

EURASIAN ECONOMISTS ASSOCIATION  
AVRASYA EKONOMİSTLER DERNEĞİ

The Journal of Eurasian Economies is a scientific journal, based on the International Conference on Eurasian Economies series held annually since 2010. The Eurasian Economists Association, which organizes the conference series, also publishes the journal twice yearly in electronic format on the web.

The content of the journal, as for the papers included in the conference series, consists of articles analysing the countries of the Eurasia region in the fields of globalisation, economic integration, regional cooperation, international trade, finance, financial crises, banking systems, capital markets, growth and development, migration, social security, health economics, privatization, entrepreneurship, corruption, energy and natural resources, agricultural economics, environmental economics and tourism, utilising quantitative methods rooted in data.

Avrasya Ekonomileri Dergisi, 2010 yılından beri yılda bir kez düzenlenmekte olan Uluslararası Avrasya Ekonomileri Konferansı dizisini baz alan bilimsel bir dergidir. Dergi, aynı zamanda konferansı da düzenleyen, Avrasya Ekonomistler Derneği tarafından yılda iki kez olmak üzere elektronik ortamda yayınlanmaktadır.

Derginin içeriği, konferans dizisinde yer alan bildirilerde olduğu üzere, Avrasya bölgesi ülkelerini, küreselleşme, ekonomik entegrasyon, bölgesel işbirliği, uluslararası ticaret, finans, finansal krizler, bankacılık sistemleri, sermaye piyasaları, büyüme ve gelişme, göçler, sosyal güvenlik, sağlık ekonomisi, özelleştirme, girişimcilik, yolsuzluk, enerji ve doğal kaynaklar, tarım ekonomisi, çevresel ekonomi ve turizm konularında sayısal metodlar ve verilere dayanarak analiz eden makalelerden oluşur.

## Journal of Eurasian Economies

ISSN: 2822-2482

**Publication period:** 2 issues per year

**Publisher:** Eurasian Economists Association

### Owner:

Prof. Dr. Selahattin Sarı (Beykent University, Istanbul, Turkey)

### Editor in Chief:

Prof. Dr. E. Ayşen Hiç Gencer (Beykent University, Department of Economics (in English), Istanbul, Turkey)

### Assistant Editors:

Asst. Prof. Dr. İlkey Erarslan (Beykent University, Department of Business Administration, Istanbul, Turkey)

Dr. Hasan Boztoprak (Beykent University, Department of Business Administration (in English), Istanbul, Turkey)

### Field Editors:

Prof. Dr. Harun Bal (Çukurova University, Department of Economics, Adana, Turkey) *International Trade & Finance and Money & Banking*

Prof. Dr. Ercan Uygur (Final International University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Girne, TR of Northern Cyprus) *Macroeconomics and Growth & Development*

Prof. Dr. Kamil Uslu (Doğuş University, Department of Economics, Istanbul, Turkey) *Labor Economics*

Prof. Dr. Mehmet Sarıışık (Sakarya Applied Sciences University, Department of Tourism, Sakarya, Turkey) *Business Administration and Tourism*

Prof. Dr. İlyas Sözen (Dokuz Eylül University, School of Applied Sciences, Izmir, Turkey) *Energy, Agriculture and Environment*

Prof. Dr. Bahaddin Sinsoysal (Doğuş University, Department of Software Engineering, Istanbul, Turkey) *Quantitative Methods and Statistics*

### Language Editors:

Asst. Prof. Dr. Ali Şeylan (Beykent University, Faculty of Arts and Sciences, Istanbul, Turkey) *Turkish*

Asst. Prof. Dr. Şirin Tufan (Beykent University, Department of Translation and Interpreting (English), Istanbul, Turkey) *English*

## Avrasya Ekonomileri Dergisi

ISSN: 2822-2482

**Yayın Aralığı:** Yılda 2 Sayı

**Yayıncı:** Avrasya Ekonomistler Derneği

### Sahibi:

Prof. Dr. Selahattin Sarı (Beykent Üniversitesi, İstanbul, Türkiye)

### Yazı işleri müdürü:

Prof. Dr. E. Ayşen Hiç Gencer (Beykent Üniversitesi, İngilizce İktisat Bölümü, İstanbul, Türkiye)

### Editör Yardımcıları:

Dr. Öğr. Gör. İlkey Erarslan (Beykent Üniversitesi, İşletme Bölümü, İstanbul, Türkiye)

Dr. Hasan Boztoprak (Beykent Üniversitesi, İngilizce İşletme Bölümü, İstanbul, Türkiye)

### Alan Editörleri:

Prof. Dr. Harun Bal (Çukurova Üniversitesi, İktisat Bölümü, Adana, Türkiye) *Uluslararası Ticaret & Finans ve Para & Banka*

Prof. Dr. Ercan Uygur (Uluslararası Final Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Girne, KKTC) *Makroekonomi ve Büyüme & Gelişme*

Prof. Dr. Kamil Uslu (Doğuş Üniversitesi, İktisat Bölümü, İstanbul, Türkiye) *Çalışma Ekonomisi*

Prof. Dr. Mehmet Sarıışık (Sakarya Uygulamalı Bilimler Üniversitesi, Turizm Bölümü, Sakarya, Türkiye) *İşletme ve Turizm*

Prof. Dr. İlyas Sözen (Dokuz Eylül Üniversitesi, Uygulamalı Bilimler Yüksekokulu, İzmir, Türkiye) *Enerji, Tarım ve Çevre*

Prof. Dr. Bahaddin Sinsoysal (Doğuş Üniversitesi, Yazılım Mühendisliği Bölümü, İstanbul, Türkiye) *Sayısal Metodlar ve İstatistik*

### Dil Editörleri:

Asst. Prof. Dr. Ali Şeylan (Beykent Üniversitesi, Fen Edebiyat Fakültesi, İstanbul, Türkiye) *Türkçe*

Asst. Prof. Dr. Şirin Tufan (Beykent Üniversitesi, Mütercim Tercümanlık Bölümü, İstanbul, Türkiye) *İngilizce*

**Scientific Board / Yayın Kurulu:**

- Prof. Dr. Neşe Algan (Çukurova University, Department of Economics, Adana, Turkey)
- Prof. Dr. Ahmet Ay (Selçuk University, Department of Economics, Konya, Turkey)
- Prof. Dr. Mehmet Balcılar (Eastern Mediterranean University, Famagusta, TR of Northern Cyprus)
- Prof. Dr. Berch Berberoglu (University of Nevada, Reno, Department of Sociology, Professor and Director of Graduate Studies, Reno, NV, United States of America)
- Prof. Dr. Ersan Bocutoğlu (Avrasya University, Head of Department of Economics, Trabzon, Turkey)
- Prof. Dr. Ebru Çağlayan Akay (Marmara University, Department of Econometrics, Istanbul, Turkey)
- Prof. Dr. Cihan Çobanoğlu (University of South Florida, School of Hotel & Restaurant Management, Tampa, FL, United States of America)
- Prof. Dr. Mustafa Kemal Değer (Karadeniz Technical University, Department of Economics, Trabzon, Turkey)
- Prof. Dr. Hüseyin Avni Egeli (Dokuz Eylül University, Department of Economics, Izmir, Turkey)
- Prof. Dr. Ömer Selçuk Emsen (Atatürk University, Department of Economics, Erzurum, Turkey)
- Prof. Dr. Özgür Ömer Ersin (Beykent University, Chair, Department of Economics (in English), Istanbul, Turkey)
- Prof. Dr. Cevat Gerni (Beykent University, Department of Economics, Istanbul, Turkey)
- Prof. Dr. S. Rıdvan Karluk (Anadolu University, Department of Economics, Eskişehir, Turkey)
- Prof. Dr. Turar Koychuev (National Academy of Sciences, Bishkek, Kyrgyzstan)
- Prof. Dr. Müslüme Narin (Hacı Bayram Veli University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Ankara, Turkey)
- Prof. Dr. Volkan Öngel (Beykent University, Department of Economics, Istanbul, Turkey)
- Prof. Dr. Jusup Pirimbaev (Kyrgyz-Turkish Manas University, Chair, Department of Economics, Bishkek, Kyrgyzstan)
- Prof. Dr. Trajko Slaveski (Ss. Cyril and Methodius University, Department of Economics, Skopje, Macedonia)
- Dr. Ferry Syarifuddin (Bank Indonesia, Principal Researcher, Jakarta, Indonesia)
- Prof. Dr. Khodjamahmad Umarov (Tajik National University, Department of Economic Theory, Dushanbe, Tajikistan)

