi İşletmelerinin Finansal Sorunlarının Değerlendirilmesi (Uşak İli Örneği). *Süleyman Demirel Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 1(13), 101-118.
- Corrado, C. & Matthey, J. (1997). Capacity Utilization. *Journal Of Economic Perspectives*, 11(1), 151-167.
- Değer, O. & Demir, M. (2015). Reel Efektif Döviz Kuru ve Dış Ticaret Hacmi Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği. *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 52(604), 7-21.
- Ersungur,Ş.M., Ekinci, D. & Takım,A. (2011). Türkiye Ekonomisinde İthalata Bağımlılıktaki Değişme: Girdi-Çıktı Yaklaşımıyla Bir Uygulama. <http://iletisim.atauni.edu.tr/eisemp/html/tammetinler/207.pdf>
- Eurostat, 2017. Your Key To European Statistics. <http://ec.europa.eu/eurostat/en/web/products-datasets/-/TEIBS070>
- Federal Reserve Econometric Data (FRED), (2017). Capacity Utilization: Manufacturing. <https://fred.stlouisfed.org/series/CAPUTLB00004SQ>
- Granger,C.W.L. & Newbold, P. (1974). Spurious Regression in Econometrics. *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- Gujarati, D.N. (2006). *Basic Econometric*. MC Graw Hill. 3. Edition, İstanbul Literatür Yayıncılık.
- İncekara, A., Mutlugün, B. & Yılmaz, H.A. (2017). Borç Dolarizasyonunun Türk İmalat Sanayii Sektörü Büyümesi Üzerine Etkisi. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi*, 4(1), 16-38.
- Kaldor, N. (1968). Productivity and Growth in Manufacturing Industry: a reply. *Economica*, 35, 385-391.
- Kaya, M. (2016). Türkiye’de İşsizlik Sorunu ve Özel İstihdam Büroları. *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 4(35), 401-437.

- Kılıç, E. (2010). Stratejik Sektörlerin Dış Ticareti İle Reel Efektif Döviz Kuru Hareketleri Ve Belirsizliği Arasındaki İlişki. *Sakarya İktisat Dergisi*, 3(4), 43-66.
- Koç, E., Şenel, C.M. & Kaya, K. (2017). Türkiye’de Ekonomik Göstergeler-İmalat Sanayii Kapasite Kullanım Oranı. *Mühendis ve Kimya*, 58(689), 1-22.
- Koç, E., Şenel, C.M. & Kaya, K. (2018). Dünyada ve Türkiye’de Sanayileşme I-Strateji ve Temel Sanayileşme Sorunları. *Mühendis ve Kimya*, 59(690), 1-26.
- Kundak, S. & Aydoğuş, İ. (2017). Türkiye’de İmalat Sanayinin İthalata Bağlılığının Analizi. *Gaziantep University Journal Of Social Sciences*, 17(1), 252-266.
- Mıhçı, S. & Emre A. (2010). İşsizlik ve Büyüme: Türkiye Ekonomisi için Okun Katsayıları, *İktisat, İşletme ve Finans*, 25 (296), 33-54.
- Özen, A. (2015). Seçilmiş Göstergelerle Türkiye’nin İmalat Sanayinin Analizi. *Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi SBE Dergisi*, 5, 140-162.
- Özker, A. N. (2013). Kriz Dönemi Milli Gelir Değişimlerinde Kapasite Kullanım Oranları ve Sanayi Üretim Endeksi Etkiletişimi: Türkiye Örneği. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 5(10), 21-44
- Petek, A. (1997). *Türkiye İmalat Sanayi Piyasasında Fiyatlama ve Fiyat Bekleyişlerinin Önemi*. Yayınlanmamış Doktora Tezi, Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Sever, E. & İğdeli, A. (2016). Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkelerde Enflasyon Hedeflemesi Stratejisi ve Ekonomik Performans: Ülkeler Arası Mukayeseli Bir Analiz. *Sosyal ve Beşerî Bilimler Araştırmaları Dergisi*, 17(36), 116-137.
- Song, M.S. (2000). Korea’s Fast Recovery: The Role Of Macroeconomic Policies and Reform Programs. *Social Sciences*, 410.
- TARI, R. (2014). *Ekonometri*. 10. Baskı, Umuttepe Yayınları, Kocaeli.
- Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası, EVDS, (2018).  
<https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket>
- Türkiye İstatistik Kurumu, (2017). Dış Ticaret İstatistikleri, Aralık 2018.  
<http://www.tuik.gov.tr/PreHaberBultenleri.do?id=27783>
- Türkiye İstatistik Kurumu, (2017). İşgücü İstatistikleri.  
<http://www.tuik.gov.tr/PreHaberBultenleri.do?id=27699>
- Türkiye İstatistik Kurumu, (2018). Konularına Göre İstatistikler-Yurt İçi Fiyat Endeksi.  
[http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt\\_id=1076](http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1076)
- Türkiye Odalar ve Borsalar Birliği, (2016). 73. Genel Kurul Ekonomik Rapor 2016.  
<https://www.tobb.org.tr/Documents/yayinlar/2016/72GK/72-GenelKurulEkonomikRapor2015.pdf>
- Türkkan, E. (2001). *Türkiye’de Sanayileşme (1980-2000)”* A.Şahinöz (Der.) Türkiye Ekonomisi Sektörel Analiz. İmaj Yayıncılık:Ankara
- Udlan, M. (2015). This is the US Economy’s Most Disappointing Chart.  
<http://www.businessinsider.com/capacity-utilization-decline-2015-6>
- World Economic Forum, (2017). The Global Competitiveness Report 2017-2018.  
<https://www.weforum.org/reports/the-global-competitiveness-report-2017-2018>
- WorldBank-DataIndicator, (2017). Industry Value Added (Current US\$) and Industry Annual Growth.

**83 Türkiye’de Gayrisafi Yurtiçi Hasıla, Döviz Kurları ve Sanayi Üretim Endeksinin Kapasite Kullanım Oranları Üzerine Etkileri: Zaman Serileri Analizi**

<https://data.worldbank.org/indicator/NV.IND.TOTL.CD?end=2016&start=1993&view=chart>

Yamak, R. & Ceylan, S. (2006). Kapasite Kullanım Oranı ve Enflasyon İlişkisinde Asimetri. *C.Ü. İİBF Dergisi*, 7(2), 1-18.

## DESTİNASYON SADAKATİNİ ETKİLEYEN FAKTÖRLER: BİSİKLET TURİZMİ VE BURHANIYE BİSİKLET FESTİVALİ ÖRNEĞİ<sup>1</sup>

Sabriye ÇELİK UĞUZ<sup>2</sup>

Volkan ÖZBEK<sup>3</sup>

### Özet

Bisiklet, sadece bir ulaşım aracı değil, aynı zamanda spor, eğlence ve kültür aktivitelerine yönelik kullanılan bir araç olarak dünya tarihinin son yüzyılına damga vurmuştur. Dünya genelinde turizm sektöründeki son trendler ve gelişmeler incelediğinde, turizm ile bisiklet arasındaki ilişkinin gittikçe arttığı ve teşvik edildiği görülmektedir. Bisiklet turizminin bir alt kümesi olarak bisiklet etkinlikleri de çevreye duyarlı, yerel katılımı sağlayan, kültürel mirasın yeniden canlanmasına katkı sunan bir etkinlik şekli olmasından dolayı, şehirlerde ve özellikle kırsal bölgelerde sürdürülebilir turizmin gelişmesi için önemli bir fırsat olarak sunulmaktadır. Bu çalışma ile öncelikle dünyada ve Türkiye’de bisiklet turizminin kapsamı, bisiklet festivallerinin ev sahibi ülkeye kültürel ve ekonomik etkisi ortaya konmaktadır. Ardından, Burhaniye Bisiklet Festivali özelinde festival katılımcılarının festivale ilgilenim düzeylerinin memnuniyet ve memnuniyetin ise festivale yeniden katılma ve başkalarına tavsiye etme anlamına gelen sadakat üzerindeki etkilerinin incelendiği bir saha çalışması yürütülmüştür. Çalışma sonuçları, ilgilenimin bazı boyutlarının memnuniyeti etkilediğini, memnuniyetin ise sadakati etkilediğini ortaya koymaktadır. Türkiye’de bisiklet ile ilgili kurum ve kuruluşlara önerilerde bulunularak çalışma sonlandırılmıştır.

**Anahtar Kelimeler:** Bisiklet, Turizm, Burhaniye Bisiklet Festivali

**Jel Kodları:** L83, M31

<sup>1</sup> Bu makale, Balıkesir Üniversitesi Bilimsel Araştırma Projeleri Birimi tarafından desteklenen “Destinasyon Sadakatini Etkileyen Faktörler: Bisiklet Turizmi ve Burhaniye Bisiklet Festivali Örneği” adlı araştırma projesinden üretilmiştir.

<sup>2</sup> Balıkesir Üniversitesi, Burhaniye Uygulamalı Bilimler Yüksekokulu, sabriyecelik@balikesir.edu.tr, 0000-0003-2550-657X

<sup>3</sup> Balıkesir Üniversitesi, Burhaniye Uygulamalı Bilimler Yüksekokulu, vobek@balikesir.edu.tr, 0000-0002-2140-2709

**Date of submission:** 21-05-2018

**Date of acceptance:** 25-06-2018

## FACTORS AFFECTING DESTINATION LOYALTY: BICYCLE TOURISM AND THE EXAMPLE OF THE BURHANIYE BICYCLE FESTIVAL

### Abstract

The bicycle that is not only a means of transportation, but also as a tool for sports, entertainment and cultural activities has marked the last century of world history. When the latest trends and developments in the tourism sector in the world are examined, it is seen that the relationship between tourism and bicycle is increasing and encouraging. Bicycle activities like a subset of bicycle tourism are presented as an important opportunity for the development of sustainable tourism in cities, especially in rural areas, because it is a form of activity that is sensitive to the environment, contributes to local participation and to the revival of cultural heritage. Firstly, this study reveals the scope of bicycle tourism in the world and Turkey, the cultural and economic impact of bicycle festivals on the host country. Then, a field study which examined the effects of festival participants' satisfaction levels on the loyalty, the effects of satisfaction on loyalty, which means rejoining the festival and recommending it to others was conducted for the Burhaniye Bicycle Festival. The results of the study reveal that some dimensions of the involvement affect satisfaction and satisfaction is affected by loyalty. By offering the suggestions to the bicycle related institutions and organizations in Turkey, this study is finished.

**Keywords:** Bicycle, Tourism, Burhaniye Bicycle Festival

**Jel Codes:** L83, M31

---

## I. GİRİŞ

Bisiklet icat edildiğinden beri çevreye duyarlı, fiziksel olarak aktif ve sağlıklı bir yaşam biçimini teşvik eden güvenli, kolay ve ucuz bir ulaşım aracıdır (Southworth & Ben-Joseph, 1997; Lamont, 2009: 5). Alternatif bir ulaşım aracı olmasının yanı sıra bisiklet; boş zaman, rekreasyon ve turizm aktivitesi olarak da yaygınlaşmaya başlamıştır (Salamin, 2010). Kullanımındaki gelişmeler sayesinde bisiklet, popüler bir seyahat aracı haline gelirken, zamanla bisiklet turizmi kavramı ortaya çıkmıştır.

Doğa, kültür, spor ve seyahatin bileşimi olan bisiklet turizminin önemi gittikçe artmakta ve bisiklet etkinliklerine yönelik yoğun bir ilgi oluşmaktadır. Bisiklet turizmine yönelik artan talebi karşılamak üzere turizm işletmeleri, yerel yönetimler ve sivil toplum örgütleri bisiklete



ilişkin altyapıya yatırım yapmaya, rotalar geliştirmeye ve etkinlikleri çoğaltmaya başlamışlardır.

İlgili kamu kuruluşları ve özel işletmeler tarafından atıl demiryolları, patikalar, doğal ve kültürel miras parkurları ve yeşil alanlar birbirine bağlı olacak şekilde yenilenerek bisiklet kullanımına uygun hale getirilmiştir (Lane, 1999). Bu çok seçenekli altyapıya ilave edilen bisiklet rotaları, bireyleri gürültüden uzaklaştırarak, doğayla bütünleşmeyi ve zinde kalmayı sağlayarak daha eğlenceli bir seyahat olanağı sunmuştur.

Bisiklet turizmi, başlangıçta Avrupa ve Kuzey Amerika ülkelerinde bisiklet altyapısı tamamlanarak sürdürülebilir bir kalkınma modeli olarak, hem yerel halk hem de turistler için teşvik edilmiştir (Chang & Chang, 2003: 1676). Daha sonra Yeni Zelanda ve Avustralya'da; akabinde de dünya genelinde bisiklet yollarına ciddi oranda yatırım yapıp bisiklet turistleri için bisiklet rotaları, ağırları ve bisiklet etkinlikleri çoğaltılmıştır.

Bisikletin olumlu sosyo-kültürel, ekonomik ve çevresel etkileri nedeniyle bisiklet turizminin geliştirilmesi hızlanırken, eşzamanlı olarak bisiklet altyapısının inşa edilmesine devam edilmekte ve mevcut turistik ürünler için de bisiklet ile ilgili ürün çeşitlendirmesinin sağlanmasına büyük bir çaba harcanmaktadır. Dağ/doğa temelli turizm, kırsal turizm, eko turizm, macera ve spor turizmi gibi alternatif turizm çeşitleriyle birlikte bütüncül bir faaliyet alanı yaratan bisiklet turizmi, önemli bir niş turizm pazarı olarak kabul edilmektedir (Ritchie, 1998; Lumsdon, 2000; Tourism Australia, 2005; Mrnjavac & Kovacic, 2012).

Hızla büyüyen bir turizm pazarı olarak bisiklet turizmi, sosyal faydaları ile birlikte ekonomik açıdan da fayda sağlamaktadır. Bu turizm çeşidinin her yıl ekonomiye katkısı, Avrupa'da 44 milyar euro, Birleşik Krallık'ta 2.9 milyar sterlin ve ABD'de ise 133 milyar dolar (Adventure Cycling Association, Economic Impact, 2016) olarak tespit edilmiştir.

Türkiye bisiklet turizmi konusunda oldukça yetersiz durumda bulunmaktadır. Ülkede bisiklet kullanımı oranı %5 olup, bu oran dünya ölçeğinde çok düşük kalmaktadır. Ancak, son yıllarda bisiklet altyapısının merkezi ve yerel yönetimlerin desteğiyle geliştirilmesine çaba gösterilmektedir. Ayrıca, alternatif bir turizm türü olarak bisiklet turizminin yerel ekonomiyi canlandırarak gelir sağlaması, bisiklet imajı ve bisiklet etkinlikleri ile destinasyonların tanıtılması da amaçlanmaktadır. Bu amaçla, 2017 yılı için toplam 44 adet bisiklet festivali

(<http://www.bisikletrotalari.com/bisiklet-festivalleri-2017/>, <https://bisiklopedi.com/etkinlikler>)

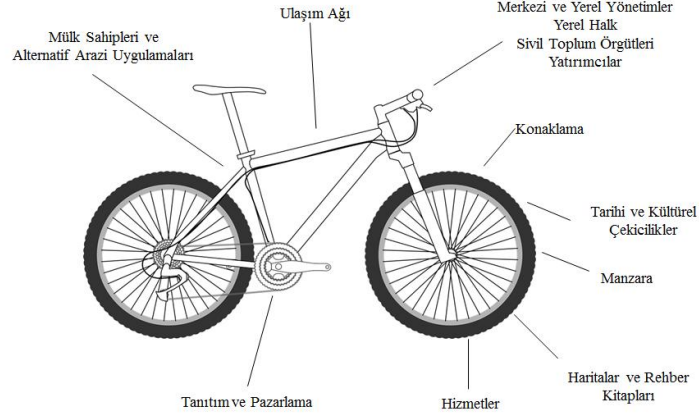
ile bisiklet turizmine yönelik talebin artırılarak ekonomik faydaların sağlanması konusunda önemli girişimlerde bulunulmuştur. Bu festivallerden biri 2017 yılında üçüncüsü düzenlenen Burhaniye Bisiklet Festivali'dir.

Bu kapsamda, 18-21 Mayıs 2017 tarihleri arasında düzenlenen 3. Burhaniye Bisiklet Festivali çerçevesinde bir örnek olay çalışması yapılmıştır. Çalışmada, bisiklet turistlerinin genel olarak bisiklet festivallerine yönelik ilgilenim düzeylerinin festivalden memnuniyetleri; memnuniyetlerinin ise festivale yönelik sadakatleri üzerindeki olası etkilerini ortaya koymak amaçlanmıştır. Elde edilen bulgulardan yola çıkılarak bölge turizminin geliştirilmesi için Burhaniye Bisiklet Festivali'nin geliştirilmesine yönelik öneriler getirilmiştir.

## II. BİSİKLET TURİZMİ VE BİSİKLET FESTİVALLERİNİN GELİŞİMİ

Bisiklet turizmi, tatil, rekreasyon, dinlenme ve spor gibi amaçlarla yapılan günübirlik gezilerden uzun mesafeli turlara kadar, kişinin aktif bisiklet kullanıcısı olduğu ziyaretleri kapsayan bir turizm türü olarak tanımlanmaktadır (Lumsdon, 1996; Ritchie, 1998; Sustrans 1999). Bu tanım, bisikletle yapılan seyahatleri içermekte ve bisiklet eylemini turist deneyimlerinin ayrılmaz bir parçası olarak görmektedir (Millington 2013). Ancak, bisiklet etkinliklerine izleyici olarak yapılan ziyaretler de bu tanıma dahil edilmektedir (SATC, 2005: 3). Bu bağlamda, bireylerin bisiklet kullanıcısı olduğu seyahatler aktif bisiklet turizmi ve bisiklet etkinliklerini (festival/tur/yarışma) izlemek üzere yapılan seyahatler ise pasif bisiklet turizmi adı altında değerlendirilmektedir (Lamont, 2009).

Bisiklet turizmindeki gelişimi görselleştirmenin en iyi yolu bir bisikletin imajını kullanmaktır (Şekil I). Bisikletin gövdesini oluşturan ulaşım ağı fiziksel altyapının temelini gösterirken, bisikletin kollarıyla ifade edilen kamu-özel kurum ve kuruluşları, yerel halk ile seyahat / ulaşım vb. alanlardaki dernekler turizm gelişiminin yönünü belirlemektedir. Tekerlekler doğal, kültürel ve tarihi kaynakları, turistik hizmet sunan işletmeleri ve diğer hizmetleri ifade etmektedir. Bu unsurlar süreç açısından yaşamsal önem taşımaktadır. Tanıtım ve pazarlama çabaları da gelişimin önünü açmaktadır. Arazi sahipleri ve alternatif arazi uygulamaları fren olarak görülmektedir (Pratte, 2006: 68).



Kaynak: (Pratte, 2006: 68)

### Şekil I. Bisiklet Turizminin Geliştirilmesindeki Temel Unsurlar

Bisiklet turizmi genel olarak hafta sonu gezilerinden, bir ülkenin veya kıtanın aylarca uzanan yolculuklarına kadar uzanan ve kendi kendine olduğu gibi ticari seyahat acentası/tur operatörü aracılığıyla da organize edilebilen etkinliklerdir (Pratte, 2006: 63). Aynı zamanda bisiklet etkinliği, ailelere ve çocuklara yönelik günlük bisiklet gezileri ve kısa süreli bisiklet turlarından (The Highland Perthshire Big Day, Around The Bay), uzun süreli birçok turisti hedefleyen bisiklet festivallerine (Edinburgh Festival of Cycling, Bike Festival Garda Trentino, Tour of Flanders, The Cyclone Festival of Cycling) ve daha rekabetçi/ uzmanlaşmış kişilerin katılımını sağlayan bisiklet yarışlarına (Tour de France, Tour of Britain, The Lake Taupo Cycle Challenge, Caledonian Etape) kadar geniş bir kapsamı içermektedir (Adam & Munro, 2009).

Bisiklet etkinlikleri sayesinde birçok katılımcının bir destinasyona seyahat etmesi teşvik edilmekte, destinasyon imajı şekillenmekte ve katılımcıların destinasyonları başkalarına tavsiye etmeleri sağlanmaktadır. Bu da destinasyonlara bisiklet etkinliklerinden faydalanma fırsatını yaratmaktadır. Nitekim bisiklet etkinlikleri, şehirler, bölgeler ve hatta ülkeler için mevcut kalkınma stratejilerinden biri olarak giderek daha fazla önem arz etmektedir. Ülke ve bölge ekonomileri ile bütünleşen bisiklet tur/festival/yarışlarının ekonomik katkısının ciddi oranlarda olduğu görülmektedir (Tablo I). Tartışmasız olarak bu ekonomik etki, bisiklet turizmine ve dolayısıyla bisiklet etkinliklerine yönelik ilgiyi artırmaktadır.

Tablo I. Bisiklet Etkinliklerinin Ekonomik Etkisi

| Tur/Festival/Yarış  | Ülke/Şehir       | Bisiklet Turisti Sayısı       | Elde Edilen Gelir |
|---|------------------|-------------------------------|-------------------|
| Register's Annual Great Bicycle Ride Across Iowa/RAGBRAI (1973 - => ) | ABD              | 10.000                        | 16.9 milyon \$    |
| The Lake Taupo Cycle Challenge/LTCC (1977 - => )                      | Yeni Zelanda     | 7.000 bisiklet yarışçısı<br>+ | 5.2 milyon \$     |
| Tour of Flanders (1992 - => )   | Belçika          | 16.000                        | 240 bin €         |
| Tour Down Under (1999 - => )  | Avustralya       | 795.000                       | 49.6 milyon \$    |
| Tour de Georgia (2003 - => )  | ABD              | -                             | 26 milyon \$      |
| Cyclone Festival of Cycling (2007 - => )                              | Birleşik Krallık | -                             | 1.5 milyon £      |
| Taiwan Cycling Festival (2010 - => )                                  | Tayvan           | -                             | 140 milyon NT \$  |

Kaynak: Bisiklet turizmi ile ilgili çeşitli çalışmalardan elde edilen verilerle derlenmiştir.

Bisiklet etkinliği geliştirme sürecinde, dünya genelinde bisiklet festivallerinin artışı ivme kazanmaktadır. Gittikçe yaygınlaşan bisiklet festivalleri, tek bir başlıkta düzenlendiği gibi tur ve yarışları da içeren bir etkinlik şeklinde organize edilmektedir. Amatör ve profesyonel bisiklet kullanıcıları, farklı gün ve farklı bisiklet parkurlarında tur veya yarış etkinliği ile festivalde bir araya gelmektedir. Birçok ülke/bölge/şehrin kendine özgü bisiklet festivalleri, çeşitli bisiklet aktivitelerini barındırarak farklı bisiklet kullanıcılarına ev sahipliği yapmaktadır. Özetle bisiklet festivalleri, turizm pazarında farklılık yaratarak rekabet edebilirliği desteklemektedir.

2017 yılında dünyada en çok bisiklet turisti çeken bazı festivaller ise şunlardır: Berkönig Swiss Vintage Cycling Festival (**Gstaad/Switzerland**), Mountain Mayhem (**Gloucestershire/England**), La Medocaine VTT (**France**), Bike Festival Garda Trentino (**Italy**), Tour de Yorkshire (**England**), Aber Cycle Fest (**Wales/BK**), Girona Cycling Festival (**Catalonia/Spain**). Edinburgh Festival of Cycling (İskoçya), Keswick Mountain Festival (**England**), **Tour of Flanders Cyclo (Belçika)** (<http://www.active-traveller.com/top-tens/top-10-cycling-festivals-2017>, <https://www.cyclingfestivaleurope.eu/countries>).

Bisiklet festivallerinin gittikçe artması sonucunda literatürde yapılan araştırmalarda, destinasyonlara sağladığı katkılar ortaya konulurken (Chang & Chang, 2003; Marcussen, 2009), bisiklet turistlerinin destinasyon özelliklerini tercih etmesi (Faulks, Ritchie, Brown & Beeton, 2008) ve bisiklet turistlerinin ihtiyaç ve motivasyonları (Ritchie, 1998; Sustrans, 1999; Lumsdon, 2000; Downward & Lumsdon, 2001; Chang & Chang, 2003) inceleme konusu haline gelmiştir.

Avustralya’da 749 Great Victorian Bike Ride festivaline katılan bisiklet turistlerinin festivalde sosyal etkileşim ve yenilenme yaşadıkları ve festivali başkalarına tavsiye edecekleri tespit edilmiştir (Faulks, Ritchie & Dodd, 2008). Güney Afrika'nın en büyük bisiklet etkinliği olan Cape Argus Cycle Tour, yaklaşık 32.000 bisikletçiye evsahipliği yapmaktadır. 583 bisiklet turistine uygulanan anket sonuçlarına göre, festivalde toplumsallaşma, etkinlik cazibesi, kişisel motivasyon, kaçış/gevşeme ve etkinliğin nitelikleri olmak üzere beş seyahat motivasyonun olduğu ortaya konulmuştur (Streicher & Saayman, 2010).

Kanada/Ontario'daki iki bisiklet turunda 190 bisiklet turistine yapılan anket sonucunda; bisiklet etkinliğine karar verme sürecinde bir günlük Niagara Turu’na katılanların bilgi edinmek ve başkalarını desteklemek güdüsü güçlü iken, iki günlük Brampton to Waterloo Turu’ndaki katılımcıların bisiklet kimliği ve sosyalleşmek arzusu daha yüksek çıkmıştır (Snelgrove & Wood, 2010).

Hırvatistan’da 2014 yılında 200 katılımcıya yapılan anket ile bisiklet turizmi destinasyonun en önemli özellikleri sırasıyla yüzde olarak ortaya konulmuştur: "Bilgiye ulaşılabilirlik" (%83), "Bisikletle turistik yerlere erişilebilirlik" (%76), "altyapının yeterliliği" (%69), "bisikletli turist rehberleri" (%56), "Bisiklet etkinlikleri" (%53) ve "bisikletle toplu taşıma araçlarının kullanılabilirliği" (%40) (Mrnjavac, Kovacic & Topolsek, 2014). Montana’da bisiklet turuna katılan 497 bisiklet turistinin memnuniyet dereceleri ölçülmüştür. Elde edilen bulgulara göre bisikletçileri en çok memnun eden unsurlar; yerel halkın misafirperverliği, yol boyunca tarihi mekanlar, yerel bira fabrikaları, otoyollardaki ve şehirlerdeki tabelalar ve kamp alanlarının kullanılabilirliği olmuştur (Nickerson, Jorgenson, Berry, Kwenye, Kozel & Schutz, 2014). Tour Down Under, 1999 yılından beri Güney Avustralya'nın Adelaide kentinde her yıl düzenlenmekte olup, 2014 yılında 760.400 kişi ile büyük bir bisiklet etkinliği haline gelmiştir. Festival kapsamında yapılan bir araştırmada, festivalin bisiklet turistlerine otantik ve unutulmaz deneyimler yaşattığı ve bisiklet etkinliklerinin bireye aidiyet duygusu sağladığı tespit edilmiştir (Shipwaya, Kinga, Leeb & Brown, 2016).

Aşan ve Akoğlan Kozak (2015), Türkiye’de 2014 yılında düzenlenen 5. Karya Sahilleri Bisiklet Turu kapsamında yarı yapılandırılmış görüşme tekniğine başvurularak 14 katılımcı ile gerçekleştirilen çalışmalarında katılımcıların tamamının kendini tur bisikletçisi olarak tanımladığını, turlara katılmaya karar verirken en önemli unsurun, tur arkadaşı ve destinasyon olduğunu tespit etmiştir. Tur arkadaşının hem kişilik hem performans anlamında uyumu aranırken; destinasyon seçiminde doğal ve kültürel miras, altyapı, merak ve ilgi gibi unsurlar dikkate alınmaktadır. Katılımcılar bisiklet turunda; mutluluk, yeni insanlarla tanışma,

bağımsızlık, başarı, gerginlikten uzaklaşma, kendi kendini anlayabilme yeteneği, benzer değerleri paylaşma, doğadan zevk alma, öğrenme, fiziksel zindelik, aileyle birlikte olma, nostalji gibi birçok deneyim yaşamaktadır.

### **III. BURHANIYE BİSİKLET FESTİVALİ**

Kuzey Ege Bölgesi Edremit Körfezi kıyısında Balıkesir iline bağlı Burhaniye ilçesi, kuzeyinde Kaz Dağları ile doğu ve güney doğusunda Madra Dağları arasında yer almaktadır. Burhaniye, turistlerin ilçeyi tercih etmelerinde etkili olan doğal, kültürel, sosyal ve tarihi özelliklere sahiptir. Müşteri tatmini için gerekli olan konaklama, beslenme, ulaşım, rehberlik, eğlence, hediyelik eşya alanlarında faaliyet gösteren turizm işletmelerine sahip olmasıyla da turizmden faydalanan bir ilçedir. Bunun yanı sıra alternatif bir turizm etkinliği olarak bisiklet festivali ile ilçe önemli bir destinasyon olma yolunda hızla ilerleme sağlamaktadır.

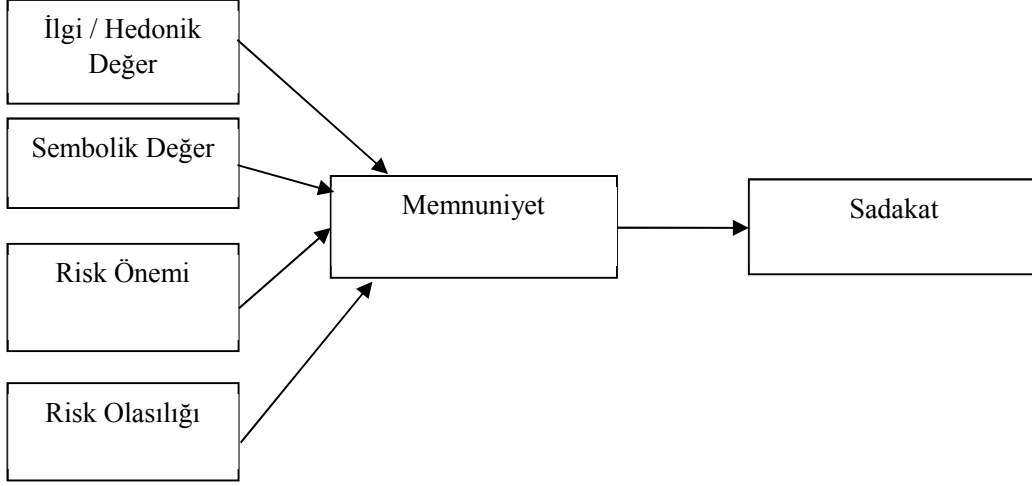
Burhaniye Öğretmenler Mahallesi Çevre Koruma ve Güzelleştirme Derneği (BÖMÇED) tarafından düzenlenen Burhaniye Bisiklet Festivali, Türkiye'nin çeşitli illerinden ve Burhaniye ve çevresinden gelen katılımcılar ile ilki 2015 yılında (143 bisikletçi), ikincisi 2016 yılında (270 bisikletçi) ve üçüncüsü 2017 yılında (150 bisikletçi) gerçekleştirilmiş olan bir festivaldir. Doğa, kültür ve spor içerikli bisiklet turizminin içerisinde yer alan bu festival, Burhaniye ve çevresinin tanıtılmasına ve turizm çeşitliliğine katkıda bulunmaktadır. Burhaniye/Ören mahallesindeki Ayaklı Kamp Alanı'nda yer alan çadırlarda konaklayan bisiklet severler; festival açılışı ile başlayıp, Kaz Dağları'nın ve Madra Dağı'nın eteklerindeki belirlenmiş güzergahları izleyerek binlerce yıllık tarihi/kültürü ve doğal değerleri yerel halk ile birlikte yaşamaktadırlar.

### **IV. YÖNTEM VE BULGULAR**

#### **IV. I. Araştırmanın Amacı, Modeli ve Hipotezleri**

Bu araştırmanın amacı, 3. Burhaniye Bisiklet Festivali'ne katılan turistlerin bisiklet festivaline yönelik ilgilenim düzeylerinin Burhaniye Bisiklet Festivali'nden memnuniyetleri; memnuniyetlerinin ise festivale yönelik sadakatleri üzerindeki olası etkilerini ortaya koymaktır. Bu amaca ulaşmak için, ilgilenim değişkeninin dört boyutunun memnuniyet üzerindeki etkisi;

memnuniyetin ise sadakat üzerindeki etkisi bir model yardımıyla incelenmiştir. Araştırmanın teorik modeli Şekil II’de görülmektedir.



Şekil II. Araştırmanın Teorik Modeli

Araştırmanın teorik modeli doğrultusunda oluşturulan hipotezler aşağıdaki gibi oluşmaktadır.

**H1:** Katılımcıların bisiklet festivaline olan ilgilenimlerinin ilgi/hedonik değer boyutunun Burhaniye Bisiklet Festivali’nden memnuniyetleri üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisi vardır.

**H2:** Katılımcıların bisiklet festivaline olan ilgilenimlerinin sembolik değer boyutunun Burhaniye Bisiklet Festivali’nden memnuniyetleri üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisi vardır.

**H3:** Katılımcıların bisiklet festivaline olan ilgilenimlerinin risk önemi boyutunun Burhaniye Bisiklet Festivali’nden memnuniyetleri üzerinde negatif ve anlamlı bir etkisi vardır.

**H4:** Katılımcıların bisiklet festivaline olan ilgilenimlerinin risk olasılığı boyutunun Burhaniye Bisiklet Festivali’nden memnuniyetleri üzerinde negatif ve anlamlı bir etkisi vardır.

**H5:** Katılımcıların Burhaniye Bisiklet Festivali’nden memnuniyetlerinin bu festivale yönelik sadakatleri üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisi vardır.

#### IV. II. Araştırmanın Değişkenlerine İlişkin Literatür Çalışması

İlgilenim kavramıyla ilgili geliştirilen pek çok tanımda bu kavramın “kişisel ilgi” temelinde şekillendiği görülmüştür (Zaichkowsky, 1986: 4-5). Bu bağlamda Day (1970), tüketici ilgisini nesneye olan genel ilgi düzeyi ya da nesnenin kişinin ego yapısına odaklanmış olması olarak tanımlarken; Martin (1998) bu olguyu “ürünün kişisel anlamı” ve “tüketici-ürün

ilişkisi” olarak tanımlamaktadır (Çiftıldız & Sütütemiz, 2007: 38). Bir başka tanıma göre ilgilenim, “genel anlamda, bireyin ihtiyaçları, kişisel değerleri ve ilgi alanlarına bağlı olarak herhangi bir obje/ürün ile bireyin algılanan ilişkisi” olarak ifade edilmiştir (Zaichkowsky, 1985: 342). Bu araştırma özelinde ilgilenim kavramı, bisiklet turistlerinin bisiklet festivallerine olan ilgilenim düzeyleri anlamında kullanılmıştır.

İlgilenimin ölçümünde kullanılan pek çok ölçek bulunmakla birlikte, literatürde Kapferer & Laurent (1985) tarafından geliştirilen Tüketici İlgilenim Profili ölçeği en yaygın kullanılan ölçektir. Bu ölçek algılanan önem/ilgi (importance), hedonik değer (pleasure), sembolik değer (sign), risk önemi (risk importance) ve risk olasılığı (risk probability) olmak üzere beş boyuttan oluşmaktadır. Tablo II’de ölçeğin boyutlarına ilişkin tanımlamalar yer almaktadır.

**Tablo II. Tüketici İlgileniminin Alt Boyutları**

| İlgilenimin Alt Boyutları | Açıklama   |
|---------------------------|--|
| Algılanan Önem / İlg      | Tüketicinin belli bir ürün kategorisine karşı kişisel ilgisi, ürünün kişisel anlamı ya da önemi. |
| Hedonik Değer             | Ürünün hazzı değeri, haz ve mutluluk sağlama yeteneği.   |
| Sembolik Değer            | Ürünün sembolik değeri, bireyi ifade etme yeteneği.  |
| Risk Önemi                | Yanlış bir ürün seçiminin doğuracağı negatif sonuçların algılanan önemi.                         |
| Risk Olasılığı            | Yanlış bir seçim yapmanın algılanan olasılığı.   |

Kaynak: Kapferer & Laurent, 1985: 50 (Aktaran: Özbek ve Külahlı, 2016).

Bir ürünü/hizmeti satın alan/kullanan müşterinin, satın aldığı ürün/hizmetten birtakım beklentileri vardır. Ürün, satın alma/kullanma öncesi beklentileri karşıladığı zaman müşteri memnun edilmiş olur. Memnuniyeti yüksek olan müşterinin daha sonraki satın alma eyleminde de aynı ürüne yönelmesi olasıdır. İşletmeler yoğun rekabet ortamında sürdürülebilir rekabet avantajı elde etmek için müşteri memnuniyeti sağlamalıdır.

Oliver (1999) müşteri memnuniyetini, istek, ihtiyaç, arzu ve hedefleri yerine getirilen tüketicinin, tüketim deneyimi sonucu memnun olması şeklinde tanımlamıştır. Zeithaml & Bitner (2003) ise müşteri memnuniyetini mal veya hizmetin, müşterilerin beklenti ve ihtiyaçlarını karşılayıp karşılayamaması doğrultusunda, tüketim sonrası yaptıkları değerlendirme şeklinde tanımlamıştır. Bu çalışmada memnuniyet kavramı, 3. Burhaniye Bisiklet Festivali’ni deneyimlemiş olan bisiklet turistlerinin bu festivalden memnuniyet düzeylerini ifade etmek amacıyla kullanılmıştır.



Zeithaml, Berry & Parasuraman (1996) sadakat kavramını, tüketicinin gelecekte ürün veya hizmeti tekrar satın alması/kullanması, ürün ya da hizmetin sürekli müşterisi olması, yani sürekli olarak aynı mal ve hizmeti ya da firmayı tercih etmesi ve olumlu tavsiyelerde bulunması şeklinde tanımlamışlardır. Dick & Basu (1994) ise sadakati, gelecekte ürün veya hizmetin tekrar satın alınması veya var olan ilişkinin sürdürülmesi olarak tanımlamaktadır (Flint, Blocker & Boutin, 2011: 222). Bu çalışma özelinde ise sadakat, Burhaniye Bisiklet Festivali'ne katılan bisiklet turistlerinin bu festivale gelecekte yeniden katılma ya da festivali başkalarına tavsiye etme niyetini ifade etmektedir.

Bireyler bir satın alma işlemi gerçekleştirirken bu alışverişin sonucunda beklentilerinin karşılanmasını ve memnun olmayı istemektedirler. Müşteri memnuniyetinin sağlanması, beraberinde sadakati getirebileceğinden işletmeler için son derece önemlidir. Bununla beraber müşteri memnuniyetini etkileyen unsurların önemi de giderek artmıştır. Bu unsurlardan biri de ilgilenim kavramıdır.

Literatürde tüketici ilgileniminin memnuniyet üzerindeki etkisini ortaya koymaya yönelik kısıtlı sayıda çalışma yer almaktadır. Bu çalışmalar incelendiğinde, kullanılan ölçeğe ve baz alınan ürüne göre farklı sonuçlar ortaya çıkmasına rağmen genellikle beklenen etkilerin bulunduğu görülmektedir. Örneğin kot pantolon ürünü üzerine yapılan bir çalışmada tüketicinin bilgi araştırma eğiliminin, müşteri memnuniyeti ve tüketici ilgisi arasındaki ilişkiye etkisi incelenmiş ve araştırma sonuçlarında ürün ilgisinin önem, risk ve haz boyutlarının müşteri memnuniyeti üzerinde etkili olduğu bulgusuna ulaşılmıştır (Çift yıldız, 2010). Zaichowsky (1985)'nin tüketici ilgilenim envanteri ölçeği kullanılarak yapılan bir başka çalışmada ise, tüketici ilgisi ile müşteri memnuniyeti arasında anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Benzer sonuç, Russell-Bennett, McColl-Kennedy & Coote (2007) tarafından yapılan çalışmada da ortaya konmuştur.

Memnun edilmiş müşterilerin sadık müşteri olma olasılıkları yüksektir. Çok yüksek memnuniyet, müşterilerde sadece rasyonel tercih değil, duygusal bir bağlılık da yaratacaktır (Köse, 2007: 14). Bu bağlamda literatürde de var olan pek çok çalışmada vurgulandığı gibi, müşteri memnuniyetinin sadakat üzerinde pozitif yönlü bir etkisi söz konusudur (Bowen & Chen, 2001; Oliver, 1999; Newman & Werbel, 1973; Bloemer & Lemmink, 1992; Eren ve Erge, 2012).

#### IV. III. Araştırmanın Evreni, Örneklem ve Anket Formunun Tasarımı

Araştırmanın evrenini 3. Burhaniye Bisiklet Festivali'ne katılan bisiklet turistleri oluşturmaktadır. 150 kişinin katılım gösterdiği festivalde ankete katılmayı kabul eden 120 kişi üzerinde bir uygulama gerçekleştirilmiştir. Araştırmanın anket formu üç bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde katılımcıların demografik özelliklerini tespit etmeye yönelik kategorik ölçekte ve açık uçlu olarak hazırlanmış sorular yer almaktadır. İkinci bölümde katılımcıların bisiklet festivaline olan ilgilenimlerini ortaya koymak amacıyla beşli Likert ölçeği ile hazırlanmış sorular bulunmaktadır. Son bölümde ise cevaplayıcıların Burhaniye Bisiklet Festivali'nden memnuniyet ve bu festivale yönelik sadakat düzeylerini ölçmeye yönelik yine beşli Likert Ölçeği ile hazırlanmış sorular yer almaktadır.

Festivale yönelik ilgilenimi ölçmek amacıyla Kapferer ve Laurent (1985) tarafından geliştirilen beş boyutlu Tüketici İlgilenim Profili ölçeği adapte edilerek kullanılmıştır. Ölçek toplam 16 ifadeden oluşmaktadır. Müşteri memnuniyetini ölçmek amacıyla Lam, Shankar, Erramilli ve Murthy (2004) tarafından geliştirilen ve beş ifadeden oluşan ölçek temel alınmıştır. Sadakat değişkeninin ölçümünde ise Zeithaml ve arkadaşlarının (1996) çalışmasından yararlanılmıştır. Ankette bu ölçekten adapte edilen beş ve yazarların eklediği bir ifade ile toplam 6 sadakat ifadesi bulunmaktadır.

#### IV. IV. Keşifsel Faktör Analizi ve Güvenilirlik Analizi Bulguları

Araştırma kapsamında kullanılan üç ana değişken (ilgilenim, memnuniyet ve sadakat) için ayrı ayrı yapılan keşifsel faktör analizi sonucunda beş boyutlu olması beklenen ilgilenim ölçeğinin dört boyutta ortaya çıktığı görülmüştür. Çalışma kapsamında ilgi ve hedonik değer boyutlarına ilişkin ifadelerin tek boyuta yüklendiği görülmüştür. Bu çalışmanın, bisiklet festivaline ilgi duyan ve haz duygusu üst düzeyde olan katılımcılar üzerinde uygulanmasından dolayı bu faktör yapısının ortaya çıkması olağan karşılanabilir.

Diğer taraftan, araştırmada kullanılan değişkenlerin risk önemi dışında kalan tüm boyutlarında Cronbach's Alpha katsayısı iyi olarak kabul edilen 0,70'in üzerinde gerçekleşmiştir. Risk önemi boyutunda ise bu değer 0,683 (kabul edilebilir) olarak gerçekleşmiştir. Bu doğrultuda değişkenlerin iç tutarlılığının iyi olduğu söylenebilir. Keşifsel faktör analizi ve güvenilirlik analizine ilişkin bulguların ayrıntıları Tablo III'de görülmektedir.