**Peer reviewers of this issue / Bu sayının hakemleri:**

- Prof. Dr. Neşe Algan
- Prof. Dr. Ahmet Ay
- Prof. Dr. Harun Bal
- Prof. Dr. Ebru Çağlayan Akay
- Prof. Dr. Mustafa Kemal Değer
- Prof. Dr. Hüseyin Avni Egeli
- Prof. Dr. Ömer Selçuk Emsen
- Prof. Dr. Cevat Gerni
- Prof. Dr. Müslüme Narin
- Prof. Dr. Volkan Öngel

---

## Contents

---

Inflation Uncertainty and Friedman-Ball Hypothesis: The Case of Turkey

Harun Bal, Esma Erdoğan & Ayat Abdelrahim Suliman Esaa

Pages: 1-15

Economic Determinants of Turkish Inflation Rates: An ARDL Bounds Testing Approach

Bekir Aşık

Pages: 16-24

Non-Linear Relationship Between Inflation and Growth: The Case of Transition Economies

Ebru Çağlayan Akay & Zamira Oskonbaeva

Pages: 25-33

Does Demographic Transition Reduce Poverty in Central Asia?

Muyassar Kurbanova

Pages: 34-43

Effects of the Complexity Index on Growth and its Reflections on Segregation at the Development Level: The Case of Former Soviet Republics

Cevat Gerni, Selahattin Sarı, Adem Türkmen & Ömer Selçuk Emsen

Pages: 44-54

## İçindekiler

---

Enflasyon Belirsizliği ve Friedman-Ball Hipotezi: Türkiye Örneği

Harun Bal, Esmâ Erdoğan & Ayat Abdelrahim Suliman Esaa

Sayfa: 1-15

Türkiye Enflasyon Oranlarının İktisadi Belirleyicileri: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı

Bekir Aşık

Sayfa: 16-24

Enflasyon ve Büyüme Arasındaki Doğrusal Olmayan İlişki: Geçiş Ekonomileri Örneği

Ebru Çağlayan Akay & Zamira Oskonbaeva

Sayfa: 25-33

Orta Asya’da Demografik Geçiş Ekonomik Fakirliği Azaltıyor mu?

Muyassar Kurbanova

Sayfa: 34-43

Karmaşıklık Endeksinin Büyüme Üzerine Etkileri ve Gelişmişlik Düzeyindeki Ayrışmaya Yansımaları: Eski SSCB Ülkeleri Örneği

Cevat Gerni, Selahattin Sarı, Adem Türkmen & Ömer Selçuk Emsen

Sayfa: 44-54

# Enflasyon Belirsizliği ve Friedman-Ball Hipotezi: Türkiye Örneği

## Özet

Friedman-Ball Hipotezi, enflasyonun, enflasyon belirsizliğini de arttırmak suretiyle görünmeyen ilave maliyetlerine dikkat çekmektedir. Hipotez, enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasında pozitif bir ilişki olduğunu ve enflasyonun yükseldiği dönemlerde asimetrik bilgi sorunu nedeni ile enflasyon belirsizliğini de arttırdığını savunmaktadır. Literatürde, enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkiye yönelik tartışmalar Okun (1971), Gordon (1971) ile başlamış ve Friedman (1977), Ball (1992) ile sürmüştür. Günümüzde konuya olan ilgi önemli ölçüde azalmıştır; bunun nedeni enflasyon oranlarının çoğu ülkede ılımlı seviyelerde seyretmekte, hatta az sayıda ülkede negatife dahi (deflasyon) geçmiş olduğudur. Aralarında Türkiye'nin de olduğu bazı ülkelerde ise, enflasyon sorunu ve neden olduğu maliyetler gündemde kalmaya devam etmektedir. Nitekim, Türkiye ekonomisi için Friedman-Ball hipotezinin geçerli olup olmadığı ile ilgili önemli bir literatür mevcuttur. Türkiye'de enflasyonun neden olduğu enflasyon belirsizliğini inceleyen önemli çalışmalar arasında Neyaptı ve Kaya (2001), Berüment vd. (2003) başta gelmektedir. Türkiye ekonomisinde yüksek enflasyonun yine enflasyon üzerinde yarattığı belirsizlik ile yatırım ve üretim gibi diğer bazı makroekonomik değişkenler üzerinde olumsuz etkilerine dikkat çeken ve ekonominin uzun dönem büyüme performansının gerisinde kalmasına da neden olabildiğini gösteren bu çalışmaların güncellenmesi arayışı, çalışmamızın çıkış gerekçesidir. Türkiye ekonomisi özelinde 1985:01 – 2020:12 dönem verilerinin kullanıldığı çalışmamız, Friedman-Ball hipotezinin geçerliliği sınamaktadır. Analiz sürecinde TGARCH ve EGARCH modelinden yararlanılmış olup, elde edilen bulgular Friedman-Ball hipotezini doğrulayacak şekilde, Türkiye'de yüksek enflasyonun, enflasyon belirsizliğini hem kısa hem de uzun dönemde arttırdığını teyit etmektedir. Bulgularımız, enflasyonla mücadelenin önemine ve konunun, görünmeyen ilave maliyetleri nedeniyle, sadece enflasyon sorunu olmayabileceğine de dikkat çekmektedir.

**Anahtar kelimeler:** Enflasyon belirsizliği, Friedman-Ball hipotezi, TGARCH ve EGARCH modelleri

# Inflation Uncertainty and Friedman-Ball Hypothesis: The Case of Turkey

## Abstract

Friedman-Ball's hypothesis draws attention to the invisible additional costs of inflation, which results from increasing inflation uncertainty. The hypothesis argues that there is a positive relationship between inflation and inflation uncertainty, and that increasing inflation brings along more inflation uncertainty due to an asymmetric information problem. In the literature, discussions about the relationship between inflation and inflation uncertainty started with Okun (1971), Gordon (1971), and continued with Friedman (1977), Ball (1992). At the present, interest in this issue has decreased significantly, due to the fact that inflation rates are at moderate levels in most countries and are even negative (deflation) in a small number of countries. In some countries including Turkey, however, the inflation problem and its resulting costs remain as current and active topics. Indeed, there exist significant literature about whether or not the Friedman-Ball hypothesis is valid for the Turkish economy. Some of the most important studies about the inflation and the resulting uncertainty in Turkey are done by Neyaptı and Kaya (2001), Berüment, et al. (2003). The motivation and the purpose of this study is updating the research on the high inflation and inflation uncertainty, the resulting costs with respect to macroeconomic variables such as investments and production, which may hinder the long-run economic growth performance in Turkey. This study examines new evidence about the validity of the Friedman-Ball hypothesis for the Turkish economy utilizing data over the period of 1985:01 – 2020:12. The results of the TGARCH and EGARCH models verify the validity of the Friedman-Ball hypothesis for Turkey and indicate that high inflation increases inflation uncertainty both in the short- and long-run. Overall, the analyses point out to the importance of striving against inflation because the problem may be more than just high inflation due to its aforementioned invisible additional costs.