Tablo III. Keşifsel Faktör Analizi ve Güvenilirlik Analizi Bulguları

| İfadeler                 | 1      | 2      | 3     | 4      | Sadakat | Memnuniyet | Cronbach Alfa |
|--------------------------|--------|--------|-------|--------|---------|------------|---------------|
| İlgi1                    | 0,772  |        |       |        |         |            |               |
| İlgi2                    | -0,614 |        |       |        |         |            |               |
| İlgi3                    | 0,804  |        |       |        |         |            |               |
| Hedonik Değer1           | 0,766  |        |       |        |         |            | 0,704         |
| Hedonik Değer2           | 0,822  |        |       |        |         |            |               |
| Hedonik Değer3           | 0,811  |        |       |        |         |            |               |
| Sembolik Değer1          |        | 0,839  |       |        |         |            |               |
| Sembolik Değer2          |        | 0,853  |       |        |         |            | 0,879         |
| Sembolik Değer3          |        | 0,870  |       |        |         |            |               |
| Risk Olasılığı1          |        |        | 0,688 |        |         |            |               |
| Risk Olasılığı2          |        |        | 0,790 |        |         |            |               |
| Risk Olasılığı3          |        |        | 0,788 |        |         |            | 0,732         |
| Risk Olasılığı4          |        |        | 0,623 |        |         |            |               |
| Risk Önemi1              |        |        |       | 0,534  |         |            |               |
| Risk Önemi2              |        |        |       | -0,608 |         |            | 0,683         |
| Risk Önemi3              |        |        |       | 0,713  |         |            |               |
| Sadakat1                 |        |        |       |        | 0,770   |            |               |
| Sadakat2                 |        |        |       |        | 0,717   |            |               |
| Sadakat3                 |        |        |       |        | 0,849   |            |               |
| Sadakat4                 |        |        |       |        | 0,901   |            | 0,896         |
| Sadakat5                 |        |        |       |        | 0,842   |            |               |
| Sadakat6                 |        |        |       |        | 0,826   |            |               |
| Memnuniyet1              |        |        |       |        |         | 0,781      |               |
| Memnuniyet2              |        |        |       |        |         | 0,827      |               |
| Memnuniyet3              |        |        |       |        |         | 0,772      |               |
| Memnuniyet4              |        |        |       |        |         | 0,802      | 0,934         |
| Memnuniyet5              |        |        |       |        |         | 0,777      |               |
| Öz Değer                 | 4,931  | 2,489  | 1,575 | 1,189  | 4,032   | 3,960      |               |
| Açıklanan Toplam Varyans | 30,816 | 15,553 | 9,844 | 7,430  |         |            |               |
|                          |        | 63,643 |       |        | 67,203  | 79,190     |               |

#### IV. V. Araştırmanın Tanımlayıcı İstatistikleri

Araştırmaya katılan bireylerin yaşlarının aritmetik ortalaması 39,06 olarak hesaplanmıştır. Burhaniye Bisiklet Festivali'ne katılan en genç katılımcı 12, en yaşlı katılımcı ise 65 yaşındadır. Katılımcıların %69,2'si erkek (n=83), %51,7'si (n=62) bekar ve %69,2'si üniversite ve üzeri okul mezunudur (n=83). Katılımcıların ortalama geliri 5010 TL olarak tespit edilmiştir. Cevaplayıcılara yöneltilen "Seyahatinizi kaç kişiyle yaptınız?" sorusuna verilen cevapların ortalaması 2,98 kişi olarak tespit edilmiştir. Ayrıca cevaplayıcılar festival kapsamında Burhaniye'de ortalama 3,68 gece konaklamıştır. Katılımcıların %71,7'si (n=86) daha önce en az bir bisiklet festivaline katıldığını belirtmiştir. Bunun yanında cevaplayıcıların %40'ı (n=48) daha önce Burhaniye Bisiklet Festivali'ne katılmadığını (1. ve 2. festivale);

%20,8'i ise (n=25) 3 festivale de katıldığını ifade etmiştir. Cevaplayıcıların “Burhaniye denince aklınıza ilk ne geliyor?” sorusuna verdikleri cevaplar içerisinde en çok tekrar edenler zeytin, deniz, Ören, zeytinyağı, doğa ve rüzgar şeklinde sıralanmaktadır. Araştırmaya katılan bireylere yöneltilen “Burhaniye Bisiklet Festivali denince aklınıza ilk ne geliyor?” sorusuna verilen cevaplar içerisinde sırasıyla bisiklet, temiz hava, doğa, eğlence ve spor ön plana çıkmıştır.

#### IV. VI. Araştırmanın Ana Değişkenlerine Yönelik İstatistikler

Tablo IV’te araştırmanın ana değişkenlerine yönelik aritmetik ortalama ve standart sapma değerleri görülmektedir. Buna göre, beklendiği gibi bisiklet festivaline duyulan ilgi ve hedonik değerden oluşan (IMP/PLE) ilgilenim boyutu ile sign boyutunun ortalamasının oldukça üzerinde değerler aldığı görülmektedir (sırasıyla 3,73 ve 3,64). Buna göre, araştırmanın katılımcıları bisiklet festivallerine ilgi duymakta, festivallerden haz algılamakta ve bisiklet festivallerinin kendi kişiliklerini yansıttığını ifade etmektedir. Diğer taraftan cevaplayıcılar, bisiklet festivalinde karşılaşılabilecek riskin önemli olmadığını (2,96) ve risk olasılığının düşük olduğunu (2,89) da ifade etmektedir. Katılımcıların Burhaniye Bisiklet Festivali’nden memnuniyet (4,26) ve sadakat (4,02) düzeylerinin ise oldukça yüksek olduğu gözlenmiştir.

Tablo IV. Araştırmanın Ana Değişkenlerine İlişkin İstatistikler

|                            | İlgi / Hedonik Değer | Sembolik Değer | Risk Olasılığı | Risk Önemi | Memnuniyet | Sadakat |
|----------------------------|----------------------|----------------|----------------|------------|------------|---------|
| <b>Aritmetik Ortalama*</b> | 3,73                 | 3,64           | 2,89           | 2,96       | 4,26       | 4,02    |
| <b>Standart Sapma</b>      | 0,49                 | 0,99           | 0,73           | 0,89       | 0,67       | 0,67    |

\*Ortalamalar beş puan üzerinden değerlendirilmiştir.

#### IV. VII. Hipotezlerin Testi

Tablo V’te araştırma hipotezlerinin çok değişkenli regresyon analizi ile test sonuçları görülmektedir. Buna göre ilgilenimin ilgi/hedonik değer boyutunun memnuniyet üzerindeki etkisinin analiz edildiği H1 hipotezi desteklenmiştir. Benzer şekilde ilgilenimin sembolik değer boyutunun da memnuniyet üzerinde pozitif bir etkisi bulunmaktadır (H2). Diğer taraftan, ilgilenimin risk önemi ve risk olasılığı boyutlarının memnuniyet üzerinde beklenen negatif etkileri tespit edilememiştir. Bu nedenle, H3 ve H4 hipotezleri desteklenmemiştir. Memnuniyetin sadakat üzerindeki pozitif etkisinin incelendiği H5 hipotezi ise beklendiği gibi desteklenmiştir.

**Tablo V. Araştırma Hipotezlerinin Çok Değişkenli Regresyon Analizi ile Testi**

| Hipotezler | Bağımsız Değişken    | Bağımlı Değişken | Standardize Edilmiş $\beta$ | p     | Sonuçlar      |
|------------|----------------------|------------------|-----------------------------|-------|---------------|
| H1         | İlgi / Hedonik Değer | Memnuniyet       | 0,234                       | 0,017 | Desteklendi   |
| H2         | Sembolik Değer       | Memnuniyet       | 0,264                       | 0,008 | Desteklendi   |
| H3         | Risk Önemi           | Memnuniyet       | 0,016                       | 0,866 | Desteklenmedi |
| H4         | Risk Olasılığı       | Memnuniyet       | 0,001                       | 0,998 | Desteklenmedi |
| H5         | Memnuniyet           | Sadakat          | 0,763                       | 0,001 | Desteklendi   |

## V. SONUÇ VE ÖNERİLER

3. Burhaniye Bisiklet Festivali'ne katılan bisiklet turistlerinin bisiklet festivallerine yönelik ilgilenim düzeylerinin Burhaniye Bisiklet Festivali'nden memnuniyet düzeyleri; memnuniyetin ise Festival'e yönelik sadakat üzerindeki etkilerinin incelendiği bu araştırma kapsamında bazı önemli sonuçlar elde edilmiştir. Araştırma sonuçları, ilgilenimin ilgi/haz ve sembolik değer boyutlarının memnuniyet üzerinde pozitif etkileri olduğunu göstermektedir. Bu sonuçlar, bisiklet festivallerine olan ilgilenimin artmasının festival katılımcılarının festivalden algıladığı memnuniyeti artıracak olduğunu göstermesi bakımından önemlidir. Bu doğrultuda, ilgililere bisiklet festivallerine olan ilgiyi artıracak tanıtım faaliyetlerinde bulunmaları tavsiye edilebilir. Böylelikle, hem daha sağlıklı bir toplumun ortaya çıkmasına yardımcı olunacak, hem de festival katılımcılarının memnun olmaları sağlanacaktır. Diğer taraftan ilgilenimin risk önemi ve risk olasılığı boyutlarının memnuniyet üzerinde anlamlı bir etkisi tespit edilememiştir. Bu sonuç, bisiklet festivalinden algılanan riskin düşük ya da yüksek olmasının memnuniyet üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığını göstermektedir. Oysa bisiklet festivalleri zaman zaman trafik riskleri, ekipman riskleri gibi riskler içerebilmektedir. Bu durumun memnuniyeti negatif bir biçimde etkilemesi beklenebilir. Böyle bir sonuca ulaşılabilmesi, cevaplayıcıların bazı riskler içerebilmesine rağmen bisiklet festivallerinden memnuniyet düzeylerinin düşmediğini göstermesi bakımından önemlidir.

Burhaniye Bisiklet Festivali'nden memnuniyetin festivale yönelik sadakat üzerinde etkisinin test edildiği H5 hipotezinin desteklenmesi bu araştırmanın diğer önemli sonucudur. Bu sonuç, festivalden memnun olan katılımcıların yeniden katılma ve başkalarına tavsiye etme niyetinin yükseleceğini göstermesi bakımından önemlidir. Bu sonucu destekler nitelikte, katılımcıların %20,8'i (n=25) Burhaniye Bisiklet Festivali'nin üçüne de katıldığını ifade etmektedir. Dolayısıyla, festivale yönelik sadakat yavaş yavaş gelişmeye başlamıştır. Bu bağlamda, Burhaniye Bisiklet Festivali'ni düzenleyen kurum ve kuruluşlara, katılımcıların memnuniyetini artıracak düzenlemeler yapmaları tavsiyesinde bulunulabilir. Bu düzenlemelere

yönelik bazı öneriler aşağıda sunulmaktadır. Böylelikle, bu katılımcıların hem sonraki festivallere katılma isteği, hem de festivali başkalarına tavsiye etme niyeti artacaktır. Bunun başarılması halinde, Burhaniye Bisiklet Festivali'ne her geçen yıl daha fazla katılım gerçekleşebilecektir. Böylelikle, festivalin Burhaniye ve çevresine gerek ekonomik, gerekse sosyo-kültürel etkilerinde olumlu bir artış gerçekleşebilecek; ayrıca daha sağlıklı bir toplum oluşturmak için önemli bir adım atılmış olacaktır.

Çalışmada elde edilen bulgular doğrultusunda bisiklet turizmi ve bisiklet festivallerinin gelişimi ile ilgili aşağıdaki öneriler getirilmiştir.

\* Kamu kurumlarının ve ilgili özel kuruluşların yönetim kademesinde görevli bireyler, bisiklet turistlerinin motivasyonlarını önemsemeli ve seyahat deneyimini geliştiren faaliyetler düzenlemeli,

\* Deneyimli ve deneyimsiz bisiklet turistleri için bisiklet festivallerine katılımı kolaylaştıracak olanaklar sunulmalı,

\* Bisikletle turistik yerlere ulaşılabilirliğin sağlanması için bisiklet altyapısı oluşturulmalı ve bisiklet destek hizmetleri artırılmalı,

\* Güvenlik endişeleri giderilerek emniyet duygusu temin edilmeli ve bisiklet ağırları geliştirilmeli,

\* Bisiklet yolları için harita, rehber kitap, tabela ve işaretler hazırlanarak turistler için doğru yönlendirme yapılmalı,

\* Güncel teknolojiler kullanılarak bisiklet ve bisiklet yolları ile ilgili bilgi dağıtımı sağlanmalı,

\* Eğlence ve dinlence için doğal ortam yaratılmalı ve bu ortamlara yerel halkın katılımı sağlanarak kültürel iletişim kurulmalı,

\* Bisiklet dostu işletmelerin çoğalması özendirilmeli,

\* Doğal alanlarda bisiklet festivalleri düzenlenmeli,

\* Ulusal ve uluslararası ölçekte bisiklet festivallerini tanıtmak için bisikletli logolar tasarlanmalı,

\* Orman yolları, çiftlikler, tabiat parkları ve otantik yerleşim yerleri gibi alternatif rotalar belirlenmeli,

\* Bölgenin doğal ve kültürel zenginliklerinin bisiklet turistleri tarafından gözlemlenebileceği rotalar tasarlanmalı,

\* Yerel halkın bisiklet turistlerini yönlendirmesi ve destek olması için eğitimler yapılmalıdır.

## REFERANSLAR

Adam, J. & Munro, S. 2009. Etape caledonia economic impact assessment 2009. Report for Perth and Kinross Council, EKOS Ltd., UK: Glasgow.

Adventure Cycling Association. 2016. Economic impact, <https://www.adventurecycling.org/routes-and-maps/us-bicycle-route-system/benefits-and-building-support/economic-impact/>.

Aşan, K. & Akoğlan Kozak, M. 2015. Postmodern turist deneyimi ve bisiklet turizmi. *International Journal Of Eurasia Social Sciences*, 6 (21): 265-288.

Bloemer, J.M.M. & Lemmink, G.A.M. 1992. The Importance of Customer Satisfaction in Explaining Brand and Dealer Loyalty. *Journal of Marketing Management*, 8: 351-364.

Bowen, J.T. & Chen, S.L. 2001. The Relationship Between Customer Loyalty and Customer Satisfaction. *International Journal of Contemporary Hospitality Management*, 13(5): 213-217.

Chang, H.-W. & Chang, H.-L. 2003. A strategic study of bicycle tourism in Taiwan. *Journal of the Eastern Asia Society for Transportation Studies*, 5: 1675-1685.

Çiftiyıldız, S.S. 2010. Bilgi Araştırma Eğiliminin Tüketici İlgisi ile Müşteri Tatmini Arasındaki İlişkiye Etkisi. *Akademik İncelemeler Dergisi*, 5(1): 73-89.

Çiftiyıldız, S.S. & Sütütemiz, N. 2007. Tüketici İlgisinin Marka Bağlılığına Etkisi. *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 13(1): 37-55.

Dick, A.S.; Basu, K. (1994). Customer Loyalty: Toward an Integrated Conceptual Framework. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 22(2), 99-113.

Downward, P.; Lumsdon, L. (2001). The Development of Recreational Cycle Routes: an evaluation of user needs, *Managing Leisure*, 6, 50-60.

Eren, S. & Erge, A. 2012. Marka Güveni, Marka Memnuniyeti ve Müşteri Değerinin Tüketicilerin Marka Sadakati Üzerine Etkisi. *Journal of Yaşar University*, 26(7): 4455-4482.

Faulks, P., Ritchie, B., Brown, G. & Beeton, S. 2008. Cycle Tourism and South Australia Destination Marketing, Australia: CRC for Sustainable Tourism Pty Ltd.

Faulks, P., Ritchie, B.W. & Dodd, J. 2008. Bicycle tourism as an opportunity for recreation and restoration? Investigating the motivations of bike ride participants, *Paper presented at the New Zealand Tourism and Hospitality Research Conference*, p.1-27.

<https://bisiklopedi.com/etkinlikler> (Erişim Tarihi: 15 Mart 2018).

<http://www.active-traveller.com/top-tens/top-10-cycling-festivals-2017> (Erişim Tarihi: 15 Mart 2018).

<http://www.bisikletrotalari.com/bisiklet-festivalleri-2017/> (Erişim Tarihi: 15 Mart 2018).

<https://www.cyclingfestivaleurope.eu/countries> (Erişim Tarihi: 15 Mart 2018).

Kapferer, J.N. & Laurent, G. 1985. Consumer involvement profiles: A new practical approach to consumer involvement, *Journal of Advertising Research*, 25(6): 50.

Köse, E. 2007. Müşteri sadakati sağlamada araçsal bir yöntem olarak şikayet yönetimi. Yüksek Lisans Tezi, Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Anabilim Dalı Üretim Yönetimi ve Pazarlama Bilim Dalı. İstanbul.

Lam, S.Y., Shankar, V., Erramilli, M.K. & Murthy, B. 2004. Customer value, satisfaction, loyalty, and switching costs: An illustration from a business-to-business service context. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 32: 293-311.

Lane, B. 1999. Trails and tourism: The missing link <http://americantrails.org/resources/economics/tourismUKecon.html>.

Lamont, M. 2009. Reinventing the wheel: A definitional discussion of bicycle tourism. *Journal of Sport & Tourism*, 14(1): 5-23.

Lumsdon, L. 1996. Cycle tourism in Britain. Insights. March, D27-D32.

Lumsdon, L. 2000. Transport and Tourism: Cycle Tourism - A Model for Sustainable Development?, *Journal of Sustainable Tourism*, 8 (5): 361-377.

Marcussen, C.H. 2009. Cycling tourism in North-Western Poland, on Bornholm and in Southern Sweden, Centre for Regional and Tourism Research, Bornholm, Denmark.

Millington, K. 2013. Cycling in Scandinavia - September 2013, Mintel Group Ltd.

Mrnjavac, E. & Kovacic, N. 2012. "Cycling-friendly tourist destination", in *Proceedings of the 2nd Advances in Hospitality and Tourism Marketing & Management Conference*, May 31–June 3, 2012, The Alexander Technological Institute of Thessaloniki, The Democritus University of Thrace, The Washington State University and The Research Institute for Tourism.

Mrnjavac, E. Kovacic, N. & Topolsek, D. 2014. The logistic product of bicycle destinations, *Tourism and Hospitality Management*, 20 (2): 171-184.

Newman, J.W. & Werbel, R.A. 1973. Multivariate Analysis of Brand Loyalty for Major Household Appliances. *Journal of Marketing Research*, 10: 404-409.

Nickerson, N.P., Jorgenson, J.D., Berry, M., Kwenye, J., Kozel, D. & Schutz, J., 2014. Bicycle tourism: Providing economic development opportunities for Montana, *Montana Business Quarterly/Summer 2014*, 52(2): 3-7.

Oliver, R.L. 1999. Whence customer loyalty. *Journal of Marketing, Special Issue*, 63: 33-44.

Özbek, V. & Külahlı, A. 2016. Tüketici ilgileniminin müşteri memnuniyeti üzerindeki etkisi: Üniversite öğrencileri üzerinde bir araştırma, *AİBÜ Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 16(4): 111-130.

Pratte, J. 2006. Bicycle tourism: on the trail to economic development, University of Winnipeg, Prairie Perspectives, pp. 62-84, <http://pcag.uwinnipeg.ca/Prairie-Perspectives/PP-Vol09/Pratte.pdf>.

Ritchie, W.R. 1998. Bicycle Tourism in the South Island of New Zealand: *Planning and Management Issues*, *Tourism Management*, 19(6): 567-582.

Russell-Bennett, R., McColl-Kennedy, R.J. & Coote, L.V. 2007. Involvement, satisfaction, and brand loyalty in a small business services setting. *Journal of Business Research*, 60: 1253-1260.



Salamin G. 2010. Market trends on and peculiarities of the market for bicycle tourism in Hungary. Happy Bike & Magyar Kerékpárosklub, <http://regiok.happybike.hu/regiok/turizmus.html>.

Shipwaya, R., Kinga, K., Leeb, I.S. & Brown, G. 2016. Understanding cycle tourism experiences at the Tour Down Under, *Journal Of Sport & Tourism*, 20(1): 21-39.

Snelgrove, R. & Wood, L. 2010. Attracting and leveraging visitors at a charity cycling event, *Journal of Sport & Tourism*, 15(4): 269-285.

Sustrans 1999. Cycle Tourism, Information pack TT21, Sustrans, Bristol, UK.

Southworth, M. & Ben-Joseph, E. 1997. Streets and the shaping of towns and cities. McGraw-Hill, New York.

Streicher, H. & Saayman, M. 2010. Travel motives of participants in the Cape Argus Pick N Pay Cycle Tour. *South African Journal for Research in Sport, Physical Education and Recreation*, 32(1): 121-131.

The South Australian Tourism Commission (SATC) 2005. South Australian cycle tourism strategy 2005-2009. <http://www.bicyclecouncil.com.au/>.

Tourism Australia 2005. Cycle tourism, <http://www.tourism.australia.com/Markets.asp?sub=0338&al=1567>.

Zaichkowsky, J.L. 1985. Measuring The Involvement Construct. *Journal of Consumer Research*, 12: 341-352.

Zaichkowsky, J.L. 1986. Conceptualizing involvement. *Journal of Advertising*, 15(2): 4-14.

Zeithaml, V.A., Berry, L.L. & Parasuraman, A. 1996. The Behavioral Consequences of service Quality. *Journal of Marketing*, 60 (2): 31-46.

Zeithaml, V.A. & Bitner, M.J. 2003. Services marketing, integrating customer focus across the firm. int ed., 3rd ed. New York: McGraw-Hill Higher Education.

## TÜRKİYE'DE ÜNİVERSİTE ÖĞRENCİSİ SAYISINDAKİ ARTIŞININ SİNEMA SEKTÖRÜNÜN BÜYÜMESİ ÜZERİNDEKİ ETKİSİ

Emin KÖKSAL\*

Çağlar YURTSEVEN\*\*

### Özet

Türkiye'de 2002 yılında 76 olan üniversite sayısı 2015'te 193'e, üniversite öğrencisi sayısı ise 1,8 milyondan, 6 milyona yükselmiştir. Aynı dönemde 20 milyon düzeyinde olan sinema izleyicisi sayısının da 60 milyonu aştığı gözlemlenmiştir. İlgili yazında sinemaya gitme eğiliminin birçok belirleyicisi araştırılsa da üniversite öğrenci sayısındaki değişimin etkisi özel incelenmemiştir. Bu çalışmada üniversite öğrencisi sayısındaki hızlı artışın, gerçekleşen sinema izleyicisi sayısındaki artışın açıklanmasında anlamlı olup olmadığı ampirik olarak incelenmiş, pozitif bir etkisi olduğu gösterilmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** Sinemaya Gitme Eğilimi, Üniversite Öğrencisi Sayısı, Türkiye

**JEL sınıflandırması:** I25, L82, Z11

## THE EFFECTS OF THE INCREASE IN THE NUMBER OF UNIVERSITY STUDENTS ON THE GROWTH OF THE MOVIE INDUSTRY IN TURKEY

### Abstract

While the number of universities in Turkey has increased from 76 in 2002 to 193 in 2015, the number of university students has increased from 1.8 million to 6 million. During the same period, the annual number of movie theater audience has reached to 60 million from 20 million. In the related literature, although various determinants of the tendency of going to movie theater has been elaborated, the effect of the change in the number of university students has not been examined yet. This paper empirically investigated the boom in the number of university students and show that it has a positive effect on the movie sector expansion.

**Keywords:** Tendency of Going to Movie Theatre, Number of University Students, Turkey

**JEL classification:** I25, L82, Z1

\* Bahçeşehir Üniversitesi, Ekonomi Bölümü, [emin.koksal@eas.bau.edu.tr](mailto:emin.koksal@eas.bau.edu.tr), 0000-0003-4232-3193

\*\* Bahçeşehir Üniversitesi, Ekonomi Bölümü, [cağlar.yurtseven@eas.bau.edu.tr](mailto:cağlar.yurtseven@eas.bau.edu.tr), 0000-0002-8397-6740

**Date of submission:** 14-08-2018

**Date of acceptance:** 17-11-2018

## I. GİRİŞ

Türkiye’de özellikle 2002 yılından sonra tercih edilen politikalarla, üniversite ve üniversite öğrencisi sayısında büyük artış yaşanmıştır. 2002’de 76 olan üniversite sayısı 2015’te 193’e, aynı yıllardaki üniversite öğrencisi sayısı ise 1,8 milyondan, 6 milyona yükselmiştir. Kısa dönemde yaşanan bu çarpıcı büyümenin Türkiye ekonomisi üzerinde de önemli etkileri olmuştur. Bu makalede bir ildeki toplam üniversite öğrencisi sayısının, o ilde satılan sinema bileti sayısı üzerindeki etkisi araştırılmaktadır. İllerde hali hazırda bulunan genç fakat üniversite öğrencisi olmayan nüfus da ekonometrik modellemede kontrol edilerek, yalnız üniversite öğrencisi varlığının etkisi ayrıştırılmaya çalışılmakta, bu varlığın tek başına ilin sinemaya gitme davranışında anlamlı olup olmadığı ortaya konmaktadır.

Türkiye’deki sinema sektörüne genel olarak bakıldığında, öncelikle 2002’de 20 milyon düzeyinde olan sinema izleyicisi sayısının 2015’te 60 milyonu aştığı gözlemlenmektedir. Doksanlı yıllarda TV, video, disk oynatır gibi izleme araçlarının artışıyla popülerliğini kaybeden sinema salonları, 2000’li yıllardan itibaren ise internetin yaygınlaşarak filmlere ulaşmanın hiç olmadığı kadar kolay olduğu bir dönemde çarpıcı bir büyüme trendi yakalamıştır. Bu dönemde yıllık vizyona giren film sayısı da yaklaşık iki katına çıkmıştır. Bu artışta esas pay üretilen yerli film sayısındaki önemli artışın olmuştur. Öyle ki 2000’li yılların ilk yarısında yıllık 20 civarında olan yerli film üretimi 2015’e gelindiğinde 139’a ulaşmıştır.

Bu büyüme şüphesiz Türkiye’nin genel ekonomik büyümesinden ayrı düşünülemez. Aynı dönemde kişi başına düşen milli gelir 4.500 dolardan 10.000 dolar düzeyine çıkmıştır. Türkiye genel nüfusunun da 2002’de 66 milyondan 2015’de 78 milyona çıktığı da hatırlanmalıdır. Ayrıca sinema salonlarının teknolojik ve fiziki altyapısında da önemli değişimler gerçekleşmiştir. Yine aynı dönemde 90’lı yıllardan farklı olarak, genç izleyiciler arasında sinemaya gitme faaliyeti yeniden popüler olmuştur. Bu bağlamda akla gelen önemli bir soru aynı dönemde büyük artış yaşayan Türkiye’deki üniversite öğrencisi sayısının sinema sektörünün bu çarpıcı büyümesine önemli bir katkısının olup olmadığıdır. Öyle ki üniversite öğrencileri, lise veya altı öğrencilerden farklı olarak bu tip faaliyetlerdeki kararlarını bağımsız olarak vermekte ve sosyal faaliyetler için önemli zaman ve para harcamaktadır. Üniversite öğrencilerinin buldukları çevrenin ekonomisine yaptıkları katkılar bu bağlamda değerlendirilmelidir (Calderwood, Ackerman, & Conklin, 2014). Üniversite çevresinde, üniversite öğrencilerini hedef alan (eğitim, yemek, eğlence vb.) faaliyetler başta olmak üzere, esnafın iş hacimlerindeki ve ev sahiplerinin kira gelirlerindeki artış da birçok yerleşim yerinin kendi çevrelerine üniversite açılmasını istemesine yol açmıştır.

Türkiye'deki üniversitelere ve üniversite öğrencilerine sayısal olarak baktığımızda ise, üniversite ve üniversite öğrencisi sayısının görece olarak az olduğu 2000'li yılların başında, üniversitelerin kontenjanlarının sınırlı olduğu, büyük iller haricinde birçok ilde üniversitenin bulunmadığı, siyasal partilerin bu önemli sorunu çözmek için üniversite açma, üniversite sınavını kaldırma vb. üniversiteye girişi kolaylaştırıcı vaatler sıraladıkları göze çarpmaktadır. 2002 yılında iş başına gelen Adalet ve Kalkınma Partisi, görev süresi boyunca her ilde bir üniversite açmayı başarmış, vakıf üniversitesi açmayı da kolaylaştırarak özellikle İstanbul, Ankara gibi büyük illerde birçok vakıf üniversitesinin açılmasına ortam hazırlamıştır. Bugün niteliği yönündeki çeşitli kaygılara rağmen üniversiteye girmek 1990'lı yıllara göre kolaylaşmıştır. Üniversite öğrencileri çevre halkıyla gürültü, kültürel farklılıklar gibi konularda nadiren karşı karşıya gelse de iller genellikle açılan üniversiteleri memnuniyetle karşılamışlardır. Üniversite okumanın halk nezdinde değeri yüksektir ve kendisi üniversite mezunu olmayan birçok anne-baba çocuklarının üniversite mezunu olması için gayret sarf etmektedir (Tüzen & Yurtseven, 2016).

Açılan bu üniversiteler ve artan öğrenci sayısı yukarıda değinildiği gibi ilin ekonomisine önemli katkılar yapmaktadır. İşte bu makale de bir ilde bulunan üniversite öğrencisi sayısının ilin sinemaya gitme alışkanlıkları üzerinde belirleyici olup olmadığı araştırılmaktadır. Bu girişin ardından ikinci bölümde ilgili yazın taranmakta, üçüncü ve dördüncü bölümlerde Türkiye'de sinema ve üniversiteler hakkında istatistikler paylaşmakta, beşinci ve altıncı bölümde ekonometrik model ve sonuçları aktararak, yedinci bölümde de makale bir tartışma ile sonlandırılmaktadır.

## II. İLGİLİ YAZIN TARAMASI

Yazında, Türkiye'de ve dünyada sinemaya gitme alışkanlıklarını inceleyen birçok makale ile karşılaşmaktayız. Örneğin Dardis, Soberon-Ferrer, & Patro (2014) sinemanın da dahil olduğu eğlence sektörüne yönelik yaptıkları çalışmalarında sinemaya gitmenin önemli açıklayıcıları olarak gelir, yaş, eğitim, fiziki konum, ırk gibi değişkenleri sıralamışlardır. Bir başka araştırmacı Austin (1985) ise sinemanın toplu yapılan bir boş zaman etkinliği olarak kültürdeki yerini ortaya koymuş ve bu kültürü yaş, cinsiyet gibi değişkenler üzerinden incelemişlerdir. Konu hakkında araştırma yapan diğer yazarlardan Craig, Greene, & Versaci (2015) ve Duan, Gu, & Whinston (2008), sinemaya gitmede sinema eleştirmenlerinin yazdıklarının yanında kulaktan kulağa pazarlamanın da önemli bir belirleyici olduğunu göstermiştir.

Öte yandan, Srinivas (2002) sinemaya gitmenin esasen sosyal bir etkinlik olduğunu vurgulamış, kültürel bir etkinlik olarak Amerika Birleşik Devletleri (ABD) ile Hindistan arasındaki sinemada film izleme farklarını sıralamıştır. Hindistan'da ABD'den farklı olarak film izleme sırasında sessiz olunmadığı, film hakkında yorumlar yapıldığı ve bu yönden paylaşımcı izleme yapıldığı belirtilmiştir. Yine bu makalede, Hindistan'daki bir grup üniversite öğrencisinin (25 öğrenci) sinemada müzikal bir filmin şarkılarını hep birlikte yüksek sesle söyleyerek seyrettikleri bir deneyim olarak paylaşılmıştır. Bu da sinemanın salt film izleme aktivitesinin gerçekleştirildiği mekanlar olmasının ötesinde, bir sosyal etkinlik çeşidi olduğunu göstermektedir.

Diğer yandan, Epstein (1998) sinema izlemede ikili vb. farklı koltuk yapılarının sinema izleyicisini salonlara çeken önemli yenilikler olduğunu iddia etmektedir. Faber & O'Guinn (1984) ise çalışmalarında üniversite öğrencilerinin sinemaya gitme kararlarında belirleyici olan etmenleri araştırıp, üniversite öğrencilerinin toplumun geri kalanına oranla sinemaya gitme sıklıklarının yüksek olduğu ve çoğunlukla arkadaş gruplarıyla ve/ya arkadaş etkisiyle sinemaya gittiklerini göstermiştir. Srinivas (2002) de bu önemli sinema izleyici kitlesini salonlara çekmeyi amaçlayan filmlerin çokça üretildiğini belirtmiştir.

Tekeoğlu & Nurdan (2016) çalışmalarında Türk sinema endüstrisinin son yıllardaki hızlı gelişiminden yola çıkarak, bugün sektörde halen önemli olan sorunları incelemişlerdir. Makalelerinde, pazarlama faaliyetlerinin geliştirilme potansiyeli olduğunu vurgulamış ve gençlere yönelik sosyal medya vb. yollarla yapılabilecek pazarlama faaliyetlerinin üzerinde durmuşlardır.

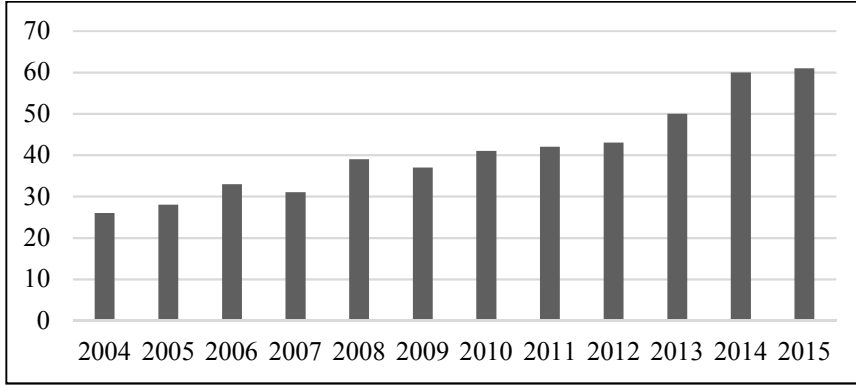
Gülçubuk (2013) ise makalesinde, Salihli'de açılan alışveriş merkezinin müşteri kitlesi içerisindeki üniversite öğrencilerinin önemini incelemiş, bu kitlenin AVM'de ziyaret ettikleri başlıca mekanlardan birinin sinema olduğunu belirtmiştir.

Yazındaki tüm bu makaleler Türkiye'deki genç nüfusun ve özellikle de kısa süredeki üniversite öğrencisi sayısındaki artışın, illerde nüfusa oranla satılan sinema bileti sayısında anlamlı bir artışa neden olacağı hipotezinin sınanmaya değer bir hipotez olduğunu ortaya koymaktadır.

### III. TÜRKİYE'DE SİNEMA SEKTÖRÜ

Türkiye'de son 10-15 yılda sinema sektöründe kayda değer bir büyüme gerçekleşmiştir. 2004-2015 dönemi ele alındığında yıllık izleyici sayısındaki ortalama büyüme oranı %9,5'dur.

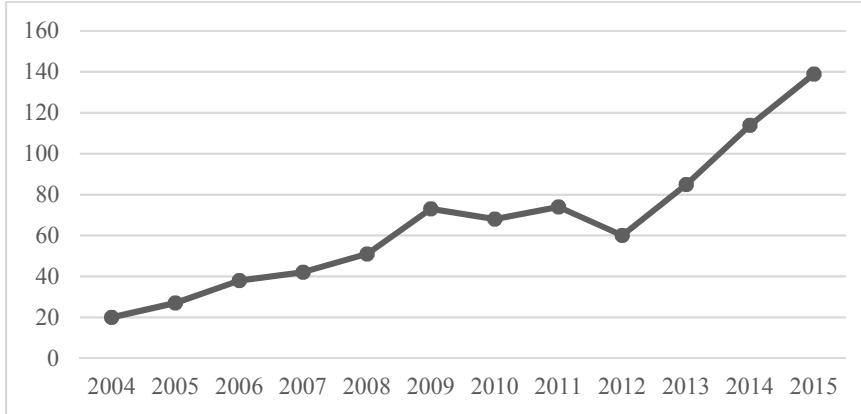
Türkiye'deki toplam sinema seyircisi sayısı 2004'te 26 milyonken, 2015'de 61 milyon düzeyine çıkmıştır. Seyirci sayısındaki artış Figür I'de verilmiştir.



Figür I. Toplam Seyirci Sayısı (2004 – 2015 milyon kişi)

Kaynak: Antraktsinema.com, Boxofficeturkiye.com

Aynı dönemde Türkiye'de yaşanan alışveriş merkezi (AVM) sayısındaki hızlı artışa paralel olarak, sinema salonları il merkezlerinden giderek AVM'lere taşınmıştır. 2015 yılı itibarıyla sinema salonlarının yaklaşık yüzde 70'i AVM'ler içerisinde yer almaktadır. Bu salonların çoğu yeni olması sebebiyle de fiziki ve teknik olanakları bakımından oldukça gelişmiş durumdadır.



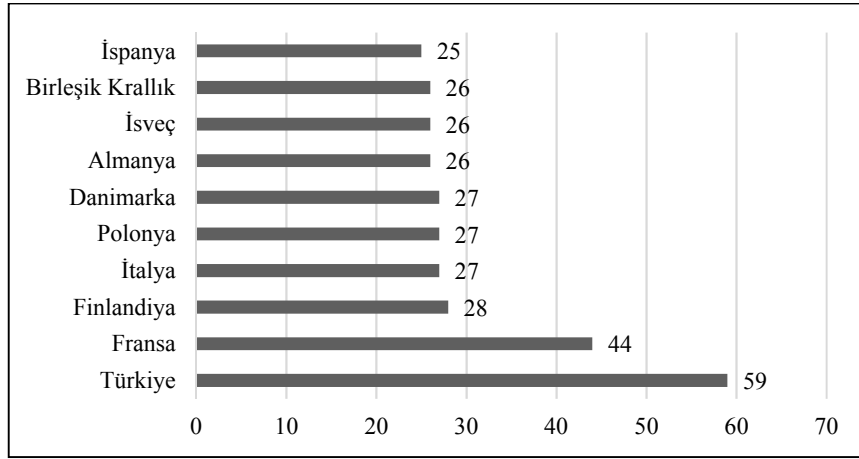
Figür II. Yerli Film Sayısı (2004 – 2015)

Kaynak: Antraktsinema.com, Boxofficeturkiye.com

Son yıllarda sinema sektörüyle ilgili kayda değer bir diğer gelişme de yerli yapım sayısındaki önemli artıştır. 2000'li yılların başında peş peşe ses getiren yapımlar, yerli televizyon dizilerinin giderek kültür hayatında daha çok yer tutması ve artan izleyici sayısı ile yerli filmlere olan ilgi giderek artmıştır. Bu ilgi artışına paralel olarak da yılda vizyona giren yerli film sayısı 2004'de 20'den 2015 yılında 139'a çıkmıştır. Aynı şekilde 2000'lerin başında

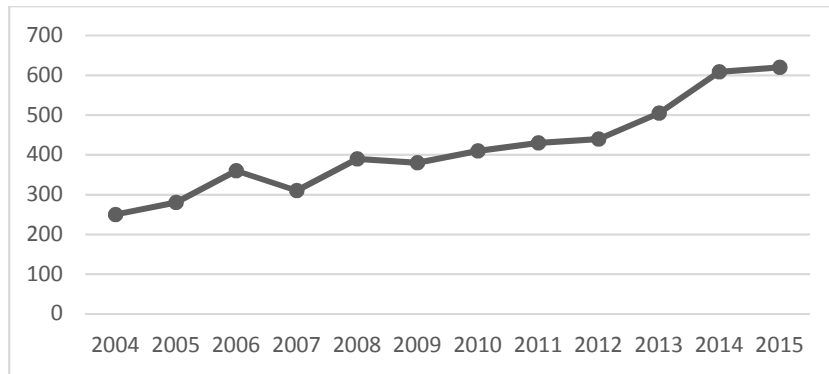
%30'lar düzeyinde olan yerli filmlerin toplam hasılatından aldığı pay da 2015 yılında yüzde 60 seviyesine dayanmıştır. Yıllara göre vizyona giren yerli film sayısı Figür II'de görülebilir.

Üretilen bu yerli film sayısı iki açıdan önemlidir. Birincisi, yerel kültürel değerlerin muhafazası ve gelecek nesillere aktarım mekanizmasında aldığı görevdir. İkinci olarak ise, sektörde istihdam edilebilecek sanatçı ve teknik eleman potansiyelinin giderek artmasıdır. Yerli filmlerin sinemamızdaki yerini anlamak için uluslararası bir kıyaslama yapmak yerinde olacaktır. Aşağıdaki tabloda verilen kıyaslamada Avrupa'da yerli film izleyici sayısının toplam izleyici sayısına oranı yüzde olarak en yüksek olan ülkeler verilmiştir. Bu kıyaslama da göstermektedir ki, son yıllardaki sinema sektörü büyümesi yapısal özellikleriyle Türk sinema sektörüne de önemli kazanımlar sağlamaktadır.



Figür III. Yerli Film Sayısı (2014)

Kaynak: European Audiovisual Observatory, "Focus 2015: World Film Market Trends", 2015, s. 46.



Figür IV. Toplam Gişe Hasılatı (2004 – 2015 milyon TL)

Kaynak: Antraktsinema.com, Boxofficeturkiye.com

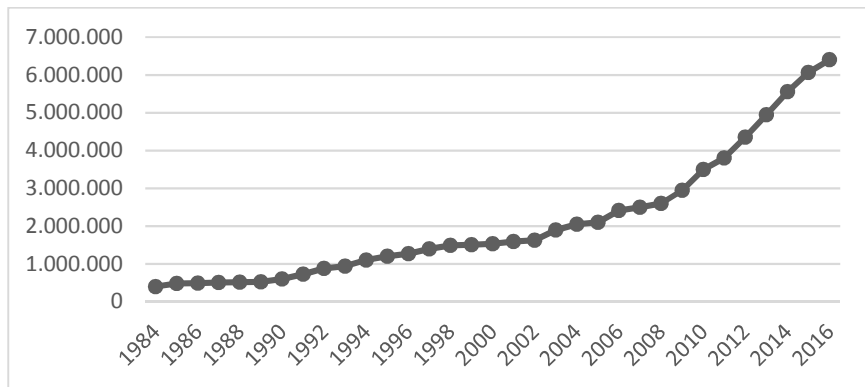
Bu yapısal dönüşüm dikkate alınmasa bile, sinema filmlerinden elde edilen hasılatın giderek artıyor olması film yapımında görev yapan emekçilerin yanı sıra, sinemalarda çalışan

gişe görevlisinden, çağrı merkezi elemanına kadar birçok insana da istihdam sağlamaktadır. Bu da yüksek işsizlik oranı sorunuyla uğraşan ülkemiz için önemli bir kazanımdır. Sinema filmlerinden elde edilen yıllık hasılatın 2004-2015 dönemi için değişimi de Figür IV'te verilmiştir.

#### IV. TÜRKİYE'DE ÜNİVERSİTE KESİMİ

Üniversite eğitimi alabilmek, Türkiye'de özellikle 2000'li yıllarda gençliğin en önemli sorunlarından biri haline gelmiştir. Her yıl daha fazla mezun veren liselere karşın, üniversite sayısında ve toplam kontenjanda aynı derecede artışlar kaydedilememiştir. Bu bağlamda 2002 yılında yapılan genel seçimlerde tüm partilerin ortak vaadi üniversiteye girişleri kolaylaştırmak olmuştur. 2002 yılında göreve gelen Adalet ve Kalkınma Partisi iktidarı, üniversite sayısını arttırmak, her ilde en az bir üniversite bulunmasını sağlamak ve daha fazla öğrenciye üniversiteye giriş imkânı tanımak için yatırımlara girişmiştir. Bu yatırımlar neticesinde 2002 yılında 76 olan üniversite sayısı 2015'te 189'a, 2002 yılında 1 milyon 600 bin olan üniversite öğrencisi sayısı ise 2015'te 6 milyona yükselmiştir. Bu artışlara dair bilgiler Figür V ve Figür VI'da görülebilir.

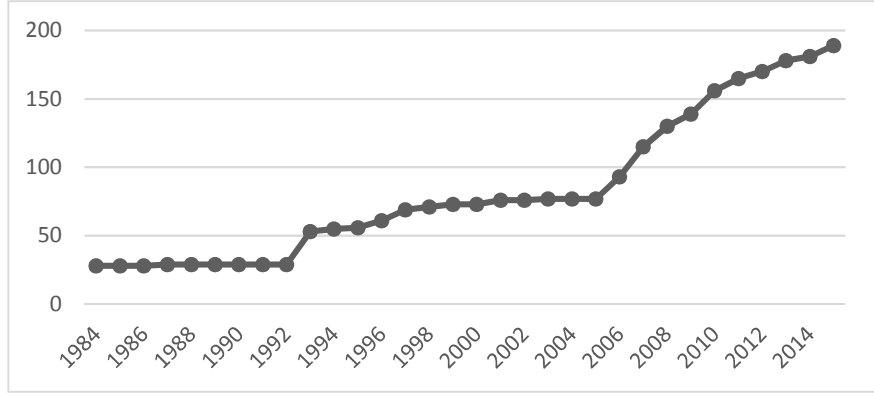
Üniversite sayısının 180'i, üniversite öğrenci sayısının da 6 milyonu aştığı bu dönemde, üniversite öğrencilerinin yurtdışı ile olan bağlantıları da gelişmiştir. İnternet yoluyla kurulan bağlantıların ötesinde Erasmus öğrenci hareketliliği sayesinde Avrupa ülkelerine giden Türk öğrenci ile yurtdışından ülkemize gelen yabancı öğrenci sayısında önemli artışlar kaydedilmiştir. Bu artışlara ilişkin bilgiler Tablo I'de verilmiştir.