**Keywords:** Inflation uncertainty, Friedman-Ball hypothesis, TGARCH and EGARCH models

Harun Bal (Çukurova University, Adana, Turkey)

**OrcID:** 0000-0003-0878-8253 **E-mail:** balharun@gmail.com

Esma Erdoğan (Çukurova University, Adana, Turkey)

**OrcID:** 0000-0002-7324-8512 **E-mail:** esma01erdogan@gmail.com

Ayat Abdelrahim Suliman Esaa (Çukurova University, Adana, Turkey)

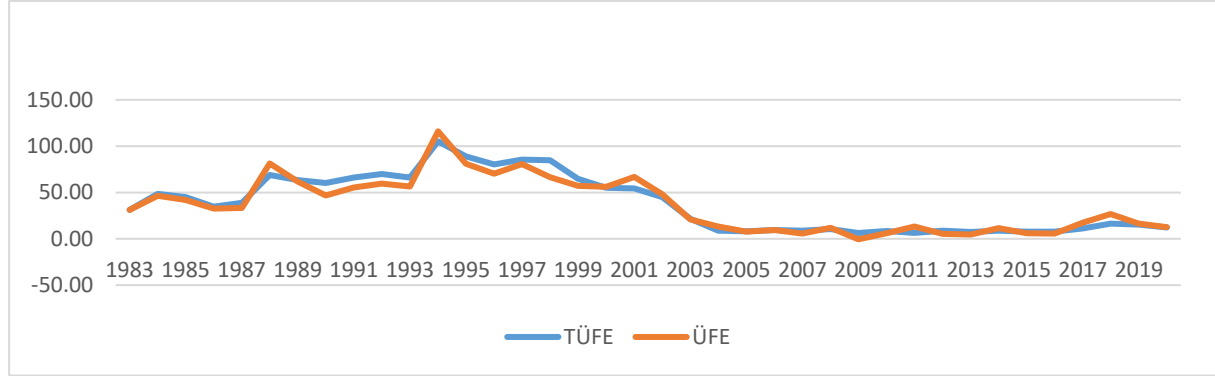
**OrcID:** 0000-0002-8521-0896 **E-mail:** ayot1992@gmail.com

**Gönderim tarihi:** 2021-10-21 **Kabul tarihi:** 2022-01-12

## 1 Giriş

Yüksek ve değişken enflasyon, ekonomik büyüme ve refah üzerinde olumsuz bir etkiye sahiptir. Geçmiş deneyimler, düşük ve istikrarlı enflasyon oranının (fiyat istikrarının) üretimde etkinliği ve ekonomik büyüme oranlarını pozitif olarak desteklediğini göstermektedir (Fischer 1993, Montiel 2003). Enflasyon, potansiyel olarak gerçekleşecek uzun vadeli sözleşmeleri engelleyerek, üretkenlik ve büyüme oranlarını düşürmesi politika yapıcılar için de bir tehlike unsurudur (Barro, 1995). Bununla birlikte, enflasyon belirsizliği de nispi fiyat hareketlerini bozarak uzun vadeli sözleşmelerin yapılmasını engellemektedir. Nitekim bu durum ekonomik aktivite üzerinde olumsuz etkilere yol açmaktadır (Friedman, 1977).

Günümüzde enflasyon konusuna olan ilgi önemli ölçüde azalmış olup, enflasyon oranları çoğu ülkede ılımlı seviyelerde seyretmekte, hatta az sayıda ülkede negatif dahi (deflasyon) olabilmektedir. Bununla birlikte aralarında Türkiye'nin de olduğu bazı gelişmekte olan ekonomilerde enflasyon sorunu ve neden olduğu maliyetler gündemde kalmaya ve analiz konusu olmaya devam etmektedir.



**Şekil 1. Türkiye Yıllık TÜFE ve ÜFE Oranları** *Kaynak: Federal Reserve Bank of St. Louis; <https://fred.stlouisfed.org/series/PIEAMP02TRA659N>, June 25, 2021.*

Türkiye ekonomisi 1990 yıllarda yüksek enflasyon olgusu ve ekonomik büyüme de yaşanan volatilité ile mücadele için IMF ile stand-by anlaşması imzalamış, fakat bu ekonomik istikrar programları enflasyonun düşük seviyelerde kontrol edilmesi ve sürdürülebilir büyüme sağlanması açısından başarılı olamamıştır (Ekinci ve Genç, 2018). Daha sonra 2000 yılında Güçlü Ekonomiye Geçiş programı kapsamında uygulanan enflasyon hedefleme programı 2010 yılının ortalarına kadar nispeten başarılı olmasına rağmen 2010 yılından itibaren tekrar mücadele edilmesi gereken temel sorunlardan biri olarak gündemimizde yerini korumuştur.

Enflasyonun önemli bir ekonomik problem olduğuna dair iktisatçılar ve politika yapıcılar fikir birliği içerisinde. Ekonomik istikrarsızlığın temel unsuru olan enflasyon, üretim ve büyüme başta olmak üzere tüm ekonomik olayları etkilemektedir. Enflasyonun ders kitaplarında standart olarak da anlatılan birçok maliyeti olmakla birlikte (Bkz, Erdal Ünsal, Miskin, Case Fair Oster) en önemli maliyeti, oluşturduğu belirsizliktir. Belirsizlik kavramı; genellikle öngörülemeyen hareketliliğe atıfta bulunarak, tüketici tasarruflarını, yatırımcı kararlarını, ekonomik temsilcilerin refahını ve bir bütün olarak ekonomiyi etkileyebileceğinden iktisadi teoride önemli bir kavramdır (Rossi, vd. 2016). Enflasyon fiyatlar genel düzeyindeki sürekli artış olarak tanımlanırken, enflasyon belirsizliği ise, gelecekteki fiyatların öngörülemez olduğu ve genel olarak toplumdaki, tüm kesimlerin enflasyonun gelecekte artacağına veya azalacağına tahmininde bulunamayacağı bir durumu ifade eder. Daha basit bir ifade ile gelecekteki enflasyon oranının ne olacağı konusunda kamuoyu kararsızdır.

Enflasyon belirsizliği, enflasyonun hem nedeni hem de sonucudur. Enflasyon belirsizliği tüketicilerin ve girişimcilerin karar verme sürecini olumsuz etkilemekle birlikte fiyat mekanizmasının etkinliğini bozarak ekonomik refahı azaltmaktadır. Gelecekteki enflasyonla ilgili belirsizlik, kaynakların etkin dağılımını bozduğu için hem ticari yatırımları hem de tüketicinin tasarruf kararlarını olumsuz etkilemektedir (Friedman, 1977). Friedman ortalama enflasyon oranındaki bir artışın, reel ekonomik faaliyetlere ve üretimdeki verimliliğe zarar vererek gelecekteki enflasyon oranı hakkında daha fazla belirsizliğe yol açtığını savunmaktadır. Friedman sürekli artan bir enflasyon oranının ekonomik verimlilik üzerindeki olumsuz etkilerini iki temel neden ile açıklamaktadır;

1. Enflasyon oranlarında meydana gelen volatilité, uzun vadeli sözleşmelerde gelecekteki ödemelerin değerini (reel olarak) belirsizleştirdiği için maliyeti artırır ve
2. Piyasalarda yaşanan gerçek fiyat hareketleri (fiyat mekanizmasını bozarak) hakkındaki bilginin piyasa aktörlerine aktarılmasında gecikmelere neden olur.

Dolayısıyla enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişki yatırım, istihdam, finansal piyasalar ve üretim seviyeleri yoluyla toplam ekonomik faaliyetler üzerinde önemli etkilere yol açarak toplum refahını etkilemektedir. Enflasyonun maliyetlerini daha iyi anlayabilmemiz ve çözüm üretebilmemiz için enflasyon seviyesi ile belirsizlik arasındaki ilişkiyi iyi analiz etmek gerekmektedir.

Enflasyon ve enflasyon belirsizliği piyasa fiyatlarını ve ekonomik kararları olumsuz etkileyerek piyasaların etkinliğini bozmaktadır. Nitekim yüksek enflasyonun daha fazla belirsizliğe yol açtığı fikrini ilk olarak Okun (1971) ve Milton Friedman'ın 1977 Nobel konferansında yaptığı çalışmalarla gündeme getirmiştir. Bununla birlikte, enflasyon ile enflasyon belirsizliği arasındaki ilişki günümüzde halen tartışmalı olup iktisat literatüründe de bu ilişkilerin doğası hakkında farklı görüşler mevcuttur. Friedman (1977) ve Ball (1992) çalışmalarında, enflasyonun enflasyon belirsizliğine yol açtığını ve bu iki değişken arasında pozitif ve güçlü bir ilişki olduğunu tespit ederek Friedman hipotezini destekleyen kanıtlar sunmuşlardır.

Enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkinin yönünün belirsiz olduğunu ve iki ana kategoride sınıflandırılabileceğini literatürde yer alan çalışmaların ampirik sonuçları göstermektedir. Çalışmaların çoğunluğunu oluşturan birinci grup, Friedman-Ball (Friedman, 1977; Ball, 1992) ve Cukierman-Meltzer'in (Cukierman ve Meltzer, 1986) hipotezlerine odaklanmaktadır. İlk hipotez, ortalama enflasyondaki bir artışın gelecekteki enflasyon oranı hakkında daha fazla belirsizliğe yol açtığını destekler iken ikinci hipotez, daha yüksek bir ortalama enflasyona yol açan olgunun enflasyon belirsizliği olduğunu savunmaktadır. İkinci gruptaki çalışmaları ise, Pourgerami-Maskus (Pourgerami ve Maskus, 1987) ve Hollanda (Holland, 1995) hipotezleri ve bu hipotezleri destekleyen çalışmalar oluşturmaktadır. İlk hipotez, ortalama enflasyondaki bir artışın gelecekteki enflasyon oranı hakkında daha az belirsizliğe yol açtığını savunurken, ikinci hipotez ise daha düşük ortalama enflasyona yol açan temel faktörün enflasyon belirsizliği olduğunu desteklemektedir (Zouri, 2020). Enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişki, literatür de dört farklı hipoteze dayalı olarak açıklanmakta olup Tablo 1, enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkinin işaretine ve yönüne göre sınıflandırılması gösterilmektedir.

Nedensellik İlişkisi	Nedensellik İlişkisinin Yönü	
	Pozitif (+)	Negatif (-)
Enflasyon, Enflasyon Belirsizliğinin Nedeni	Friedman – Ball Hipotezi	Pourgerami ve Maskus Hipotezi
Enflasyon Belirsizliği, Enflasyonun Nedeni	Cukierman ve Meltzer Hipotezi	Holland Hipotezi

**Tablo 1.** Enflasyon ve Enflasyon Belirsizliği Arasındaki İlişki.

Bu konu üzerinde geniş bir literatür mevcut olmakla birlikte, daha önceki çalışmaların teorik ve ampirik sonuçları incelendiğinde ise enflasyonun ekonomik performans üzerindeki etkilerinin karmaşık olduğu ve bu konuda net bir fikir birliği sağlanmadığı görülmektedir. Enflasyon oranındaki büyük dalgalanmalar, bireylerin tasarruf ve tüketim kararlarını ve hatta işletmelerin yatırım ve üretim kararlarını önemli ölçüde etkileyebilmektedir (Su vd., 2016). Enflasyon belirsizliğinin nedenine ilişkin tartışmalar günümüzde de devam etmekte olup, bazı araştırmacılar, para politikasının enflasyon belirsizliğinin belirlenmesinde anahtar rol oynadığını ve bu durumu da “rejim belirsizliği” olarak ifade etmektedirler. Yüksek enflasyon durumunda politika yapıcılar enflasyonu düşürmek için bir takım politika uyguladıklarında ise ekonomide durgunluğa yol açabilme endişesi ile karşı karşıya kalmaktadır. Nitekim yüksek enflasyondaki artış karşısında politika uygulayıcılarının rasyonel olmayan istikrar programları açıklanması da belirsizlik olgusunu daha çok artmaktadır. Holland (1993) çalışmasında ise; para arzındaki yaşanan belirli bir değişiklik nedeni ile fiyat seviyesindeki değişimin bilinmeyen boyutundan dolayı enflasyon belirsizliğinin ortaya çıktığını ifade etmektedir.

Ball (1992) tarafından ifade edildiği gibi, enflasyonun düşük olduğu dönemde toplum gelecekteki uygulanacak politikalar konusunda öngörüye sahiptir. Çünkü hem ılımlı hem de sert politika uygulayıcıları enflasyonu düşük tutmaya çalışacaklar dolayısı ile gelecekteki enflasyonla ilgili belirsizlik de düşük olacaktır. Ancak enflasyonun yüksek olduğu dönemlerde ise asimetrik bilgi nedeni ile enflasyon belirsizliğinin de arttığını ve bu durumda politika yapıcıların yüksek enflasyonist baskıya karşı farklı tepkiler verdiğini savunmaktadır. Sonuç olarak gelecekteki para politikasına ilişkin belirsizlik ve enflasyonun gelecekteki durumu daha önemli hale gelecektir. Ball (1992), Friedman'ın hipotezini desteklemek için kurduğu ekonomik model yardımı ile Friedman'ın savunduğu enflasyonun enflasyon belirsizliği ile pozitif bir ilişkide olduğu argümanını desteklemiştir.

Pourgerami ve Maskus (1987) ve Ungar ve Zilberfarb (1993) tarafından tartışıldığı gibi, daha yüksek bir enflasyon seviyesinin gelecekte daha düşük bir enflasyon belirsizliğine yol açması da mümkündür. Bu hipotez, enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasında negatif bir ilişki olduğunu varsaymaktadır. Pourgerami ve Maskus (1987), enflasyon arttıkça ekonomik birimler gelecekteki enflasyon hakkında doğru tahmin oluşturmak için daha fazla kaynak ayırarak enflasyonla ilgili daha düşük belirsizliğe yol açabileceğini savunmaktadır. Friedman-Ball hipotezinin nedensellik bağlantısını tersine çeviren Cukierman ve Meltzer (1986) ve ayrıca Cukierman (1992), daha yüksek enflasyon belirsizliğinin ortalama enflasyonu artıracaklarını savunmaktadır. Holland (1995) ise, enflasyon belirsizliğindeki artışın enflasyon oranının daha düşük ortalamasına yol açtığını savunarak Pourgerami ve Maskus'un (1987) görüşüne karşı çıkmışlardır. Eğer Merkez bankası daha büyük enflasyon belirsizliğinden kaynaklanan refah kayıplarını en aza indirmeye çalışırsa bu durumun ortaya çıkabileceğini savunmaktadır. Bu düşünceler ve ardından gelen tartışmalar, son yirmi yılda enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki bağlantıyı inceleyen birçok ampirik çalışmanın ortaya çıkmasına neden oldu (Ball ve Cecchetti, 1999).

Türkiye ekonomisinde yüksek enflasyonun yine enflasyon üzerinde yarattığı belirsizlik ile yatırım ve üretim gibi diğer bazı makroekonomik değişkenler üzerindeki olumsuz etkilerine dikkat çeken ve ekonominin uzun dönem büyüme performansının gerisinde kalmasına da neden olabileceğini gösteren bu çalışmaların güncellenmesi arayışı

çalışmamızın çıkış gerekçesidir. Merkez Bankası'nın temel hedeflerinden birisi de fiyat istikrarını sağlamaktır ve bu türden bir çalışma, politika kararlarına rehberlik etmesi için Türkiye'deki enflasyon dinamikleri hakkında daha fazla bilgi verecektir. Dolayısı ile bu çalışmada 1985:01–2020:12 dönemi tüketici fiyat endeksi verisi kullanılarak TGARCH ve EGARCH yöntemleri ile Türkiye için enflasyon ile enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkinin (Friedman Ball Hipotezinin) geçerli olup olmadığı araştırılmaktadır. Bu amaç çerçevesinde çalışmanın birinci bölümünü oluşturan giriş bölümünde enflasyon ve enflasyon belirsizliği ile ilgili temel yaklaşımlara yer verilerek söz konusu yaklaşımları arasındaki benzerlikler ve farklılıkların özü ortaya konulmaya çalışılmıştır. İkinci bölümde, Friedman Ball hipotezine ilişkin teorik ve ampirik literatür ayrıntılı biçimde sunulmaya çalışılmıştır. Üçüncü bölümde ise Türkiye ekonomisi için Friedman Ball hipotezinin geçerli olup olmadığının sınanması için uygulanacak ekonometrik yöntemle ilişkin açıklamalardan önce araştırma dönemi olan 1985:01–2020:12 dönemine ait veri seti aracılığıyla Türkiye ekonomisi için tanımlayıcı istatistikler gösterilmiştir. Ayrıca, yine üçüncü bölümde Friedman Ball hipotezine ilişkin uygulanacak ekonometrik yöntem tanımlanmış olup yapılan ampirik analize ilişkin bulgular sunulmuştur. Dördüncü bölümde ise elde edilen ampirik bulgulara ilişkin sonuç ve değerlendirmeler yer almaktadır.

## 2 Literatür Taraması

Volatilite kavramına verilen önem son dönemde artmış olup, finansal piyasalardan makroekonomik göstergelere kadar her alanda sıkça karşılaşılan bir durum haline gelmiştir. Ayrıca, reel ve finansal piyasalardaki ekonomik aktörlerin, politik ve benzeri beklentileri değişen oranlarda oynaklığa neden olabilmektedir. Ancak her piyasa bu faktörlere farklı ölçeklerde tepki vermekte olup, özellikle olumsuz olaylar ve kriz gibi beklenmedik gelişmeler oluşturacakları yüksek oynaklık nedeniyle tüm ekonomiyi etkileyen olumsuz sonuçlar doğurabilmektedir. Her türlü belirsizlik ekonomide olumsuz sonuçlara yol açabilirken, enflasyonun neden olduğu yıkım oldukça maliyetli olabilir (Göktaş ve Dişbudak, 2014).

Ekonomik bir kararda beklenen enflasyon önemli bir faktör olmakla birlikte, ekonomistler özellikle enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkiye odaklanmaktadır. Enflasyonda tekrarlayan dalgalanmaların çok yüksek bir ortalama enflasyon oranı oluşturabileceğini, bu durumun ise yatırım ve tasarrufları teşvik etmeyerek ekonomiye zarar verebileceği konusunda geniş bir literatür mevcuttur. Enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişki ele alan ilk çalışma Okun (1971) tarafından başlatılmıştır. Okun, 1951-1968 dönemi için 17 OECD ülkesine ilişkin yıllık yatay kesit verilerini kullanarak, yüksek enflasyon döneminde para politikasının daha öngörülemez hale gelmesi nedeniyle enflasyonun enflasyon belirsizliğini artırdığı görüşünü savunmuştur.

Baillie vd. (1996) çalışmasında gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler arasından 10 ülkeyi seçerek Friedman Ball hipotezini geçerliliğini sınamışlar ve analiz sonucunda sadece dört ülkede Friedman Ball hipotezinin (yüksek enflasyon oranlarının enflasyon belirsizliğini arttırdığı) geçerli olduğu bulgusunu elde etmişlerdir.

Bir diğer çalışma Yamak (1996) çalışmasında, Regresyon Analizi yardımı ile 1949-1992 dönemi için Türkiye de Friedman Ball hipotezinin geçerliliğini sınamış, analiz sonuçlarının da ise ilgili dönemde yüksek enflasyon oranlarının enflasyon belirsizliğini arttırdığını tespit etmiştir.

Bu konudaki bir diğer önemli çalışma Grier ve Perry (1998), 1948-1993 dönemi için G7 ülkelerinde Friedman Ball hipotezinin geçerliliğini GARCH yöntemi ile test etmişler ve analiz sonucunda Friedman Ball hipotezinin geçerli olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Valdovinos (2001) çalışmasında 1965-1999 dönemi için Paraguay'da enflasyon ve enflasyon Belirsizliği arasındaki ilişkiyi AR-GARCH modeli kullanılarak test etmiştir. Analiz bulguları, yüksek enflasyon oranlarının enflasyon belirsizliğini arttırdığını ve ilgili dönemde Friedman Ball hipotezinin geçerli olduğu göstermiştir.

Neyaptın (2000) çalışmasında, 1982-1999 dönemi için ARCH modelini kullanarak Türkiye de Friedman Ball hipotezini geçerliliğini sınamış ve analiz bulgularında ilgili dönemde yüksek enflasyonun belirsizliği arttırdığını tespit etmiştir.

Kontonikas (2004), 1972-2002 dönemi için İngiltere'deki enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkiyi GARCH-M yöntemi ile test ettiği çalışmasında enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasında pozitif bir ilişki olduğu ve İngiltere Merkez Bankası tarafından açık bir enflasyon hedefi uygulanmasının enflasyonun kalıcılığını ve belirsizliği azalttığını tespit etmiştir.

Balcılar ve Özdemir (2013) çalışmasında G-7 ülkeleri (Kanada, Fransa, Almanya, Japonya, Birleşik Krallık ve Amerika Birleşik Devletleri) için aylık TÜFE verilerini kullanarak Granger nedensellik testi ve MS-VAR yöntemi kullanarak 1959:12–2008:10 dönemi için enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışmanın bulgularında ise, sadece Kanada ve Amerika Birleşik Devletleri için Friedman Ball hipotezinin geçerli olduğunu göstermişlerdir.

Türkiye'nin yanı sıra pek çok farklı ülke de enflasyon ile enflasyon belirsizliği arasındaki teorik ve ampirik ilişki Tablo 2'de özetlenmiştir.

Çalışma	Yöntem	Örneklem	Sonuç/Bulgu
<b>Dünya Literatüründe Konu ile İlgili Çalışmalar</b>			
<b>Okun (1971)</b>	Yatay Kesit Analizi	1951-1968	17 OECD ülkesine ilişkin yıllık yatay kesit verilerini kullanarak analiz yapılan çalışmada, yüksek enflasyonun enflasyon belirsizliğini artırdığı bulgusuna ulaşmıştır.
<b>Logue ve Willett (1976)</b>	Standart Sapma ve Regresyon Analizi	1948-1970	Seçilmiş 41 ülke ekonomisinde yüksek enflasyonun enflasyon belirsizliğini artırdığı Friedman Ball hipotezini destekler bulgular elde etmişlerdir.
<b>Baillie vd. (1996)</b>	ARFIMA–GARCH Modeli	1948-1990	Çalışmada seçilmiş 10 ülke ekonomisinden sadece 4ünde ilgili dönem kapsamında Friedman Ball hipotezinin geçerli olduğu bulgunu elde etmişlerdir.
<b>Grier ve Perry (1998)</b>	GARCH Modeli	1948-1993	G7 ülkeleri için Friedman Ball hipotezinin geçerliliğini test ettikleri çalışmada, ilgili dönemde yüksek enflasyonun enflasyon belirsizliğini artırdığı bulgusuna ulaşmışlardır.
<b>Valdovinos (2001)</b>	AR-GARCH Modeli	1965-1999	İlgili dönemde Paraguay ekonomisinde Friedman Ball hipotezinin geçerli olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.
<b>Kontonikas (2004)</b>	GARCH-M Yöntemi	1972-2002	Yapılan analiz sonucunda ilgili dönemde İngiltere de Friedman Ball hipotezinin geçerli olduğu bulgusu tespit edilmiştir.
<b>Fountas vd. (2004)</b>	EGARCH Yöntemi	1960-1999	Almanya, Fransa, İspanya, İngiltere, Hollanda ve İtalya konu alan çalışmada sadece Almanya ekonomisinde ilgili dönemde Friedman Ball hipotezinin geçerli olduğu bulgunu tespit etmişlerdir.
<b>Thornton (2006)</b>	GARCH Yöntemi	1957-2005	Güney Afrika ülkesi için aylık veriler kullanarak yapılan analiz sonucunda ilgili dönemde Friedman Ball hipotezinin geçerli olduğu bulgusu tespit edilmiştir.
<b>Özdemir ve Fisunoğlu (2008)</b>	ARFIMA ve GARCH Yöntemi	1987-2003	Türkiye, Ürdün ve Filipinler için aylık veriler yardımı ile analiz yaptıkları çalışmada ilgili dönemde 3 ülkede de Friedman Ball hipotezinin geçerli olduğu bulgusunu tespit etmişlerdir.
<b>Karanasos ve Schurer (2008)</b>	PARCH Yöntemi	1962-2004	Almanya, Hollanda ve İsveç de aylık veriler yardımı ile Friedman Ball hipotezinin geçerliliği sınanmış ve analiz sonucunda 3 ülkede de hipotezin geçerli olduğu bulgusunu tespit etmişlerdir.
<b>Thornton (2008)</b>	GARCH Yöntemi	1810-2005	Çalışmada Arjantin ekonomisinde ilgili dönemde Friedman Ball hipotezinin geçerli olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.
<b>Caporale vd. (2009)</b>	AR-GARCH Yöntemi	1980-2009	Çalışmada Euro bölgesinde ilgili dönemde Friedman Ball hipotezinin geçerliliği sınanmış olup, analiz sonucunda hipotezin geçerli olduğu bulgusuna ulaşmışlardır.
<b>Jiranyakul ve Opiela (2010)</b>	EGARCH Yöntemi	1970-2007	Çalışmada ASEAN-5 Ekonomileri olarak adlandırılan Malezya, Singapur, Endonezya, Filipinler ve Tayland da Friedman Ball hipotezinin geçerliliği sınanmış olup analiz sonucunda 5 ülke de de hipotezin geçerli olduğu bulgusuna ulaşmışlardır.
<b>Rizvi ve Naqvi (2010)</b>	GARCH Yöntemi	1976-2008	Pakistan'da enflasyon ve belirsizlik arasındaki ilişkiyi 1976:01-2008:02 ye kadar üçer aylık veriler kullanarak inceledikleri