Figür V. Üniversite Öğrencisi Sayısı (1984 – 2016)

Kaynak: YÖK, Yüksek Öğretim Bilgi Yönetim Sistemi, <http://istatistik.yok.gov.tr>, (Erişim Tarihi 12.03.2017).





Figür VI. Üniversite Sayısı (1984 – 2014)

Kaynak: YÖK, Yüksek Öğretim Bilgi Yönetim Sistemi, <http://istatistik.yok.gov.tr>, (Erişim Tarihi 12.03.2017).

Tablo I. Erasmus Değişim Programı Öğrenci Hareketliği

|                  | <b>Toplam giden</b> | <b>Gelen lisans öğrencisi</b> | <b>Giden lisans öğrencisi</b> |
|------------------|---------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| <b>2003-2004</b> | 1.980               | 17                            | 128                           |
| <b>2004-2005</b> | 5.210               | 299                           | 1.142                         |
| <b>2005-2006</b> | 11.304              | 828                           | 2.852                         |
| <b>2006-2007</b> | 16.997              | 1.321                         | 4.438                         |
| <b>2007-2008</b> | 23.521              | 1.982                         | 7.119                         |
| <b>2008-2009</b> | 27.119              | 2.658                         | 7.794                         |
| <b>2009-2010</b> | 32.309              | 3.336                         | 8.758                         |
| <b>2010-2011</b> | 38.945              | 4.320                         | 10.065                        |
| <b>2011-2012</b> | 44.995              | 4.700                         | 11.664                        |
| <b>2012-2013</b> | 60.483              | 5.100                         | 13.591                        |
| <b>2013-2014</b> | 66.481              | 5.425                         | 14.985                        |

Kaynak: Turkish National Agency, Turkish Higher Education Institutions Booklet, <http://www.ua.gov.tr/docs/default-source/baskanlik/turkish-higher-.pdf?sfvrsn=0>, (Erişim Tarihi 12.03.2017).

Artan öğrenci sayısı ve paralelinde üniversite anlayışının gezme-görme, sosyalleşme gibi çoğunlukla batılı üniversite öğrencilerine ait olgularla desteklenmesi neticesinde, Türkiye’de üniversite öğrencilerinin oluşturduğu büyük bir ekonomi ortaya çıkmıştır. Hava/ karayolu ulaşım firmaları ve sinemaların da içinde bulunduğu eğlence ve yeme-içme mekanları üniversite öğrencilerinin hareketlilik kazandırdığı bazı sektörler olmuştur. Ticarete ve gayrimenkul sektörüne getirdiği canlılık sebebiyle, üniversitelerin yaygınlaştığı dönemde

birçok ilin esnafı, milletvekilleri aracılığıyla kendi illerinde de üniversite açılması için lobi faaliyetleri yürütmüşlerdir.<sup>††</sup>

İşte 3. ve 4. bölümlerde genel bir bakış açısıyla işlenen Türkiye'deki sinema ve üniversitelerin hızla gelişimi, üniversitelerin yarattığı daha önce de anılan ekonomiler düşünüldüğünde, üniversitelerin sinemalar üzerindeki muhtemel pozitif etkisinin incelenmesini araştırmaya değer hale getirmektedir. Bu bağlamda, çalışmamızda, bir ildeki üniversite öğrencisi sayısının, o ilde satılan sinema biletleri üzerinde anlamlı bir belirleyici olduğu hipotezi sınanmaktadır.

## V. MODEL VE VERİ

Çalışmamızda, bir ildeki üniversite öğrencisi sayısının, o ilde satılan sinema biletleri üzerinde anlamlı pozitif bir belirleyici olduğu hipotezini sınamak için indirgenmiş biçim yöntemine dayanan bir denklem tahmin edilecektir. Etkin pazar Türkiye illeri olarak tanımlanmış, değişkenlerin frekansları yıllık olarak belirlenmiştir.

Bağımlı değişken ilgili yılda bir ilde satılan toplam bilet sayısının il nüfusuna oranıdır. Bağımsız değişkenler ise, üniversiteli olmayan genç nüfus oranı, üniversiteli öğrenci oranı ve Dardis ve ark., (1994) takip edilerek gelir, eğitim ve fiyat olarak belirlenmiştir. Bağımsız değişkenlerden üniversiteli öğrenci oranının etkisinin araştırılması makalemizin literatüre temel katkısını oluşturmaktadır.

Dardis ve ark., (1994) kişilerin gelir ve eğitim düzeylerindeki artışla, genç nüfus oranının sinemaya gitme eğilimini arttırdığını göstermişlerdir. Bu bağlamda tahminlerimizde bu değişkenlerin beklenen işaretleri pozitifdir. Hipotezimiz gereği üniversite öğrencisi oranı da pozitif işaretli olarak beklenmektedir.

Bu değişkenlere ek olarak, sinema deneyiminin paylaşılarak yaygınlaştığı gözleminden yola çıkılarak, geçmişteki sinemaya gitme oranı gerçekleştirmelerinin güncel dönemdeki sinemaya gitme oranını belirliyor olabileceği düşünülmüştür. Bu çerçevede geçmişte gerçekleşen sinemaya gitme oranı, güncel dönemin tahmininde bağımsız değişken olarak denkleme dahil edilmiştir. Beklenen işareti de pozitifdir.

---

<sup>††</sup> Bknz., TBMM, 22. Dönem, 4. Yasama Yılı Genel Kurul Tutanakları ,

<https://www.tbmm.gov.tr/tutanaklar/TUTANAK/TBMM/d22/c107/b046/tbmm221070460349.pdf>, (Erişim Tarihi)

12.03.2017.

Sinema biletlerinin ücretsiz olmadığı hatırlanarak, fiyat değişkeni de açıklayıcı değişken olarak denkleminizdeki yerini almıştır. Burada sinema biletleri arasındaki muhtemel fiyat farkları gözetilerek, doğrudan sinema bileti ücreti yerine, iller için ayrı ayrı açıklanan eğlence fiyatları endeksi kullanılmıştır. Beklenen işaret negatiftir. Son tahlilde, tahmin edilen indirgenmiş biçimdeki denklem aşağıdaki gibi olmuştur.

$$S_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_1 S_{i,t-n} + \alpha_2 \text{üni}_{i,t} + \alpha_3 \text{genç}_{i,t} + \alpha_4 \text{eğit}_{i,t} + \alpha_5 \text{gelir}_{i,t} + \alpha_6 \text{fiyat}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Kullanılan değişkenler hakkındaki özet bilgi ise Tablo II'de görülebilir.

Tablo II. Tahminde Kullanılan Değişkenler

| Değişkenler          | Açıklamalar  |
|----------------------|--|
| $S_{i,t}$            | $t$ yılında, $i$ ilinde satılan sinema bileti sayısının il nüfusuna oranı (%)          |
| $\text{üni}_{i,t}$   | $t$ yılında, $i$ ilinde bulunan üniversite öğrencisi sayısının il nüfusuna oranı (%)   |
| $\text{genç}_{i,t}$  | $t$ yılında, $i$ ilindeki 15-40 yaşındaki nüfus yüzdesi (üniversite öğrencileri hariç) |
| $\text{eğit}_{i,t}$  | $t$ yılında, $i$ ilindeki 21+ yaş grubunda en az üniversite mezunu nüfus yüzdesi       |
| $\text{gelir}_{i,t}$ | $t$ yılında, $i$ ilindeki reel kişi başına düşen yurtiçi hasıla                        |
| $\text{fiyat}_{i,t}$ | $t$ yılında, $i$ ilindeki reel eğlence fiyatları endeksi                               |

Ancak, yukarıdaki indirgenmiş denklemin tahminin sağlıklı sonuçlar vermesini engelleyen bir dizi ekonometrik sorun söz konusudur. Bunlardan ilki, fiyat değişkeninin içsel bir değişken olması ve hata terimi ile ilişkili olmasıdır. İkinci sorun, zamana göre değişmeyen illere dair niteliklerin, yani sabit etkilerin, açıklayıcı değişkenler ile bağlantılı olması durumudur. Üçüncüsü sorun ise, bağımlı değişkenin gecikmeli halinin açıklayıcı değişken olarak kullanılmasının yaratabileceği olası otokorelasyon problemidir. Bu tür ekonometrik sorunlar söz konusu olduğunda farklı tahmin yöntemlerinin kullanılması önerilmektedir. Özellikle birinci ve ikinci sorunun çözümü için sabit etkiler araçsal değişkenler tahmin yöntemi akla gelen ilk yöntemlerden biridir. Ancak araçsal değişken olabilecek farklı değişkenler denenmesine rağmen, değişimi reel eğlence fiyatlarının değişimi ile bağlantılı ancak satılan sinema bileti sayısının il nüfusuna oranını doğrudan etkilemeyen uygun bir değişken bulunamamıştır.

Bu sebeple, temelleri Holtz-Eakin, Newey, & Rosen (1998) tarafından atılan ve daha sonra Arellano & Bond (1993), Arellano & Bover (1995), ve Blundell & Bond (1998) gibi

yazarların geliştirdiği diğer bir yöntem olan dinamik panel veri tahmin yönteminin kullanılmasına karar verilmiştir. Bu yöntem, tahmin edilmesi düşünülen denklemdeki ekonometrik sorunlara çözüm sunmaktadır. Öncelikle bu tahmin yöntemi içsel değişkenlerin, hata terimi ile ilişkili olmayacak şekilde önceden belirlenmiş olarak kullanılmasına olanak tanımaktadır. İlaveten, bu yöntem bağımsız değişkenleri Genelleştirilmiş Momentler Metodu (GMM) ile dönüştürerek sabit etkileri ortadan kaldırmaktadır. Ayrıca, bu yöntem bağımlı değişkenin gecikmeli hallerinin geçmiş seviyeleri ile araçsallaştırarak kullanılmasına da izin vermektedir.

Bütün bunların yanında, dinamik panel veri tahmin yönteminin zaman serisi olarak kısa, fakat mekânsal dağılım olarak geniş olduğu veri setlerinde kullanılmasının ideal olduğu literatürde kabul görmektedir (Roodman, 2009). Bu çalışmada kullanılan veri seti de benzer bir özelliğe sahiptir. Yukardaki denklemin tahmininde iki kademeli sistem GMM tahmincisi kullanılmıştır.<sup>\*\*</sup>

Makalede Türkiye Cumhuriyeti'nin 81 ili için 2003-2012 yıllarını kapsayan panel veri kullanılmıştır. İzleyici sayısı, reel gayri safi yurtiçi hasıla<sup>§§</sup>, eğitim düzeyi, genç nüfus oranı ve eğlence fiyatları endeksi doğrudan TÜİK veri tabanlarından derlenmiştir. TÜİK'in sağladığı izleyici sayısı ve gelir verisi nüfusa bölünerek oran olarak kullanılmıştır. İl nüfusları da TÜİK'ten elde edilmiştir. 2003 ve 2006 yılları nüfus verisi için TÜİK'in yayınladığı projeksiyonlar dikkate alınmıştır.

Üniversite öğrencisi sayısı ise, yıllık ve üniversite bazında YÖK veri tabanında sunulan verinin il bazında yazarlar tarafından toplulaştırılması ile sağlanmıştır.

---

<sup>\*\*</sup> Tek kademeli GMM tahmincisi de kullanılarak benzer sonuçlar elde edilmiş fakat belirtilmemiştir. Talep edilmesi durumunda bu sonuçlar da paylaşılabilir.

<sup>§§</sup> 2003-2012 dönemi için il bazında reel GSYH verisi, TÜİK tarafından kesintisiz olarak (Ankara, İstanbul ve İzmir hariç) sağlanamamaktadır. Bu dönemde TÜİK tarafından kesintisiz sağlanan veri her biri 3-4 şehirden oluşan 26 bölge şeklindedir. Yazarlar bu şehirlerin TÜİK'çe resmi olarak il bazında gelir verisinin sağlandığı yıllarda (1996-2000) bölge içlerindeki paylarının ortalamasını almış ve bu ortalama payların 2003-2012 döneminde değişmediğini varsayarak, her yıl açıklanan bölgesel veriyi şehir bazına çevirmişlerdir. Şüphesiz bu yöntem şehirlerin gelirleri hakkında kesin rakamları sağlamamakla birlikte, kısa dönemde büyük yapısal değişikliklerin gerçekleşmediği gözlemi hatırlandığında, güvenilirliği yüksek bir veri kümesi oluşturmaktadır.

## VI. BULGULAR

GMM yöntemiyle elde edilen tahminler Tablo III'te sunulmaktadır. Tahminler ayrıntılı olarak incelendiğinde fiyat haricindeki tüm değişkenlerin beklenen işaretleri taşıdığı görülmektedir.

Tablo III. Bulgular

| <i>Değişkenler</i>             | <i>I</i>     | <i>II</i>    | <i>III</i>   |
|--------------------------------|--------------|--------------|--------------|
| <i>S</i>                       |              |              |              |
| <i>L1</i>                      | 0,4795249*** | 0,4876361*** | 0,4867659*** |
|                                | (0,0657)     | (0,0674)     | (0,0631)     |
| <i>L2</i>                      | 0,295154***  | 0,3038142*** | 0,3222955*** |
|                                | (0,0666)     | (0,0667)     | (0,0732)     |
| <i>üni</i>                     | 0,0355753    | 0,0647708*   | 0,058604*    |
|                                | (0,0341)     | (0,4889)     | (0,0361)     |
| <i>genç</i>                    | 0,03015      | 0,0406371    | 0,0404216    |
|                                | (0,0667)     | (0,0655)     | (0,0617)     |
| <i>eğit</i>                    | 0,2656699    |              |              |
|                                | (0,1971)     |              |              |
| <i>gelir</i>                   | 0,0064984*** | 0,0080928*** | 0,0087255*** |
|                                | (0,0041)     | (0,0037)     | (0,0036)     |
| <i>fiyat</i>                   | 0,0036432    | 0,0037918    | 0,0032732    |
|                                | (0,0113)     | (0,0114)     | (0,0112)     |
| <i>trend</i>                   | 0,0179034**  | 0,0179897**  | 0,0152739*** |
|                                | (0,0089)     | (0,0093)     | (0,0058)     |
| <i>Yıl kukla değişkenleri</i>  | EVET         | EVET         | EVET         |
|                                |              |              |              |
| <i>Gözlem sayısı</i>           | 567          | 526          | 526          |
| <i>Grup sayısı</i>             | 81           | 81           | 91           |
| <i>Araçsal değişken sayısı</i> | 134          | 134          | 134          |
| <i>Hansen istatistiği***</i>   | 71.29        | 72.18        | 74.14        |
| <i>AR(1)</i>                   | -4.40***     | -4.38***     | -4.54***     |
| <i>AR(2)</i>                   | 0.0234       | 0.0560       | 0.028        |

\*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeylerinde istatistiksel anlamlılık ifade etmektedir.

Sinemanın alışkanlık ve kulaktan kulağa yayılan bir etkinlik olduğunu sınavan sinema izleyici oranının önceki dönem gerçekleştirmeleri anlamlı değişkenler olarak ön plana çıkmıştır.

\*\*\* Seri otokorelasyon testleri AR(1) ve AR(2), moment koşullarının varlığını doğrulamaktadır. Ayrıca Hansen istatistiği, aşırı özdeşleştirme moment koşullarının tutarlı tahminler için varlığını desteklemektedir.

Üniversite öğrenci oranı birinci model haricinde anlamlıdır. Birinci modelde yer alan eğitim değişkeni üniversite öğrencisi oranıyla yüksek ilişkili bir değişkendir. Bu sebeple bu değişkene ikinci ve üçüncü modellerde yer verilmemiş ve bu şekilde tahminlerde iyileşme sağlanmıştır. Genç nüfus (15-40 yaş arası nüfus) anlamlı bir değişken olarak bulunmamıştır. Türkiye’de çocuklu aileler için de çocuklarıyla birlikte sinema izleme faaliyetinin önemli bir etkinlik olmasının sinema izleyici oranının yaşa bağlı anlamlılığını kaybettiği düşünülmektedir. Gelir değişkeni beklendiği gibi pozitif işaretlidir ve anlamlıdır. Anektodlara dair gözlemlere paralel olarak trend değişkeni de pozitif ve anlamlıdır.

Fiyat değişkeninin anlamsız olması incelenen dönemde gerçekleşen bilet fiyatlarındaki reel artışla düşünüldüğünde sürpriz değildir. Ancak aynı dönemde sinema salonlarının fiziksel yapılarının önemli ölçüde geliştiği ve sinema bileti olarak aslında daha kaliteli bir hizmete erişim sağlandığı da bu bağlamda hatırlanmalıdır.

## VII. SONUÇ

Bu makalede bir ilde sinema izleyicisinin nüfusa oranının belirleyen dinamik panel veri tahmin yöntemine dayalı iki kademeli sistem GMM tahmincisi kullanılarak araştırılmıştır. Türkiye’de sinema izleyicisi sayısının hızla arttığı 2002-2013 dönemi incelenmiş ve önceki dönem gelişmeleri, üniversite öğrencisi oranı, gelir ve trend anlamlı belirleyiciler olarak bulunmuştur. Türkiye’deki üniversite öğrencisindeki nicel artışın sinemaya gitme eğilimi üzerindeki etkisi ilk kez ampirik olarak sınanmış ve pozitif etkili olduğu gösterilmiştir.

Aynı dönemde Türkiye’de açılan AVM sayısındaki artış ve son dönem sinema salonlarının AVM içlerine kayıyor oluşu AVM sektörünün sinema sektörü üzerindeki etkisini gelecek araştırmalar için önemli bir araştırma sorusu haline getirdiği düşünülmektedir.

## REFERANSLAR

- Arellano, M., & Bond, S. 1991. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58(2): 277–297.
- Arellano, M., & Bover, O. 1995. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1): 29–51.
- Austin B.A. 1985. Loneliness and use of six mass media among college students. *Psychological Reports*, 56(1): 323-327.
- Blundell, R., & Bond, S. 1998. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1): 115–143.
- Calderwood, C., Ackerman, P.L., & Conklin, E.M. 2014. What else do college students “do” while studying? An investigation of multitasking. *Computers & Education*, 75: 19-29
- Craig, C.S, Greene, W.H., & Versaci A. 2015. E-word of mouth: early predictor of audience engagement. *Journal of Advertising Research*, 55(1): 62-72.
- Dardis, R., Soberon-Ferrer, H., & Patro, D. 1994. Analysis of leisure expenditures in the United States. *Journal of Leisure Research*, 26(4): 309-321.
- Duan, W., Gu, B., & Whinston, A.B. 2008. The dynamics of online word-of-mouth and product sales—An empirical investigation of the movie industry. *Journal of Retailing*, 84(2): 233-242.
- Epstein E.J. 1998 Multiplexities. *The New Yorker*, Jul(13): 110–113.
- Faber, R.J. & O'guinn, T.C. 1984. Effect of media advertising and other sources on movie selection. *Journalism Quarterly*, 61(2): 371-377.
- Gülçubuk, A. 2013. Salihli'de Açılan AVM'lerin Şehir Yaşamına ve Şehir Merkezindeki Perakendecilere Etkisi Üzerine Bir Araştırma. *Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 11(3): 439-450.
- Holtz-Eakin, D., Newey, W., & Rosen, H. 1998. Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica*, 56(6): 1371–1395.
- Roodman. D. 2009. How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *The Stata Journal*, 9(1): 86–136.
- Srinivas L. 2002. The active audience: spectatorship, social relations and the experience of cinema in India. *Media, Culture & Society*, 24(2): 155-73.
- Tekeoğlu, T., & Nurdan, A. 2016. Türk filmlerinde yaşanan pazarlama sorunları ile ilgili araştırma. *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(29): 349-370.
- Tüzen, Z., & Yurtseven, C. 2016. The Transformation of the Higher Education System in Turkey after 2002: A Game Theoretic Analysis” *Theoretical Economics Letters*, 19(6): 97-105.

## DÖVİZ KURU DALGALANMALARININ ENFLASYON ÜZERİNDEKİ GEÇİŞ ETKİSİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

Ayşe DURGUN KAYGISIZ\*

### Özet

Bu çalışmada Türkiye için döviz kuru ve enflasyon arasındaki geçiş etkisi 2002:1-2016:4 dönemi aylık veriler dikkate alınarak VAR modeline göre sınanmıştır. Üretici fiyat endeksi, nominal döviz kuru, sanayi üretim endeksi, M1 para arzı ve ham petrol ithal fiyatlarının değişken olarak kullanıldığı modelde elde edilen bulgular, Etki Tepki ve Varyans ayrıştırma analizlerine göre yorumlanmıştır. Etki tepki analizine göre, enflasyonun döviz kuruna gösterdiği tepkinin 16 dönem sonra söndüğü görülmektedir. Varyans ayrıştırma sonuçlarına göre ise enflasyonda meydana gelen değişimin %20'si döviz kuru kaynaklı olurken, bu etkinin ilk dönem ve son dönem arasında değişmediği yani döviz kurunun, enflasyonu kısa ve uzun vadede aynı oranda etkilediği görülmektedir.

**Anahtar kelimeler:** Nominal döviz kuru, Üfe, geçiş etkisi, VAR analizi, etki tepki analizi, Varyans ayrıştırma

**Jel Kodları:** E00, E31, C32

## PASS-THROUGH EFFECTS OF EXCHANGE RATE FLUCTUATIONS ON INFLATION: TURKEY

### Abstract

In this study the effect of transition between inflation and the exchange rate for Turkey 2002: 1-2016: 4 period is tested according to the VAR model considering monthly data. Findings obtained in the model where the producer price index, nominal exchange rate, industrial production index, M1 money supply and crude oil import prices are used variable are interpreted according to Impact Response and Variance analysis. According to the impact response analysis, it is seen that the response of the inflation to the exchange rate has quenched after 16 periods. Moreover, it is observed that 20% of the change in inflation is due to the exchange rate, and that this effect does not change between the first and last period, that is, the exchange rate influences the inflation in the short and long run.