			çalışmada Friedman Ball hipotezinin geçerli olduğu bulgusuna ulaşmışlardır.
<b>Barimah ve Amuakwa (2014)</b>	GARCH ve Granger Nedensellik Yöntemi	1964-2012	Gana'daki enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmada ilgili dönemde Friedman Ball hipotezinin geçerli olduğu bulgusunu tespit etmişler.
<b>Bawa vd. (2016)</b>	Ko-entegrasyon Testi	1981-2015	Nijerya ekonomisini ele alan çalışmada ilgili dönemde yüksek enflasyonun enflasyon belirsizliğini de arttırdığı bulgusunu tespit etmişler.
<b>Tao vd. (2018)</b>	Wavelet Yöntemi	1991-2015	Slovakya'da ki enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmada ilgili dönemde Friedman Ball hipotezinin geçerli olduğu bulgusunu tespit etmişler.
<b>Türkiye Literatüründe Konu ile İlgili Çalışmalar</b>			
<b>Yamak (1996)</b>	Regresyon Analizi	1949-1992	İlgili dönemde Türkiye ekonomisinde Friedman Ball Hipotezinin geçerli olduğu bulgusuna ulaşmıştır.
<b>Neyaptın (2000)</b>	ARCH Yöntemi	1982-1999	Aylık verilerden faydalanarak Türkiye ekonomisi için analiz yapılan çalışmada ilgili dönemde Friedman Ball hipotezinin geçerli olduğu bulgusuna ulaşmıştır.
<b>Berument vd. (2001)</b>	EGARCH	1986-2000	İlgili dönemde Türkiye ekonomisinde Friedman Ball Hipotezinin geçerli olduğu bulgusuna ulaşmışlardır.
<b>Telatar (2003)</b>	GARCH ve Granger Nedensellik Yöntemi	1987-2001	Türkiye'de enflasyon, enflasyon belirsizliği ve siyasi belirsizlik arasındaki nedensellik ilişkilerinin varlığını ve yönünü araştırdığı çalışma yüksek enflasyonun enflasyon belirsizliğini arttırdığı bulgusunu tespit etmiştir.
<b>Akyazı ve Artan (2004)</b>	GARCH Yöntemi	1987-2003	Ampirik çalışmada yüksek enflasyonun, yüksek enflasyon belirsizliğine yol açtığını yani Friedman-Ball hipotezinin Türkiye ekonomisinde geçerli olduğu bulgusunu tespit etmişlerdir.
<b>Özer ve Türkyılmaz (2005)</b>	EGARCH Yöntemi	1990-2004	Aylık verilerden faydalanarak Türkiye ekonomisi için ampirik analiz yapılan çalışmada ilgili dönemde Friedman Ball hipotezinin geçerli olduğu bulgusunu tespit etmişlerdir.
<b>Oltulular ve Terzi (2006)</b>	EGARCH Yöntemi	1987-2005	Çalışmada, Türkiye ekonomisi için 1987:1-2005:6 aylık dönemi enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişki ampirik olarak incelenmiş olup, analiz sonucunda Friedman Ball hipotezinin geçerli olduğu bulgusuna ulaşmışlar.
<b>Erkam (2008)</b>	ARCH, GARCH ve PARCH Yöntemi	1982-2008	Çalışmanın ampirik sonucunda Türkiye'de ilgili dönemde Friedman Ball hipotezinin geçerli olduğu tespit edilmiştir.
<b>Sever ve Demir (2008)</b>	EGARCH Yöntemi	2002-2007	Türkiye ekonomisinde ilgili dönemde Friedman Ball hipotezinin geçerli olduğuna dair güçlü bulgular tespit etmişlerdir.
<b>Saatçioğlu ve Korap (2009)</b>	EGARCH ve Granger Nedensellik Yöntemi	1987-2008	İlgili dönemde Türkiye'de Friedman Ball hipotezinin geçerli olduğuna dair bulgular tespit etmişlerdir.

<b>Keskek ve Orhan (2010)</b>	GARCH, TGARCH ve EGARCH Yöntemi	1984-2005	Türkiye ekonomisi için, Friedman Ball hipotezini destekleyen bulgular tespit etmişlerdir.
<b>Demirgil (2011)</b>	GARCH ve EGARCH Yöntemi	1970-2006	Ampirik analiz sonucunda ilgili dönemde Türkiye’de yüksek enflasyon oranları ile enflasyon belirsizliği arasında pozitif yönlü ve güçlü bir ilişki olduğu bulgusunu tespit etmiştir.
<b>Erdem ve Yamak (2013)</b>	Kalman Filter ve Granger Nedensellik Yöntemi	1980-2012	Türkiye ekonomisi için ampirik analiz yapılan çalışma da ilgili dönem içinde Friedman Ball hipotezini destekleyen bulgular tespit etmişlerdir.
<b>Samut (2014)</b>	ARCH Yöntemi	2003-2011	Çalışmada, enflasyon belirsizliği ile fiyatlar genel düzeyini oluşturan fiyat alt kalemleri arasındaki ilişki incelenmiş olup, analiz bulgularına göre enflasyon belirsizliğinin, fiyatlar genel seviyesini oluşturan fiyat alt kalemleri üzerindeki etkisi ve benzer şekilde fiyatlar genel seviyesini oluşturan fiyat alt kalemlerinin de enflasyon belirsizliğine etkisinin farklı olduğunu tespit etmiştir.
<b>Şahin ve Ülke (2015)</b>	ARCH, GARCH ve EGARCH Yöntemi	1991-2014	Türkiye ekonomisi için ampirik analiz yapılan çalışma da ilgili dönem farklı enflasyon belirsizliği düzeylerindeki daraltıcı para politikasının makroekonomik değişkenler üzerindeki etkinliğinin de farklı olduğu tespit edilmiştir.
<b>Yılmaz vd. (2017)</b>	EGARCH ve Granger Nedensellik Yöntemi	1995-2016	Türkiye ekonomisi için ampirik analiz yapılan çalışmadan elde edilen bulgular, Friedman Ball hipotezinde öngörüldüğü gibi, yüksek enflasyonun incelenen dönemde enflasyon belirsizliğine açtığını tespit etmişlerdir.
<b>Ekinci ve Genç (2018)</b>	AR-EGARCHM Yöntemi	1968-2017	Çalışma, enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkiyi Ocak 1968 – Aralık 2017 döneminde aylık Türkiye enflasyon verisi için AR-EGARCHM modelini kullanarak incelemişler ve analiz sonucunda Friedman Ball hipotezini geçerli olduğu bulgusuna ulaşmışlardır.
<b>Alakbarov ve Gök (2020)</b>	EGARCH Yöntemi	2003-2018	Çalışmanın ampirik sonuçları, ilgili dönemde Türkiye de Friedman Ball hipotezinin geçerli olduğunu göstermektedir.