**Key words:** Nominal exchange rate, PPI, pass-through, VAR analysis, effect response analysis, variance decomposition

**Jel Codes:** E00, E31, C32

\* Süleyman Demirel Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, aysedurgun@sdu.edu.tr, orcid.org/0000-0002-8062-7473.

**Date of submission:** 21-05-2018

**Date of acceptance:** 27-12-2018



## I. GİRİŞ

Dışa açık gelişmekte olan ekonomilerde döviz kuru şokları enflasyon oranı üzerinde etkilere neden olabilmektedir. Nitekim ekonomik analizlerde kullanılan temel göstergelerden birisi olan döviz kuru aynı zamanda enflasyonu açıklayan değişkenler arasında yer almaktadır. Döviz kurlarındaki dalgalanmanın enflasyon üzerindeki etkisinin ne kadar süreceği ve ne oranda olacağına bilinmesi, uygulanacak politikanın etkinliği açısından önemlidir.

Türkiye tarihinde kontrollü dalgalanan döviz kuru ve sabit pariteye dayanan kur politikası gibi değişik kur politikaları uygulamış ve son olarak da 2001 yılından itibaren serbest dalgalanan döviz kuru politikasına geçmiştir. Merkez bankasının nihai hedefi olan fiyat istikrarını sağlamak için 2002 yılında örtük enflasyon, 2006 yılından itibaren de açık enflasyon hedeflemesi yöntemini kullanmaktadır. Ekonomilerde enflasyon hedeflemesi söz konusu ise kurun fazla dalgalanmaması gerekmektedir. Aksi takdirde döviz kurunun geçiş etkisi enflasyon hedefinin tutturulmasına engel olabilmektedir (Arı, 2010: 2834)

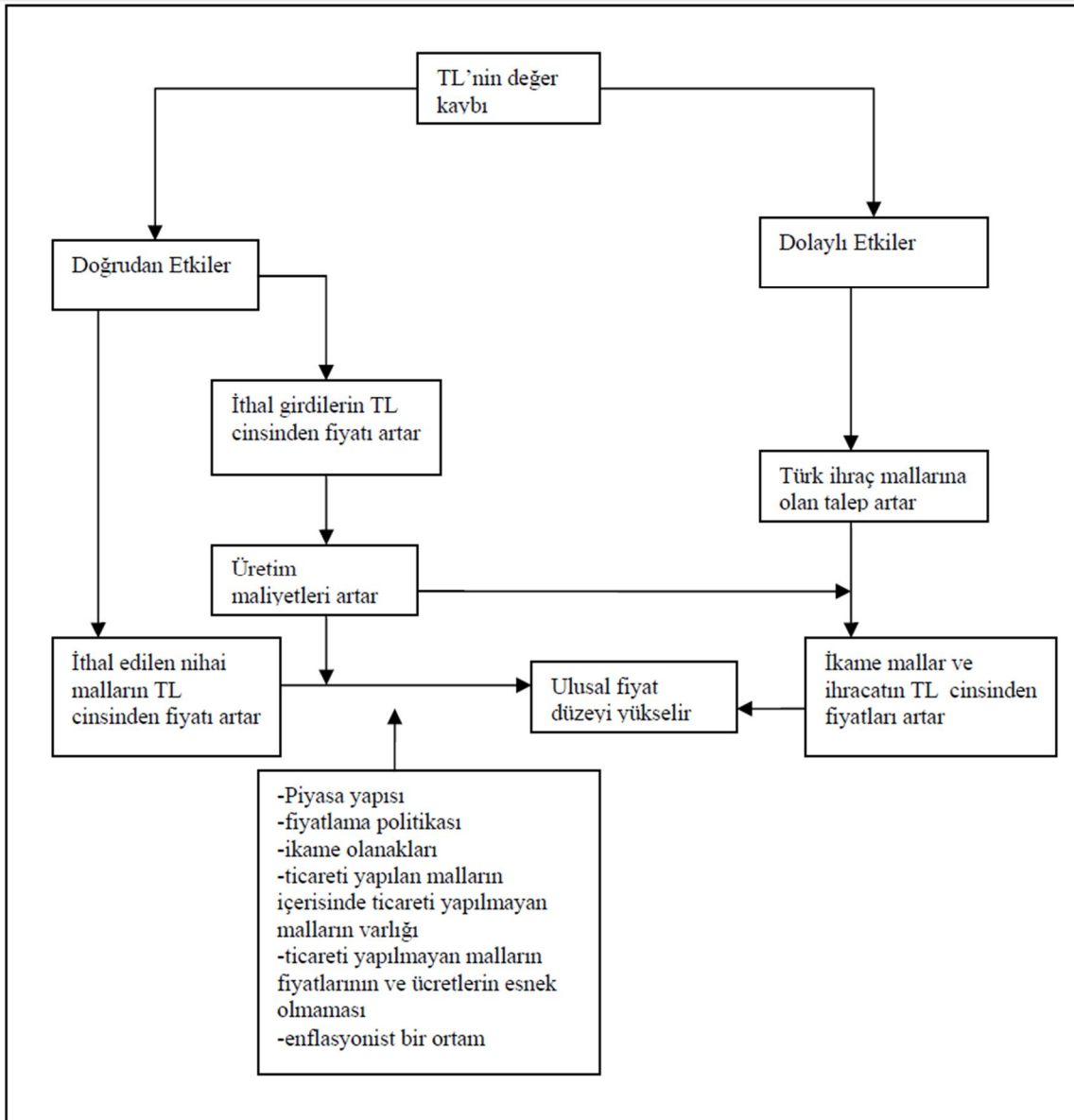
Bu çalışmanın amacı 2002:1- 2016:4 tarihleri arasında aylık verilerle Türkiye’de döviz kurunun enflasyon üzerindeki etkisini araştırmaktır. Fiyat istikrarına verilen önem dolayısıyla enflasyonun, dışa açık ve ithal bağımlılığı yüksek bir ülke olmamız nedeni ile maliyetleri etkileyecek olan döviz kuru hareketlerinin incelenmesi, çalışmanın gerekliliğini göstermektedir. Bu sayede Türkiye’nin enflasyon ithal eden bir ülke olup olmadığı da incelenmiş olacaktır. Ayrıca bu alanda yapılan başka çalışmalar da olmasına rağmen, bu çalışma güncel verilerden oluşması ve kapsamlı değişkenler kullanılması nedeniyle diğer çalışmalardan ayrılmaktadır. Buna ek olarak günümüz ekonomisinde hem kurun hem de enflasyonun yükseliş eğiliminde olması bu alanda yapılacak çalışmaların, uygulanacak politika çözümleri açısından önemini arttırmaktadır.

## II. DÖVİZ KURU VE ENFLASYON İLİŞKİSİ

Döviz kuru ve enflasyon ilişkisi, döviz kurundan fiyatlara geçiş etkisi (Pass-Through) ile açıklanmaktadır. Geçiş etkisi, nominal döviz kurundaki bir birimlik değişimin, yurt içi (yerli para cinsinden) ithalat ve yurt dışı (döviz cinsinden) ihracat fiyatlarında yol açtığı değişim olarak tanımlanmaktadır (Menon, 1996:434). Diğer bir anlatımla “dış ticaret yapan iki ülkenin döviz kurlarında yaşanacak belirli bir yüzde değişimin, ithal malların yerli para cinsinden fiyatlarında ortaya çıkardığı yüzde değişim” olarak tanımlanabilir (Goldberg ve Knetter 1996). Döviz kurlarında meydana gelen değişiklik iç fiyatları hiç değiştirmemişse geçiş etkisinden

bahsedilemez. Fakat kurlardaki dalgalanma aynı şekilde bire bir oranda yurt içi satış fiyatlarına yansıyor ise tam geçiş etkisi, dalgalanmanın bir kısmı iç fiyatlara yansıyor ise kısmi geçiş etkisi gerçekleşmiş demektir (Yang, 1997: 95). Rekabet gücü, enflasyon oranı ve enflasyon hedeflemesi, firmaların fiyatlama politikası ve pazar payı stratejileri, malların kalitesi, enflasyon sepetindeki ithal malların payı, döviz kurlarındaki dalgalanmanın yönü ve büyüklüğü gibi faktörler, kurlardaki değişimin fiyatlara geçiş etkisini belirleyen faktörlerdendir (Hyder ve Shah, 2004).

Tablo 1. Döviz kurunun fiyatlar üzerine geçiş etkisi



Kaynak: Hyder, Zulfıqar ve Sardar Shah; (2004), "Exchange Rate Pass Through to Domestic Prices in Pakistan", State Bank of Pakistan Working Paper No:5, p: 4.

Kiptui ve vd. (2005:3) göre kurlardaki deęişim üç yolla yurt içi fiyatlara geçmektedir. Bunlar; ithal tüketim malları fiyatları, ithal ara malı fiyatları ve yabancı para cinsinden olan yurtiçi mal fiyatlarıdır. Ayrıca döviz kurlarındaki deęişim yurt içi fiyatlar üzerinde doğrudan ve dolaylı olmak üzere iki şekilde etki etmektedir. Doğrudan etki, ithal edilen nihai mallar ve girdiler yoluyla olmaktadır. Yerli paranın yabancı paralar karşısında deęer kaybetmesi sonucu, ithal edilen malların ve girdilerin fiyatı artmakta, artan fiyatlar maliyetleri arttırdığı için bu durum yurt içi fiyatların artmasına sebep olmaktadır (Kiptui vd., 2005:3). Bu nedenle tüketimin ithalat payı ve ithal girdilerin toplam üretim maliyeti içindeki payı geçiş etkisini etkilemektedir. Direkt ithal edilen mallar veya ithal girdi yoğun sektörler ekonomide ne kadar büyük bir paya sahipse geçiş etkisinin de o kadar büyük olması beklenir (MB, 2017). Buna ek olarak döviz üzerinden satılan malların fiyatı yoluyla da kurlardaki dalgalanmalar yurt içi fiyatları doğrudan etkileyecektir. Ayrıca yükselen enflasyon ve artan maliyetler, enflasyon beklentisini ve ücret talebini arttırarak enflasyon üzerinde tekrar yukarı yönlü baskı yapacaktır. Böylece doğrudan etki, ithal edilen malların fiyatlarının enflasyon sepetindeki payı oranında yurtiçi fiyatlara yansırken, yerli malların fiyatları beklentiler ve maliyetlere baęlı olarak deęişecektir (Hyder ve Shah, 2004:3).

Kurların fiyatlar üzerindeki dolaylı etkisi ihracat kanalı ile gerçekleşmektedir. Yerli paranın deęer kaybetmesi, yerli malları ucuzlatacağından dolayı ihracata talep artarken, ithalat pahalılaşacak, ithal talebi azalacaktır. Bu durumda iç talep, ihraç edilen ve ithal ikame mallara kayacaktır. Böylece yerel malların fiyatı da artacaktır (Arı, 2010:2836). Ayrıca ithal girdi fiyatlarının artması, ihraç malı maliyetlerinin arttırarak fiyatların yükselmesine neden olacaktır. Sonuç olarak döviz kurlardaki dalgalanmalar, toplam talepteki deęişmeler yoluyla yerel fiyatları etkileyecektir (Kiptiu vd., 2005: 3-5, Hyder ve Shah, 2004:3).

Döviz kuru ve fiyatlar arasındaki ilişkinin teorik alt yapısı tek fiyat kanununa dayanmaktadır. Tek fiyat kanununa göre dış ticaretin serbest olduğu piyasalarda, ticarete konu olan malların tek bir fiyatı olacaktır (Goldberg ve Knetter, 1996: 5). Kanunun geçerli olduğu yerlerde, döviz kuru ve fiyatlar arasındaki birebir ilişki durumuna tam yansıma denir. Böyle bir durumda fiyatlar üreticinin para birimi tarafından belirlenmektedir. Fakat bu durumun söz konusu olabilmesi için farklı ülkelerde üretilen malların homojen olması, taşıma maliyetleri gibi ekstraların olmaması gerekmektedir. Her mal için tek fiyat uygulanamaması durumunda yani kanundan sapma durumunda ise, eksik yansımadan söz edilir. Kısa dönemde kurlardaki deęişme fiyatları aynı şekilde etkilememektedir (Rowland, 2004). Döviz kurunun fiyatlara eksik yansıması olarak bilinen bu durumu açıklayan bazı durumlar mevcuttur. Bunlar;

1. Taylor'a göre (2000) eksik yansımının sebebi, ülkelerin düşük ve istikrarlı enflasyon ve güvenilir para politikasına sahip olmasıdır. Bu durumdaki ülkelerde nominal kurlardaki değişimin daha düşük oranda ve hızda fiyatlara yansıtacağı düşünülmektedir.
2. Frankel vd. (2005) göre, kişi başına düşen gelir düzeyi, nakliye maliyetleri, gümrük vergileri, enflasyon oranı ve döviz kurlarındaki hareketlilik geçiş etkisini etkilemektedir.
3. Piyasaların rekabetçi yapısı nedeni ile firmalar piyasadaki paylarını kaybetmemek adına, döviz kurundaki artışı telafi edecek miktarda fiyat değişimine gidebilirler (Krugman & Obstfeld, 2009:449) ya da fiyatlarında herhangi bir değişiklik yapmayıp (Aldemir, 2007:57) kar marjlarını değiştirebilirler.
4. Burstein, Eichenbaum ve Rebelo (2002), ithal malların fiyatlarının artması, ithal mallar yerine daha düşük kalitede başka malların tüketilmesine yol açarak (ikame etkisi) yansımaya etkisini azalttığını öne sürmektedir.
5. Golberg (2006:7), ihracatçıların karşılaşacağı talep eğrisinin elastikiyetinin yüksek olması durumunda kurların fiyatlar üzerindeki geçiş etkisini azaltacağını ifade etmektedir.
6. İthal malların yurt iç dağıtımı ve satışı esnasında ortaya çıkan ulaşım maliyetleri, vergilendirme (Shioji, 2014: 121) vb. yerli katma değerlerin döviz kurundaki değişmelerin fiyatlar üzerindeki etkisini azaltmaktadır (Burstein vd.,2003).

Yukarıda da bahsedildiği üzere döviz kuru ve fiyatlar arasındaki yansımaya etkisini belirleyen farklı faktörler, dönemlere ve koşullara göre değişmektedir. İthal bağımlılığı yüksek, gelir düzeyinin düşük olduğu dışa açık küçük ekonomilerde yansımaya etkisinin daha fazla olduğu görülmektedir (Damar 2010:7). Bunlara ek olarak, kurlardaki dalgalanmanın kalıcı olması, ekonominin dışa açıklık derecesi, tüketim malları içerisinde ithal malların ağırlığı, toplam talep, ithal malların ikame edilebilme özelliği, ileriye dönük beklentiler, enflasyon ve döviz kuru rejimi gibi faktörlerde döviz kurunun fiyatlara yansımalarını etkilemektedir (Dilbaz Alacahan, 2011: 55).

Durumu Türkiye açısından ele aldığımızda kurların fiyatlar üzerinde bir yılsonundaki birikimli geçiş etkisinin % 15 civarında olduğu söylenmektedir. Fakat bu durumun iktisadi ortama göre farklılaşabileceği belirtilmektedir. Örneği bu etkinin büyüklüğü ve zamanlaması ekonominin çevrimsel durumu (ısınma ve soğuma fazları), kur beklentisi (hareketlerin kalıcı/geçici olduğu algısı) ve kurdaki değişim büyüklüğü gibi değişkenlere bağlı olarak değişebileceği ifade edilmektedir (MB,2017).

### III. LİTERATÜR

Enflasyon ve döviz kurları ülkeler açısından önem arz eden konular olması nedeniyle bu alanda birçok çalışma yapılmıştır. Hem yerli hem de yabancı literatürde geniş şekilde yer alan bu konu sadece enflasyon ve döviz kurları ile sınırlı kalmamış, ithalat, ihracat, büyüme ve işsizlik gibi diğer makro büyüklüklerle de ilişkilendirilmiştir. Tablo 2’de yıl sıralamasına göre seçilmiş yerli ve yabancı çalışmalara yer verilmiştir.

Tablo 2. Geçiş Etkisi Literatürü

| Çalışma                     | Coğrafi zaman boyutu      | Metot                                | Sonuç   |
|-----------------------------|---------------------------|--------------------------------------|---|
| Bawa ve diğerleri (2016)    | 16 Afrika ülkesi          | Doğrusal dinamik panel veri yöntemi  | Çalışmada enflasyon rejimleri dikkate alınarak 2000 öncesi ve sonrası olmak üzere ikiye ayrılmış ve 2000 sonrası geçiş etkisinin azaldığı gözlenmiştir. Bu durum daha güçlü parasal otoritelerin ekonomilerde daha güvenilir politikalar uygulayarak, fiyat hareketlerindeki yükselişi büyük ölçüde azalttığı şeklinde yorumlanmıştır.  |
| Korkmaz ve Bayır (2015)     | Türkiye 2008-2014         | Eşbütünleşme testi                   | Nominal döviz kuru, tüketici fiyat endeksi ve üretici fiyat endeksi arasındaki ilişki araştırılmış, bu üç değişkenin arasında uzun dönemde ilişki olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca döviz kurundan üretici fiyat endeksine doğru ve tüketici fiyat endeksinden döviz kuruna doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur.  |
| Sheefeni ve Ocran (2014)    | Namibya 1993-2011         | VAR analizi                          | Kurların enflasyon üzerinde etkisinin önemli ve uzun süreli olduğunu belirtmektedirler.   |
| Loloh (2014)                | Gana ekonomisi 1994-2012  | VAR analizi                          | Nominal döviz kuru şokunun yurt içi fiyatlar üzerindeki etkisi çoğunlukla 12 ay içinde hissedilirken, 18-24 ay içinde etki kaybolmaktadır. Ayrıca gıda dışındaki ürünlerin daha çok ticarete konu olması nedeniyle bu ürünler hakkında geçiş etkisi daha etkindir.  |
| Helali ve diğerleri (2014)  | Tunus ekonomisi 1993-2011 | SVAR ve VECM                         | Döviz kurunun fiyatlar üzerinde doğrudan ve güçlü bir şekilde geçiş etkisine sahip olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Döviz kuru sistemini değiştirmenin, dolarizasyon artışı nedeniyle finansal risk oluşturabileceğini ve böyle bir durumda güçlü geçiş etkisinden dolayı merkez bankasının enflasyonu kontrol gücünün azalabileceğini belirtmektedirler.   |
| Selim ve Ayvaz Güven (2014) | 1990-2012                 | Eşbütünleşme Var analizi Nedensellik | Reel efektif döviz kuru ve enflasyon arasında uzun dönemli bir ilişki saptanamamıştır. Fakat reel efektif döviz kurundan TÜFE ye doğru nedensellik tespit edilmiştir.   |
| Jiang ve Kim (2013)         | Çin 1999-2009             | SVAR analizi                         | Üç sonuca ulaşmışlardır. Bunlar döviz kurunun üretici fiyat endeksi ve perakende fiyat endeksine geçiş etkisinin genellikle eksik olduğu, döviz kurunun geçişkenliğinin üretici fiyat endeksine etkisinin perakende fiyat endeksine göre daha yüksek olduğu ve son olarak da üretici ve perakende fiyat endeksleri için geçişkenlik etkisinin nispeten daha hızlı olduğudur. Bu nedenle Çin için fiyat istikrarında döviz kuru istikrarını önemli bulmaktadırlar. |
| Saha ve Zhang               | Asya Pasifik bölgesindeki | VAR analizi                          | Döviz kurlarının ithalat fiyatları, üretici ve tüketici fiyatlarına geçişkenliğini araştırmıştır. Döviz kurlarının  |

|                           |  |                                    |   |
|---------------------------|--|------------------------------------|---|
| (2013)                    | Çin, Hindistan ve Avusturalya 1990-2011                                      |                                    | fiyatlara geçişkenliğinin Avusturalya da Çin ve Hindistan'a göre daha fazla olduğunu tespit etmişlerdir. Fakat Avusturya'da kurlardaki değer kaybının hem ithal fiyatları hem de tüketici fiyatlarını artırdığını, Çin ve Hindistan'da ise düşürücü etki yaptığını açıklamışlardır. Bu nedenle Çin ve Hindistan'ın enflasyonu ekonominin içsel aktörlerine daha çok bağlı gözükmektedir.  |
| Doğru ve diğerleri (2013) | 22 Asya ülkesi 1980-2011   | Panel nedensellik analizi          | Döviz kuru ve bütçe açığının enflasyona sebep olup olmadığını incelemişlerdir. Bu üç değişken arasında kısa dönemde bir ilişki olmamasına rağmen, uzun dönemde döviz kuru ve bütçe açığının enflasyona neden olduğunu tespit etmişlerdir  |
| Güneş (2013)              | Türkiye 2008-2012  | Eşbütünleşme ve VECM               | Döviz kurları yükseldikçe enflasyonun da arttığını varsayan çalışma, fiyat düzeyi ve döviz kurlarının uzun dönemde birlikte hareket ettikleri ve döviz kurlarının fiyatları kendi gidişatına uyarladığını belirtmektedir.   |
| Kara ve Ögünç (2012)      | Türkiye 2002 - 2011  | VAR model ve etki tepki analizleri | Döviz kuru ve ithalat fiyatlarındaki dalgalanmaların, çekirdek enflasyon üzerindeki etkisini ölçmek amaçlı döviz kuru ve fiyatlar arasındaki bağı 2001 sonrası zayıfladığı ve bu durumun son dönemlerde de devam ettiği belirtilmektedir. Bu durumun nedenleri arasında kriz dönemlerinde iktisadi faaliyetlerin daralması ve kurlardaki oynaklık gibi geçici faktörlerin etkisinin yanında, esnek döviz kuru sisteminin ve düşük enflasyon düzeylerinin de etkisinin olabileceği belirtilmektedir. |
| Dilbaz Alacahan (2011)    | Türkiye  | Teorik yaklaşım                    | Döviz kurlarının enflasyona yansımaya etkisinin birçok farklı nedene bağlı olduğunu belirtmiştir. Ayrıca enflasyon hedeflemesi uygulamasının yansımaya etkisini azalttığını, fakat Türkiye için bu durumun geçerli olmadığını ifade etmiştir. Bunun nedeni olarak Türkiye'nin ithalat bileşiminin sermaye ve ara mallardan oluşmasını göstermiştir  |
| Dolores (2009)            | Avrupa Birliği üyesi 11 ülke ve Türkiye                                      | Panel eşbütünleşme nedensellik     | Geçiş etkisinin gelişmekte olan ülkelerde, Amerika Birleşik Devletleri ve Euro bölgesindeki gelişmiş ekonomilere göre daha büyük olduğu gözlenmiştir. Ayrıca enflasyon hedeflemesi uygulayarak enflasyonunu düşürmüş ülkelerde geçiş etkisinin daha az olduğunu belirtmektedir.   |
| Shu ve Su (2009)          | Çin  | Var model                          | Çalışmada ithalat fiyatlarına kısa sürede %50, uzun vadede %60 oranında büyük ve hızlı bir kur geçişi bulunmuştur. Enflasyon kontrolünün, döviz kuru hareketlerinin ithalat ve yurtiçi fiyatlar üzerindeki etkisine bağlı olduğunu ve geçiş etkisinin uzun vadede daha etkin olduğunu belirtmiştir.   |
| Peker ve Görmüş (2008)    | Türkiye 1987-2006  | VAR analizi                        | Döviz kuru değişkenliğinin enflasyonun en temel belirleyicisi olarak buldukları çalışma da, enflasyonun döviz kuru sokuna gösterdiği tepkinin, diğer değişkenlerin şokuna göre daha yüksek oranda olduğu sonucuna ulaşmışlardır.  |
| Ito ve Sato (2006)        | Doğu Asya ülkelerine Endonezya, Kore, Tayland, Malezya ve Singapur 1993-2005 | VAR analizi                        | Sonuçlarına göre kurlardaki değişimlerden en çok etkilenen ülke Endonezya olmuştur. Ayrıca 1998 krizinin yaşandığı ülkelerde döviz kurunun ithalat fiyatları üzerindeki etkisi yüksek çıkmıştır.  |
| Taban (2004)              | 1987-2003  | Engle-Granger eş-bütünleşme        | Döviz kurları ile enflasyon arasında çift yönlü bir ilişkiye rastlanmıştır.   |

|                             |                   |                     |  |
|-----------------------------|-------------------|---------------------|--|
| Bayraktutan ve Aslan (2003) | Türkiye 1980-2000 | Granger nedensellik | Fiyat indeksi, döviz kuru ve ithalat hacmi arasında dolaylı ve doğrudan ilişki tespit edilmiştir.  |
| Berument (2002)             | Türkiye 1983-2001 | VAR analizi         | Reel döviz kuru, enflasyon ve reel GSYİH kullanarak, Tek bir enflasyon yerine TEFE ve TÜFE fiyatları ve bunların alt kalemlerinden oluşan mal sepetini dikkate alınmıştır. TEFE enflasyon oranının TÜFE enflasyon oranına göre döviz kurlarından daha fazla etkilendiği, sektör olarak ise en fazla imalat sanayi, en az tarım sektörünün etkilendiği sonucuna ulaşılmıştır. |

Merkez bankası tarafından Türkiye için yapılan bir çalışmada kurlardan fiyatlara geçiş için sihirli bir rakam olmadığı ama ortalama olarak %15 civarında olduğu belirtilmiştir. 2017 yılı ele alındığında dönemsel olarak iş çevrimleri ve döviz kuru beklentilerinin geçişkenliği etkileyen iki önemli faktör olduğunu açıklamışlardır. İş çevrimlerine göre, döviz kuru geçişkenliğinin, ekonominin soğuma dönemlerinde zayıfladığı, ekonominin ısınma dönemlerinde ise güçlendiği gözlenmiştir. Buna ek olarak, döviz kurunda yukarı yönlü beklenti dönemlerinde geçişkenliğin arttığı, kurlardaki beklentinin olumlu olduğu dönemlerde ise geçişkenliğin zayıfladığı tespit edilmiştir (MB, 2017).

## IV. AMPİRİK ANALİZ

### IV. I. Yöntem

Bu çalışmada döviz kuru ile enflasyon arasında var olduğu kabul edilen ilişki vektör otoregresif (Vector Autoregressive: VAR) modeline dayalı varyans ayrıştırmasıyla tahmin edilecektir. Fiyatlar genel düzeyini etkilediği düşünülen döviz kuru, petrol fiyatları, para arzı gibi değişkenlerde ve toplam talepte meydana gelen şokların kaynaklarının belirlenmesi ve değişkenlerin birbirini etkileme düzeyleri, Vektör Otoregresif (Vector Autoregressive: VAR) modelinden elde edilecek varyans ayrıştırmasıyla, krizlerin (şokların) etki süresi ise VAR modelinden elde edilecek etki-tepki fonksiyonlarıyla analiz edilmiştir.

Sims (1980) tarafından geliştirilmiş VAR modelleri, bir denklem sisteminde yer alan her bir içsel değişkenin hem kendi hem de sistemdeki diğer değişkenlerin gecikmeli değerlerinin yer aldığı eşitlik sistemleridir (Sevüktekin ve Çınar, 2014:495). Daha açık bir ifadeyle  $Y_t$  ve  $X_t$  gibi iki değişken ile kurulan bir modelde iki adet denklem bulunmakta, bu denklemlerden birinde  $X_t$  bağımlı değişken olurken diğerinde  $Y_t$  bağımlı değişken olmaktadır. Bu denklemlerde bağımlı değişkenlerin açıklayıcıları yani bağımsız değişkenler ise kendi gecikmeli değerleridir. Kurulan eşitlik sistemlerinde bağımlı değişkenlerin gecikmeli değerlerinin yer alması, geleceğe yönelik güçlü tahminlerin yapılmasını mümkün kılmaktadır

(Kumar, Leona ve Gaskins, 1995). Bu eşitlik sistemlerinde içsel-dışsal değişken ayırımı yapılmasına ihtiyaç duyulmaması bu eşitlik sistemlerini eşanlı denklem sistemlerinden ayırmaktadır (Tarı ve Bozkurt, 2006). VAR modeli bütün değişkenlerin tek bir modelde ve karşılıklı olarak tutarlı öngörüsünün yapılmasına imkân vermektedir. Değişkenlerin birbirlerini öngörebilme amacıyla kullanılabilmesi için birbiriyle makul derecede de olsa ilgili olmaları gerektiğinden VAR'daki değişkenlerin sayısını olabildiğince düşük tutmak öngörülerin doğruluğunu arttırmakta aksi halde VAR modelinde ilgisiz bir değişkenin bulunması ise öngörü ve tahmin hatası ortaya çıkarmaktadır. (Stock ve Watson, 2011:646)

Genel bir VAR modeli, değişken sayısı kadar denklemin bulunduğu ve tüm değişkenlerin gecikmeli değerlerinin her bir denklemin açıklayıcı değişkenleri olduğu modeller olarak kurulabilir. İki zaman serisi değişkeni  $Y_t$  ve  $X_t$  olduğunda kısıtsız VAR( $m$ ) modeli iki denklemden oluşmakta ve şu şekilde ifade edilmektedir:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i X_{t-i} + u_t \quad (1)$$

$$X_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^m \gamma_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^m \varphi_i Y_{t-i} + \vartheta_t \quad (2)$$

Burada  $\alpha_i, \beta_i, \gamma_i, \varphi_i$  bilinmeyen katsayılar,  $u_t$  ve  $\vartheta_t$  hata terimleridir.  $m$  optimum gecikme uzunluğunu göstermekte ve VAR'ın katsayıları her bir eşitliğin en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmesiyle elde edilmektedir. Var analizinin amacı parametre tahminlerini belirlemek değil, değişkenler arasındaki karşılıklı tepkiyi ortaya koymaktır. (Enders, 2004:270)

VAR modelinin tahmini sonrası katsayı yorumlamak yerine varyans ayrıştırması yapılarak ve etki-tepki fonksiyonları elde edilerek, bu analizlerden birtakım çıkarımlar yapmak daha uygun düşmektedir. Zaman serilerinde hata terimleri çoğunlukla şokları temsil etmek için kullanılmaktadır. Etki-Tepki fonksiyonu kurulan modelin dışsal değişkenlerinin hata terimlerine verilen bir birimlik rassal şok karşısında değişkenin kendisinin ve diğer değişkenlerin bu şoka verdikleri tepki ve bu tepkilerin ortadan kalkma süresini ölçmektedir. Etki-tepkiler şoku veren değişken açısından etkiyi temsil etmekteyken şoku alan değişken yönünden tepkiyi temsil etmektedir (Tarı, 2014: 453). Böylece ilgili değişken üzerinde en çok etki eden değişkenin tespiti mümkün olmaktadır.

Var modeli tahmini ile elde edilen hata terimlerinin analizinde etki-tepki fonksiyonlarına ek olarak Varyans ayrıştırması da bir diğer yöntem olarak kullanılmaktadır.



Varyans ayrıştırmasında bir değişkenin kendi şoklarından kaynaklanan hareketler ile diğer değişkenlerin şoklarından kaynaklanan değişimlerin bir birine oranı gösterilmektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2014:515). Böylece değişkenlerin öngörü hata varyansının değişkenlerin her birine paylaştırarak, değişkenler arasındaki ilişkilerin ortaya konmasında son derece yararlı bilgiler vermektedir (Tarı ve Bozkurt, 2006)

#### IV. II. Veri Seti

Bu çalışmada toplam beş değişken kullanılmış olup, veriler 2002:1-2016:4 dönemine ait toplam 172 gözlemden oluşan aylık verilerden meydana gelmektedir. Değişkenlerin seçiminde ampirik çalışmalardan döviz kuru-enflasyon geçiş etkisini Türkiye örnekleminde daha net ortaya koyacağı düşünülen Ito ve Sato'nun (2006) çalışması temel alınmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenler ve değişkenlerin kaynağı Tablo 2'de gösterilmiştir.

Tablo 3: Veri Seti

| Değişkenler                                     | Kısaltması | Elde Edilme Kaynağı   |
|---|------------|---|
| Ham Petrol İthal Fiyatları (\$/Varil)           | <i>oil</i> | ABD Enerji Bilgi İdaresi<br><a href="http://www.eia.gov">http://www.eia.gov</a> |
| M1 ile tanımlanmış para arzı (Aylık, Milyon \$) | <i>m</i>   | TCMB<br><a href="http://evds.tcmb.gov.tr/">http://evds.tcmb.gov.tr/</a>         |
| Sanayi Üretim Endeksi (2010=100)                | <i>pro</i> | TCMB<br><a href="http://evds.tcmb.gov.tr/">http://evds.tcmb.gov.tr/</a>         |
| Nominal Döviz Kuru (TL/\$ için döviz satış)     | <i>ndk</i> | TCMB<br><a href="http://evds.tcmb.gov.tr/">http://evds.tcmb.gov.tr/</a>         |
| Üretici Fiyat Endeksi (2003=100 TL)             | <i>p</i>   | TCMB<br><a href="http://evds.tcmb.gov.tr/">http://evds.tcmb.gov.tr/</a>         |

Çalışmada kullanılan tüm değişkenlerin logaritmaları alınmış olup, mevsimsel etkileri üzerinde barındırdığı düşünülen Sanayi üretim endeksi ve Üretici Fiyat endeksi hareketli ortalamalar yöntemiyle mevsimsel etkilerden arındırılmıştır. Bu çalışmada ham petrol fiyatları önemli bir maliyet unsuru olduğu ve üretimde girdi olarak kullanıldığından modele dahil edilmiştir. Para arzının enflasyonun önemli bir nedeni olması yönüyle M1 ile tanımlanmış para arzı, toplam talebi temsil etmesi için ise sanayi üretim endeksi kullanılmıştır. Modelde Ito ve Sato'nun (2006) kullandığı gibi reel döviz kuru yerine nominal döviz kurunun kullanılmasıyla döviz kuru-enflasyon geçişkenliği ilişkisinin daha iyi ortaya konması amaçlanmıştır. Enflasyonu temsilen üretici fiyat endeksinin kullanılması ile de diğer değişkenlerde meydana gelen değişimin gecikme yaşanmadan gözlenmesinin amaçlanmasıdır.

## IV. III. Durağanlık Testi

Bir zaman serisinin durağan olması, zaman içinde belirli bir değere doğru yakınsaması, daha açık belirtmek gerekirse, sabit ortalama sabit varyans ve gecikme seviyesine bağlı kovaryansa sahip olması anlamındadır (Gujarati, 1999: 713). Zaman serilerinin durağan olmaması halinde bu serilerle tahmin edilen modellerde sahte regresyon ile karşılaşılmaktadır. (Granger ve Newbold, 1974) Sahte regresyon sonucunda elde edilen sonuçlar değişkenler arasındaki gerçek ilişkiyi vermemekte ve böyle durumlarda t ve F testleri geçerliliğini yitirmektedir. Dolayısıyla klasik regresyon modeli durağan değişkenler arasındaki ilişkilerde kullanılmak üzere keşfedilmiştir. Bu nedenle durağan olmayan serilerde kullanılmamalı veya seriler durağanlaştırılarak kullanılmalıdır.

Bu çalışmada serilerin durağanlıkları, literatürde yaygın olarak kullanılan, Augmented Dickey-Fuller (1979) ve Philips-Perron (1988) testleri ile incelenmiştir. ADF (1979) testi, zaman serilerinin AR (Autoregressive) özelliğini dikkate almaktadır (Patterson, 2000) ADF testi, hata terimlerinin istatistikî olarak bağımsız olduklarını ve sabit varyansa sahip olduklarını varsaymaktadır.

Tablo 4. ADF Birim Kök Testi Sonuçları

| Değişkenler | Düzye Değerleri |  | 1. Farkları     |  |
|-------------|-----------------|--|-----------------|--|
|             | ADF İstatistiği | Mac Kinnon %1 ve %5 Anlamlılıktaki Kritik Değeri | ADF İstatistiği | Mac Kinnon %1 ve %5 Anlamlılıktaki Kritik Değeri |
| <i>oil</i>  | -2.074          | -4.013/-3.436                                    | -9.172*         | -3.468/-2.878                                    |
| <i>m</i>    | -1.747          | -4.013/-3.436                                    | -18.226*        | -3.468/-2.878                                    |
| <i>pro</i>  | -2.649          | -4.013/-3.436                                    | -14.672*        | -3.468/-2.878                                    |
| <i>ndk</i>  | -1.346          | -4.013/-3.436                                    | -9.461*         | -3.468/-2.878                                    |
| <i>p</i>    | -3.622**        | -4.013/-3.436                                    | --              | --   |

Not: Düzye değerlerinde sabit terim ve trendli, birinci ve ikinci farklarda ise, sabit terimli modeller kullanılmıştır. Tüm sınamalar Schwarz bilgi kriteri kullanılarak ve 13 gecikme kullanılarak yapılmıştır. \*, %1 anlamlılık düzeyinde \*\*, %5 anlamlılık düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir.

Tablo 5. Phillips – Perron Birim Kök Testi Sonuçları

| Değişkenler | Düzye Değerleri     |                                       | 1. Farkları         |                                       |
|-------------|---------------------|---------------------------------------|---------------------|---------------------------------------|
|             | PP Test İstatistiği | %1 ve %5 Anlamlılıktaki Kritik Değeri | PP Test İstatistiği | %1 ve %5 Anlamlılıktaki Kritik Değeri |
| <i>oil</i>  | -1.571              | -4.013 / -3.436                       | -9.064*             | -3.468 / -2.878                       |
| <i>m</i>    | -2.283              | -4.013 / -3.436                       | -18.168*            | -3.468 / -2.878                       |
| <i>pro</i>  | -2.599              | -4.013 / -3.436                       | -14.674*            | -3.468 / -2.878                       |
| <i>ndk</i>  | -1.473              | -4.013 / -3.436                       | -8.983*             | -3.468 / -2.878                       |
| <i>p</i>    | -3.605**            | -4.013 / -3.436                       | --                  | --                                    |

Not: Düzye değerlerinde sabit terim ve trendli, birinci ve ikinci farklarda ise, sabit terimli modeller kullanılmıştır. Tüm sınamalar Newey-West bant genişliği kullanılarak yapılmıştır. \*, %1 anlamlılık düzeyinde \*\*, %5 anlamlılık düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir

Var analizi serilerin durağanlık derecesine duyarlı olduğu için, çalışma Phillips-Perron (PP) (1988) birim kök testiyle genişletilmiştir. PP testi ADF testi ile aynı kritik değerleri

kullanan parametrik olmayan biri birim kök testidir. PP'nin ADF'den üstün yönü serilerde hareketli ortalama sürecini kullanması sonucunda trend içeren serilerde, trend durağanlık testinin daha güçlü yapılmasıdır.

Tablo 4 ve 5 sonuçları incelendiğinde birim kök test sonuçlarının tam bir uyum içinde oldukları görülmektedir. ADF ve PP birim kök test sonuçlarına göre, p değişkeninin düzey değerinde durağan olduğu, diğer serilerin ise düzey değerlerinde durağan olmayıp, birinci farkları alındığında, durağan olduğu görülmektedir.

#### IV. IV. VAR Analizi

Var analizinin tahmin edilebilmesi için öncelikle uygun gecikme uzunluklarının belirlenmesi, gecikme uzunluklarının belirlenebilmesi için ise serilerin durağan olmaları gerekmektedir. Gecikme uzunluğunun belirlenmesinde az sayıda gecikme kullanmak öngörünün doğruluğunu azaltabileceği gibi çok sayıda gecikme eklemek de tahminin belirsizliğini arttırmaktadır. Daha çok gecikmeyi modele alarak elde edilecek marjinal faydaya karşılık ek katsayı tahmini yapmanın maliyeti arasında dengenin kurulmasında bilgi kriterlerinden faydalanılmaktadır (Stock ve Watson, 2011:559). Gecikme uzunluklarının tespitinde LR, FPE, AIC, SC ve HQ bilgi kriterleri kullanılmaktadır. Uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi için ilgili kriterlerin sonuçları Tablo 6'da yer almaktadır.

Tablo 6. Var Modeli Gecikme Uzunluğunun belirlenmesi

| Gecikme Uzunluğu | LogL    | LR      | FPE   | AIC     | SC      | HQ      |
|------------------|---------|---------|-------|---------|---------|---------|
| 0                | 1012.75 | NA      | 2.93  | -12.36  | -12.27  | -12.32  |
| 1                | 1621.18 | 1172.06 | 2.28  | -19.52  | -18.95* | -19.29* |
| 2                | 1653.59 | 60.45   | 2.09* | -19.61* | -18.57  | -19.19  |
| 3                | 1670.25 | 30.04   | 2.32  | -19.51  | -17.99  | -18.89  |
| 4                | 1679.73 | 16.51   | 2.81  | -19.32  | -17.32  | -18.51  |
| 5                | 1692.42 | 21.32   | 3.29  | -19.17  | -16.70  | -18.16  |
| 6                | 1723.16 | 49.78*  | 3.10  | -19.24  | -16.29  | -18.04  |
| 7                | 1741.10 | 27.96   | 3.43  | -19.15  | -15.73  | -17.76  |
| 8                | 1759.60 | 27.69   | 3.78  | -19.07  | -15.18  | -17.49  |

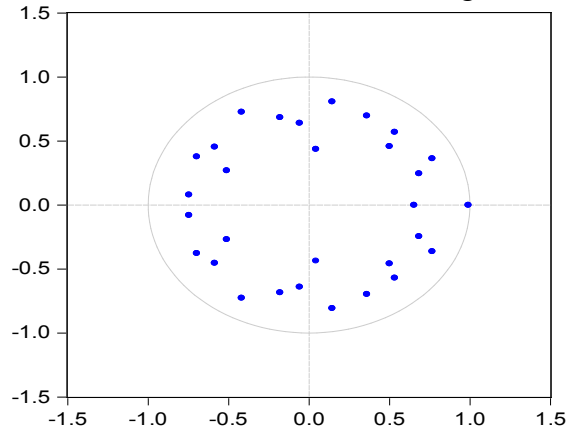
Not: LR: Lagrange Ölçütünü, AIC: Akaike Bilgi Ölçütünü, FPE: Son Tahmin Hatası (Final Prediction Error) Ölçütünü, SC: Schwarz Ölçütünü, HQ:Hannan-Quinn Ölçütünü ifade etmektedir. \*, %5 anlamlılık düzeyinde ilgili kritere göre optimum gecikme sayısını göstermektedir.

Optimum gecikme uzunluğu belirlenmesinde en çok \* olan gecikme uzunluğu sayısı, uygun gecikme uzunluğu olarak kabul edilir. Ancak bu gecikme uzunluğuyla tahmin edilen VAR modelinde otokorelasyon sorunu çıkması halinde daha sonraki gecikme uzunluklarından birisinin seçilmesi gerekmektedir (Gujarati, 1999: 697). Tablo 5'e göre sırasıyla 1,2 ve 6. gecikmeler bilgi kriterlerince uygun görüldüğünden otokorelasyon testi yapılmış 1 ve 2.

Gecikmelerde otokorelasyon problemi görülmüştür. Bunun üzerine VAR modeli altı gecikmeli yani VAR(6) olarak tahmin edilmiş ve otokorelasyon tablosu Tablo 7’de gösterilmiştir.

Tablo 7. Otokorelasyon Tablosu ve Karakteristik Kök Grafiği

| Gecikme Uzunluğu | LM İstatistiği | Olasılık Değeri |
|------------------|----------------|-----------------|
| 1                | 27.35924       | 0.3382          |
| 2                | 22.78238       | 0.5903          |
| 3                | 27.77890       | 0.3181          |
| 4                | 22.73382       | 0.5931          |
| 5                | 34.51506       | 0.0973          |
| 6                | 24.59373       | 0.4853          |



Tablo 7’den görüleceği üzere tahmin edilen var modelinin VAR(6) olması halinde karakteristik köklerin birim çember içinde kalacağı modelin durağan ve istikrarlı olacağı görülmektedir. Bununla birlikte modelde değişen varyans problemi incelendiğinde White test sonuçları Chi-sq:1001.015, df:900, olasılık değeri ise 0,0140 olarak bulunmuştur. %1 anlamlılık seviyesinde değişen varyans probleminin de olmadığı görülmektedir. Zaman serisi çalışmalarında otokorelasyon sorunu, yatay kesit çalışmalarında ise değişen varyans sorunu daha ön plandadır. Çalışmamızın zaman serisi olması nedeni ile değişen varyans test sonucu için %1 anlam düzeyi yeterli bulunmuştur.