**Tablo 2. Friedman Ball Hipotezinin Geçerliliğini Test Eden Ampirik Çalışmaların Özeti** **Kaynak:** Tarfımızdan oluşturulmuştur.

Yukarıda ki tabloda Enflasyon ve Enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkinin teorik ve amprk literatür bilgisi yer almaktadır. Literatürde konu ile ilgili yapılan çalışmalar genel olarak incelendiğinde, enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasında pozitif ve güçlü bir ilişkinin olduğu, Türkiye örneğinde ise bu ilişkinin daha da güçlü bir şekilde öne çıktığı görülmektedir.

### 3 Veri Seti, Ekonometrik Yöntem ve Bulgular

Enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkiyi tahmin etmek için, çok sayıda çalışma da (Bkz; Fountas ve Karanasos (2007), Grier ve Perry (1998), Hossain (2014b) ve Thornton (2006, 2007)) Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) yönteminin tercih edildiği gözlemlenmektedir. Ayrıca enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasında bir nedensel ilişki olup olmadığını tespit etmek için ise literatürde çoğunlukla Granger nedensellik testi uygulandığı görülmektedir. Simetrik GARCH modeli Bollerslev (1986) tarafından geliştirilmiş olup, zamanla değişen enflasyon oynaklığını tespit etmekte en çok tercih edilen yöntemdir. Fakat simetrik GARCH yönteminde enflasyonun koşullu varyansı, enflasyon şoklarının hem büyüklüğüne hem de işaretine bağlı olması bu yöntemin eksikliği olarak karşımıza çıkmaktadır. Dolayısıyla GARCH modelinin farklı

varyasyonları tarafından tahmin edilen oynaklık serisi, modelin özelliklerine bağlı olarak sonuçların hassasiyetinin kontrol edilmesini sağlamaktadır. Volatilite serisinin simetrik veya asimetrik bir model tarafından tahmin edilip edilmediğini dikkate alarak çalışmamızda enflasyon ve enflasyon belirsizliğini ölçmek için asimetrik GARCH (yani Eşik GARCH (TGARCH) ve üstel GARCH (EGARCH)) modellerini tercih ettik. Daha sonra ise elde edilen sonuçların tutarlılığını ve iki değişken arasındaki ilişkinin yönünü belirlemek adına Granger Nedensellik testi uygulanmaktadır.

Çalışmada kullandığımız veri seti TCMB veri dağıtım sistemi olan (EVDS) den elde edilmiş olup, Türkiye ekonomisi özelinde 1985:01–2020:12 dönem verileri kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan veri setinin tanımlayıcı istatistikleri Tablo 3 de gösterilmiştir.

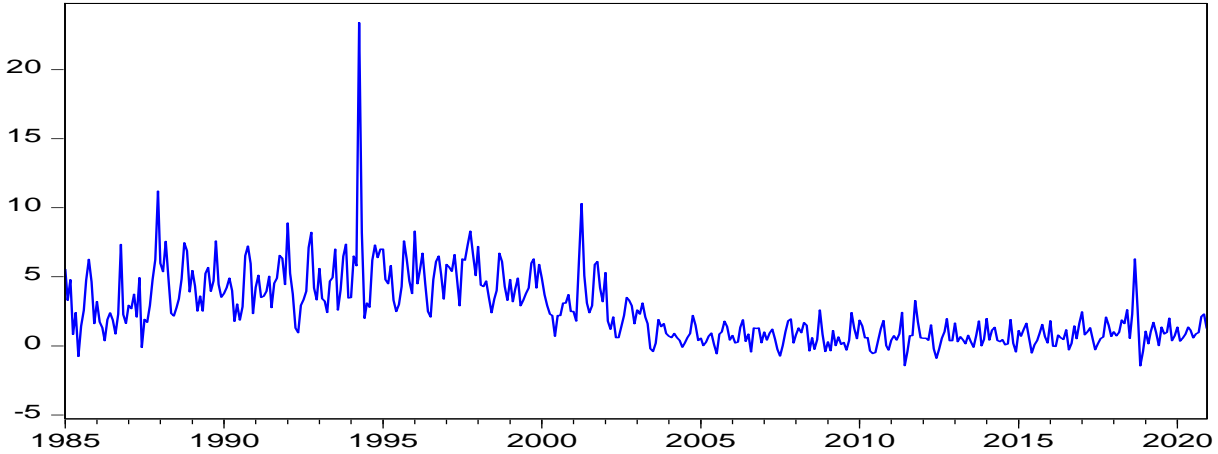
Series $CPI_t$			
Örneklem	1985:01 – 2020:12		
Gözlem Sayısı	432		
Ortalama	2.550194	Standart Hata	2.501641
Medyan	1.877182	Çarpıklık	1.940696
Maksimum	23.40000	Basıklık	13.32012
Minimum	-1.440000	Toplam	1101.684
Jarque-Bera	2188.261***	Toplam Standart Hata	2697.288

\*\*\* işareti %1 istatistiksel anlamlılık düzeyi ifade etmektedir.

**Tablo 3.** Enflasyon Serisinin Tanımlayıcı istatistikleri

Tablo 4’de yer alan tanımlayıcı istatistikleri yorumladığımızda, Türkiye için ilgili döneme ait aylık ortalama enflasyon oranı %2.6 olduğu tespit edilmiştir. Bu ortalama değere ilişkin standart sapmanın %2.5 olarak gerçekleşmesi ilgili dönemde enflasyon serisinin yüksek değişkenliğe sahip olduğunu göstermektedir. Çarpıklık değeri 1,94 olarak tespit edilmiş olup bu değer 0’dan büyük olması serinin sağa çarpık bir dağılıma sahip olduğunu ve Türkiye’ye ait enflasyon serisinin uzun kuyruklu (leptokurtic) bir yapı sergilediğini göstermektedir. Ayrıca Jarque-Bera değerinin Ki-kare değerinden büyük olması ise bu serilerin normal bir dağılıma sahip olmadığı sonucunu desteklemektedir. İlgili serinin grafiğini ise şekil 2 de yer almaktadır.

#### ENFLASYON



**Şekil 2.** Türkiye Aylık Enflasyonunun Times Serisi Grafiği (Türkiye: 1985:01 – 2020:12)

Ekonometrik tahminde bulunmadan önce enflasyon serisine ait durağanlığı sınavığımız birim kök testi sonuçları Tablo 4’ de yer almaktadır.

	ADF test istatistikleri			KPSS test istatistikleri		
	Optimal gecikme uzunluğu SBC'ye göre	ADF test istatistiği (P-değeri)	% 5'lik çıkarım önem seviyesi	Newey–West bandwidth	LM-istatistiği	% 5'te Kritik değerler
Sabit Terim	11	-3.370502	0.0517	15	1.953655	0.463000
Sabit + Trend	0	-11.28678	0.0000	13	0.315068	0.146000
None	11	-1.059677	0.2613			

SBC = The Schwarz Bayesian criterion

**Tablo 4.** Enflasyon Serisinin Tanımlayıcı istatistikleri

Tablo 4 de yer alan sonuçları incelediğimizde, enflasyon serisine ilişkin ADF ve KPSS test değerleri, birim kök boş hipotezinin reddedilmesi gerektiğini göstermektedir. Tabloda yer alan sonuçları değerlendirdiğimizde ise enflasyon oranı serisinin durağan olduğu tespit edilmiştir.