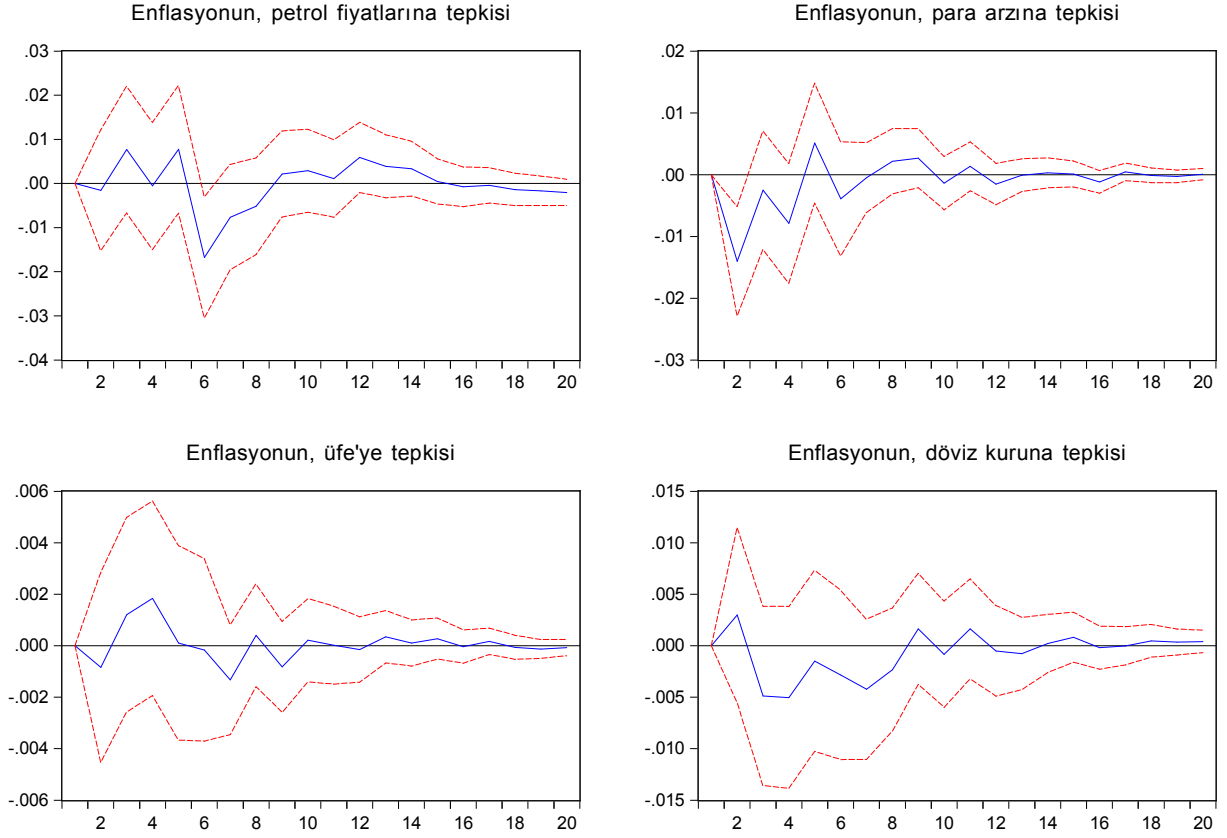
#### IV. V. Genelleştirilmiş Etki-Tepki Fonksiyonları

VAR modelleri değerlendirilirken değişkenlerin katsayılarının yorumlanması yerine etki-tepki fonksiyonu ve varyans ayrıştırması analizleri yapılmaktadır. Modelde beş değişken bulunduğu için her değişkenin kendine ve diğer değişkenlere göstereceği etki-tepki grafiği adedi yirmi beş tane olmaktadır. Çalışmanın amacına uygun olarak her değişkenin etki-tepki grafiği değil sadece p değişkeninin etki-tepki grafiği incelenecektir. Oil, m, pro, ve ndk serilerine bir birimlik rassal şok verildiğinde bu şoklar karşısında enflasyonu temsilen modele alınan p’nin göstereceği tepkiler 20 dönem(ay) için şu şekilde gösterilebilir.

Tepki grafiklerinin yorumlanabilmesi için değişkenlere verilen şokların kendilerini nasıl etkilediğinin bilinmesi gerekmektedir. Petrol fiyatları haricinde tüm değişkenler genelleştirilmiş şoklar karşısında kendi şoklarına arttırıcı yönlü tepkiler göstermiştir. Enflasyon tepki grafiklerine göre, enflasyonun, para arzı ve üfe’ye verdiği tepkinin on dönem sürdüğü ve

sonra söndüğü görülürken petrol fiyatları ve döviz kuruna gösterdiği tepkinin ise yaklaşık olarak on altı dönem sonra söndüğü görülmektedir.

Grafik 2. Üfe(p)'nin tepki fonksiyonları



#### IV. VI. Varyans Ayrıştırması

Varyans ayrıştırma analizinde bir değişkenin varyansında meydana gelen değişimlerin nedenleri araştırılmaktadır. Böylece bir değişken üzerinde meydana gelen değişimin ne kadarının kendisinden ne kadarının diğer değişkenlerden kaynaklandığı görülebilir. Varyans ayrıştırma tablosu, serilerdeki değişimlerin beş dönem sonra dengeye geldiği gözlemlendiğinden beş dönemlik varyans ayrıştırmaları yapılmış ve tablo 8'de gösterilmiştir.

Tablo 8. Varyans Ayrıştırma Sonuçları

| Periyot | Standart Hata | OIL    | M      | PRO   | NDK    | P      |
|---------|---------------|--------|--------|-------|--------|--------|
| 1       | 0.080         | 5.979  | 1.450  | 0.001 | 20.021 | 72.547 |
| 2       | 0.086         | 9.625  | 3.086  | 0.066 | 22.05  | 65.168 |
| 3       | 0.088         | 11.901 | 2.741  | 0.593 | 19.755 | 65.007 |
| 4       | 0.090         | 13.589 | 2.410  | 1.662 | 19.012 | 63.324 |
| 5       | 0.091         | 13.686 | 2.601  | 3.022 | 18.795 | 61.892 |
| 10      | 0.098         | 19.663 | 8.736  | 6.560 | 20.870 | 44.169 |
| 15      | 0.099         | 20.842 | 12.267 | 7.716 | 21.115 | 38.058 |
| 20      | 0.099         | 21.610 | 13.590 | 8.320 | 21.019 | 35.459 |

Not: Varyans Ayrıştırma sonuçları Çoleski ayrıştırması ile oluşturulmuştur

Enflasyonu temsil eden üretici fiyat endeksinin varyans ayrıştırması sonuçlarına göre enflasyon üzerinde en etkili şok kendisi olsa da zamanla bu etki oldukça azalmaktadır. Birinci dönemde enflasyonda meydana gelen değişimin %72,5'inin kaynağı kendisi iken bunu %20 ile döviz kuru takip etmiştir. İlk dönem ile yirminci dönem arasında döviz kurunun etkisinin değişmediği yani döviz kurunun, enflasyonu kısa orta ve uzun vadede aynı oranda etkilediği görülmektedir. Para arzının ise birinci dönemde enflasyonda meydana gelen değişimin %1,45'ini açıklarken serinin dengeye geldiği yirminci döneme kadar enflasyon üzerindeki değişimde etkisini sürekli arttırdığı ve %13.59'a çıkardığı anlaşılmaktadır. Bu durumda para arzında meydana gelen değişimin enflasyon üzerindeki etkisinin tam olarak ortaya çıkmasının yaklaşık yirmi ay sürdüğü görülmektedir. Bununla birlikte petrol fiyatlarının enflasyon üzerindeki etkilerinin de para arzına benzer sonuçlar doğurduğu birinci dönemde enflasyonda meydana gelen değişimin yaklaşık %6'sını açıklarken yirmi dönem sonunda bu oranın %21.61'e çıktığı görülmektedir. Tüm veriler içerisinde enflasyondaki değişimleri açıklama yüzdesi en düşük olan verinin toplam talebi temsil eden sanayi üretim endeksi olduğu ve kısa vadede enflasyon üzerinde etkisinin neredeyse olmadığı uzun dönemde ise bu oranın en fazla %8.32'ye çıktığı tespit edilmiştir. Bu durum Türkiye'deki enflasyonun arz kaynaklı olmasından ziyade talep kaynaklı olduğunu göstermektedir. Diğer bir anlatımla ülke de var olan enflasyonun ağırlıklı sebebinin talep enflasyonu olduğu söylenebilir. Gelişmiş ve gelişmekte olan diğer ülkelerde benzer çalışmalar incelendiğinde farklı sonuçlara ulaşılmıştır. Örneğin 23 geçiş ülkesinde 1998-2008 yıllarını kapsayan ve enflasyonun belirleyicileri üzerine yapılan çalışmada ücret artışları ve döviz kuru artışlarının enflasyon üzerinde belirleyici olduğu sonucuna varılmıştır (Ağayev, 2012: 59). Buna rağmen Amerika Birleşik Devletlerinde yapılan bir çalışmaya göre, enflasyon belirsizliğinin iktisadi faaliyet seviyesini etkilediği hipotezi, sanayi üretim verileri ile desteklenmektedir. Çalışmaya göre enflasyondaki oynaklığın artması, sanayi üretim seviyesini azaltmaktadır (Mullineaux, 1980: 167).

## **V. SONUÇ**

Döviz kurlarındaki dalgalanma, yurt içi fiyatlar üzerinde değişikliklere yol açabilmektedir. Geçiş etkisi ya da yansıma olarak bilinen bu durum az gelişmiş ülkelerde gelişmiş ekonomilere göre daha yüksek oranlarda gözükmektedir. Fakat 1990'lar sonrası küçük ve dışa açık ekonomilerde bile bu geçiş etkisi azalmıştır. Bunun nedeni enflasyon oranlarının giderek azalmış olmasıdır. Düşük enflasyon beklentisi geçiş etkisini de azaltmıştır. Konuyu Türkiye açısından ele aldığımızda 2000 sonrası uygulanan dalgalı kur ve enflasyon hedeflemesi

politikaları, geçiş etkisini azaltmasına rağmen hala etkiden söz edilmektedir. Yine de geçiş etkisini temsil edecek her döneme ait sabit bir rakamdan bahsetmek mümkün değildir.

Döviz kurunun fiyatlara yansıma etkisinin süresi ve miktarının tespit edilmesi, Türkiye gibi yüksek enflasyon oranları ile mücadele etmiş bir ülke için önemlidir. Zira yansıma etkisinin diğer faktörlerle ilişkisinin tespit edilmesi merkez bankasının politika uygulamalarında elini güçlendirecektir. Aynı zamanda yansıma etkisinin ne kadar devam edeceğinin tespiti merkez bankasının hem kısa hem uzun dönemde uygulayacağı politika alternatifleri arasında doğru seçim yapmasını sağlayacaktır. Enflasyonla mücadelede döviz kurunun etkilerinin geçici değil kalıcı olması da politika yapıcıların eline önemli bir müdahale aracı vermektedir.

Çalışmamızda Enflasyon tepki grafiklerine göre, enflasyonun, para arzı ve üfe'ye verdiği tepkinin on dönem sürdüğü ve sonra söndüğü görülürken petrol fiyatları ve döviz kuruna gösterdiği tepkinin ise yaklaşık olarak on altı dönem devam ettiği ve sonra söndüğü görülmektedir. Varyans ayrıştırma analizine göre enflasyonda meydana gelen değişimin %20'si döviz kuru kaynaklı olmaktadır. Döviz kurunun enflasyon üzerindeki bu etkisi dönemler itibarıyla değişmemekte yani hem kısa hem de uzun dönemde aynı etkiyi göstermektedir. Para arzı birinci dönemde enflasyon da meydana gelen değişimin %1,45'ini açıklarken, yirincinci döneme kadar enflasyon üzerindeki değişimde etkisini sürekli arttırarak %13.59'a çıkardığı tespit edilmiştir. Buna göre para arzında meydana gelen değişimin enflasyon üzerindeki etkisinin tam olarak ortaya çıkmasının yaklaşık 20 ay sürdüğü görülmektedir. Aynı şekilde petrol fiyatları enflasyon değişiminin, birinci dönemde %6'sını açıklarken, yirmi dönem sonunda %21.61'nı açıklamaktadır. Sanayi üretim endeksinin ise kısa dönemde enflasyon üzerinde etkisinin neredeyse olmadığı uzun dönemde ise bu oranın en fazla %8.32'ye çıktığı tespit edilmiştir. Elde ettiğimiz bulgular, genel olarak literatürde kabul görmüş çalışmaların (Alacahan 2011; Peker ve Görmüş 2008 ; Sheefeni ve Ocran, 2014; Loloh, 2014) sonuçları hem de çalışmamızda temel aldığımız Ito ve Sato'nun (2006) sonuçları ile uyumludur.

Yapılan analiz sonuçlarına göre Türkiye'deki enflasyonun temel nedeni kısa dönemde döviz kuru iken uzun dönemde ise döviz kuru ile birlikte para arzı ve ham petrol ithal fiyatları olarak ortaya çıktığı görülmüştür. Enflasyonda meydana gelen değişimlerde döviz kurunun etkisinin kısa, orta ve uzun vadede değişmemesi döviz kuru değişkenliğinin fiyatlara geçiş etkisinin oldukça önemli olduğunu, enflasyonun döviz kuruna oldukça duyarlı olduğunu göstermektedir. Bu nedenle orta ve uzun vadede önemli olan, kur ile fiyatlar arasındaki ilişkiyi yapısal anlamda zayıflatacak unsurların dikkate alınmasıdır. Örneğin üretimde yerli katma değerlerin arttırılması, dolarizasyonun azaltılması, döviz riskinin finansal istikrarı

destekleyecek şekilde yönetilmesi ve fiyat istikrarının ortak çaba ile kalıcı olarak sağlanması önem arz etmektedir.



## KAYNAKÇA

- Ağayev, S. (2012), Geçiş Ekonomilerinde Enflasyon Oranı Belirleyicileri; Panel Veri Analizi”, Anadolu üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, C:12, No:1, ss:56-72
- Aldemir, Ş. (2007), “Türkiye Ekonomisinde Döviz Kurunun Yurtiçi İthalat Fiyatlarına Geçiş Etkisi:1988□2004”, Uluslararası Ekonomi ve Dış Ticaret Politikaları, 1 (2), ss.53□78.
- Arı, A. (2010), “Dalgalanma Korkusu Ve Döviz Kuru Geçiş Etkisi” Journal of Yasar University 17(5), ss: 2832□2841
- Bawa S., Shehu U.R. Aliyu and N. B. Abdul Salam (2016), “ Examining The Degree Of Exchange Rate Pass-Through In Selected African Countries” West African Journal of Monetary and Economic Integration, Vol. 16, No. 2, ss:1-23.
- Bayraktutan Y. ve İ. Arslan (2003), “Türkiye’de Döviz Kuru, İthalat Ve Enflasyon ilişkisi: Ekonometrik Analiz (1980-2000), Afyon Kocatepe Üniversitesi, İİB.F. Dergisi, S.2,ss:89-104.
- Berument, H. (2002), “Döviz Kuru Hareketleri ve Enflasyon Dinamiği: Türkiye Örneği”, <https://www.researchgate.net/publication/4727671>, ss:1-15.
- Burstein, A. T., Neves, J. C., & Rebelo, S. (2003), Distribution Costs and Real Exchange Rate Dynamics During Exchange-Rate-Based Stabilizations. Journal of Monetary Economics, 50, ss:1189-1214.
- Burstein, A., Eichenbaum, M., & Rebelo, S. (2002), Why Are Rates Of Inflation So Low After Large Devaluations? (No. w8748). National Bureau of Economic Research.
- Damar, A. O. (2010), Türkiye’de Döviz Kurundan Fiyatlara Geçiş Etkisinin İncelenmesi, Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Ankara, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası.
- Dilbaz Alacahan, N. (2011), Enflasyon, Döviz Kuru İlişkisi ve Yansıma: Türkiye The Relationship Between Inflation, Exchange Rate And Pass Through: Turkey, Sosyal Bilimler Dergisi , (1), ss:49-56.
- Doğru B., M. Reçepoğlu ve O. Çelik (2013),Döviz Kuru Hareketleri ve Bütçe Açığı, Enflasyona Yol Açar Mı? Gelişmekte Olan Asya Ülkeleri Üzerine Bir Panel Nedensellik Analizi, Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi, 8(2), ss:21-36.
- Dolores, R. M. (2009). Exchange Rate Pass-Through in Central and East European Countries. Eastern European Economics, 47(4), ss:42-61.
- Enders, W. (2004), Applied Econometric Time Series, Second Edition, New York: John Wiley and Sons.
- Goldberg P. K. and M. M. Knetter, (1996) “Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?, NBR Working Paper, no:5862.
- Goldberg, L. S. and J. M. Campa (2006) “Distribution Margins, Imported Inputs, and the Sensitivity of the CPI to Exchange Rates,” NBER Working Paper, No:12121.
- Granger, C. W., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. Journal of econometrics, 2(2), ss: 111-120.
- Gujarati, D. N.(1999): Basic Econometrics. International Edition, Prentice-Hall International, Inc.

- Güneş Ş. (2013), Türkiye’de Kur Rejimi Uygulaması ve Enflasyon İlişkisi Üzerine Bir Analiz, Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi, Güz 2013, Cilt:9, Yıl:9, Sayı:2, ss:65-77.
- Hakan K. ve F. Ögünç (2012), “Döviz Kuru ve ithalat Fiyatlarının Yurt İçi Fiyatlara Etkisi”, İktisat İşletme Ve Finans, ss:1-20.
- Helali, K., Kalai, M., & Boujelben, T. (2014). Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices in Tunisia: A Short and Long Run Analysis. MPRA Paper, No: 62204.
- Hyder, Z. ve S. Shah; (2004), “Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices in Pakistan”, State Bank of Pakistan Working Paper, No:5.
- Ito, T. ve K. Sato (2006) “Exchange Rate Changes and Inflation in Post-Crisis Asian Economies: VAR Analysis of the Exchange Rate Pass- Through,” NBER Working Paper, No. 12395.
- Jiadan J. and D. Kim (2013) “Exchange Rate Pass-Through To İnflation in China” Economic Modelling 33 (2013), ss: 900–912
- Kiptui, M. D. N. and S. Kaminchia, (2005) “Exchange Rate Pass-Through: to What Extent Do Exchange Rate Fluctuations Affect Import Prices and Inflation in Kenya?” Central Bank of Kenya Working Paper No.1.
- Korkmaz, S. ve M. Bayır (2015), “Döviz Kuru Dalgalanmalarının Yurtiçi Fiyatlara Etkisi, Niğde Üniversitesi, İİBF Dergisi, Cilt-Sayı: 8 (4) ss:69-85 .
- Krugman, P. (1986). Pricing to Market When The Exchange Rate Changes (No. w1926). National Bureau of Economic Research.
- Krugman, P. R., & Obstfeld, M. (2009). International Economics Theory and Policy (Sekizinci Baskı b.). Boston: Pearson Education Inc.
- Kumar, V., Leona, R., Gaskins, J. (1995). Aggragate and Disaggregate Sector Forecasting Using Consumer Confidence Measures. International Journal of Forecasting, 365.
- Loloh, F. W. (2014). Exchange Rate Pass-Through in Ghana. Staff Working Papers.
- Merkez Bankası, (2017) “Kurdan Enflasyona Geçiş: Sihirli Bir Rakam Var Mı?”, Merkezin Güncesi, <https://tcmbblog.org/tr/kurdan-enflasyona-gecis-sihirli-bir-rakam-var-mi/>, Erişim Tarihi:07.07.2018.
- Menon J., (1996) “The Degree and Determinants of Exchange Rate Pass-Through: Market Structure, Non-Tariff Barriers And Multinational Corporations”, The Economic Journal, Vol. 106, No. 435.
- Mullineaux, D.J.(1980), “Unemploymenti Industriel Production And Inflation Uncertainty in The United State”,The Review Ofeconomics And Statistics, Vol:62, No:2, ss:163-169.
- Patterson, K.(2000), An Introduction to Applied Econometrics : A Time Series Approach, Palgrave, NewYork .
- Peker O. ve Ş. Görmüş (2008), Türkiye’de Döviz Kurunun Enflasyonist Etkileri, Süleyman Demirel Üniversitesi İİBF Dergisi, C.13, S.2 s.187-202
- Phillips, P. C.B. and P. Perron; (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, Biometrika, 75 (2), ss: 335-346.
- Rowland, P. (2004). Exchange Rate Pass-Through To Domestic Prices: The Case of Colombia. Revista ESPE, 47, ss:106-125.

- Saha, S., & Zhang, Z. (2013). Do Exchange Rates Affect Consumer Prices? A Comparative Analysis for Australia, China and India. *Mathematics and Computers in Simulation*, 93, ss:128-138.
- Selim, S. ve E. T. Ayvaz Güven (2014), “Türkiye’de Enflasyon, Döviz Kuru Ve İşsizlik Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi, *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, Cilt 10, Yıl 10, Sayı 1,ss:127-145.
- Sevüktekin, M. ve Çınar, M. (2014). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi: Eviews Uygulamalı (4. Baskı)*. Bursa: Dora Yayıncılık.
- Sheefeni, J., & Ocran, M. (2014). Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices in Namibia: Svar Evidence. *Journal of Economic and Financial Sciences*, 7, 1, ss:89-102.
- Shioji, E. (2014). A Pass-Through Revival. *Asian Economic Policy Review*, 9, ss:120-138
- Shu, C., & Su, X. (2009). Exchange Rate Pass-Through in China. *China & World Economy*, 17, 1, ss:33-46.
- Sims, C.A.(1980), “Makroekonomics and Reality”, *Econometrika*, 48, ss:1-49.
- Stock, J. H., Watson, M. W., & Saraçoğlu, B. (2011). *Ekonometriye giriş*, Efil Yayınevi.
- Taban, S. (2004), “Döviz Kuru Rejimleri Türkiye’de Bir İstikrar Politikası Aracı Olarak Kullanılabilir Mi?, *Osmangazi üniversitesi, Sosyal Bilimler Dergisi Cilt: 5 Sayı: 1, ss: 129-146*.
- Tarı, R. ve H. Bozkurt (2006), Türkiye’de İstikrarsız Büyümenin Var Modelleri İle Analizi (1991.1-2004.3), *Ekonometri ve İstatistik Sayı:4, ss: 12-28*.
- Taylor, J. (2000). Low Inflation, Pass-Through, and The Pricing Power of Firms. *European Economic Review*, 44, ss: 1389-1408.
- Yang, J. (1997),“Exchange Rate Pass□Through in U.S. Manufacturing Industries”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol:97, Iss:1, ss:95□104.