Çalışmada Neyaptın (2000), Berument vd. (2001) ve Özer ve Türkyılmaz (2005) çalışmaları referans alınmış olup Türkiye için ilgili dönemde bir otoregresif model oluşturularak ARCH, TGARCH ve EGARCH tahminlerinden elde edilen koşullu varyans serisi ile enflasyon serisi arasındaki nedensellik ilişkisi tahmin edilmiştir.

Heteroskedastisite Testi: ARCH			
F istatistiği	19.83703	Prob. F (1,428)	0.0000
Obs*R- kare	19.04693	Prob. Chi-Square (1)	0.0000
Test Denklemleri:			
Bağımlı Değişken: RESID^2			
Yöntem: En Küçük Kareler			
Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-istatistik
C	2.539689	0.838850	3.027583**
RESID^2(-1)	0.210466	0.047254	4.453878***

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

**Tablo 5. ARCH Etkisinin Analiz Sonuçları**

Heteroskedastisite testine göre, tahmin edilen P-değeri% 5'lik anlamlı seviyeden daha düşüktür, bu nedenle boş hipotezi reddedebiliriz, bu da bir ARCH etkisi olduğu anlamına gelir. Daha sonra enflasyon oynaklığı için koşullu varyansı bir vekil olarak oluşturmak için GARCH tipi modeli kullanmaya karar vermektedir.

Enflasyonun zamanla değişen oynaklığı, TGARCH (1,1) ve (e) EGARCH (1,1) tarafından tahmin edilmektedir. Hata yapısının koşullu dağılımı için normal (Gaussian) dağılım varsayılır. Bollerslev ve Wooldridge (1992) tarafından açıklanan maksimum olasılık yöntemi ve Marquardt optimizasyon algoritmasının yanı sıra yarı-maksimum olasılık kovaryansları ve standart hatalar kullanılarak tahmin edilen sonuçlar aşağıdaki Tablo 5'de sunulmuştur. Asimetrik GARCH (1,1) modelinin iki versiyonunda enflasyonist şokların enflasyonun koşullu varyansı üzerindeki herhangi bir asimetrik etkisinin olup olmadığını tahmin etmektedir.

Bağımlı Değişken: CPI <sub>t</sub>				
Yöntem: ML – ARCH (Marquardt) – Normal Dağılım				
Bollerslev-Wooldridge robust standard errors & covariance				
<b>Ortalama Denklemler</b>				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	z-istatistik	Prob.
C	0.616280	0.111411	5.531572	0.0000
CPI (-1)	0.779836	0.041451	18.81352	0.0000
<b>Varyans Denklemleri</b>				
C	1.277839	0.208331	6.133693	0.0000
ARCH(-1)^2	0.610253	0.170120	3.587182	0.0003
RESID(1)^2*(ESID(-1)<0)	-0.756539	0.165750	-4.564329	0.0000
GARCH(-1)	0.360217	0.086126	4.182460	0.0000
R-squared	0.476887		Durbin-Watson	2.323199
Adjusted R-sq	0.475667		Akaike info criterion	3.734800
Log likelihood	-798.8494		Schwarz criterion	3.791405

**Tablo 6. TGARCH Modelin Tahmin Sonuçları**

Tablo 6 da TGARCH (1,1) model sonuçları görülmektedir. (GARCH) üzerindeki katsayı pozitif bir işaretli olmakta ve % 5 seviyesinde anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bu durum enflasyon belirsizliğinin enflasyon oranı üzerinde pozitif bir etkisi olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla sonuçları değerlendirdiğimizde, Cukierman-Meltzer hipotezini veya Holland önermesini destekleyen kanıtlar da tespit edilmektedir. Asimetrik kukla üzerindeki katsayı negatif bir işaret taşır ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu bulgu ise, negatif bir şok olduğunda (beklenenden düşük enflasyon), enflasyon şokunun  $\epsilon_t-1$ 'in birim azalmasının etkisini, enflasyonun koşullu varyansının  $-0.15$  ( $\beta_1 + \gamma = 0.61 - 0.76 = -0.15$ ), buna karşılık  $\epsilon_t-1$ 'lik bir birim artışın ise enflasyonun koşullu varyansını  $0.61$  ( $\beta_1$ ) birim arttırmaktadır. Pozitif bir enflasyon şoku (beklenenden daha yüksek enflasyon), negatif bir şoktan (beklenenden daha düşük enflasyon; yani  $0.61 > -0.15$ ) enflasyon belirsizliği üzerinde daha büyük bir etkiye sahiptir. Bu durum ise Friedman-Ball hipotezini desteklemektedir.

EGARCH (1,1) modelinde enflasyonun enflasyon belirsizliği üzerindeki asimetrik etkisini gösteren ( $\phi$ ) katsayısı pozitif işaret taşımaktadır ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu pozitif işaret, pozitif bir enflasyon şokunun enflasyon belirsizliğini artırdığını (yani pozitif bir enflasyon şoku, daha yüksek enflasyon belirsizliği ile ilişkilidir) göstermektedir. Dolayısıyla yüksek enflasyona dair mevcut işaretler varsa, ekonomik birimler gelecekteki

enflasyon hakkında daha fazla belirsizlik yaşayacaktır. Elde edilen bu bulgu, Friedman-Ball hipotezi ile uyumludur. Pozitif bir enflasyon şokunun etkisi ( $\epsilon$ -1'lik bir birim artış) koşullu varyansın günlüğünü 1,09 ( $= \omega + \phi = 0,58 + 0,51$ ) artırırken, negatif bir enflasyon şoku ( $\epsilon$ -1'lik bir birim azalma) 1) koşullu varyansın günlüğünü 0,07 artırır ( $= \omega - \phi = 0,58 - 0,51$ ). Hem pozitif hem de negatif şokların etkilerinin (beklenenden daha yüksek enflasyon), koşullu varyansın üzerinde negatif bir enflasyon şokundan (beklenenden daha düşük) daha büyük bir etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir.

Bağımlı Değişken: CPI <sub>t</sub> Yöntem: ML – ARCH (Marquardt) – Normal Dağılım Bollerslev-Wooldridge robust standard errors & covariance				
<b>Ortalama Denklemler</b>				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	z-istatistik	Prob.
@SQRT(GARCH)	-1.035621	0.018150	-57.05840	0.0000
C	1.687717	1.36E-05	124380.9	0.0000
CPI (-1)	0.900579	0.015370	58.59288	0.0000
<b>Varyans Denklemleri</b>				
C	0.400135	3.14E-05	12726.67	0.0000
Log(GARCH(-1))	-0.199465	1.33E-06	-150317.6	0.0000
$\phi$	0.517431	0.019118	27.06516	0.0000
$\omega$	0.584159	0.018231	32.04287	0.0000
R-squared	0.482405		Durbin-Watson	2.021657
Adjusted R-sq	0.479987		Akaike info criterion	3.661961
Log likelihood	-783.1525		Schwarz criterion	3.718565

**Tablo 7. EGARCH Modelin Tahmin Sonuçları**

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
1	0.009	-0.009	-0.009	0.0339	0.854
2	0.043	0.043	0.043	0.8523	0.653
3	-0.010	-0.009	-0.009	0.8929	0.827
4	0.001	-0.001	-0.001	0.8931	0.926
5	0.044	0.045	0.045	1.7577	0.882
6	0.030	0.031	0.031	2.1509	0.905
7	0.002	-0.001	-0.001	2.1531	0.951
8	0.013	0.011	0.011	2.2226	0.973
9	0.009	0.010	0.010	2.2619	0.987
10	-0.017	-0.020	-0.020	2.3844	0.992
11	0.016	0.012	0.012	2.4964	0.996
12	0.006	0.007	0.007	2.5118	0.998
13	-0.009	-0.011	-0.011	2.5441	0.999
14	-0.007	-0.009	-0.009	2.5637	1.000
15	0.018	0.020	0.020	2.7125	1.000
16	0.008	0.008	0.008	2.7385	1.000
17	0.042	0.039	0.039	3.5521	1.000
18	0.001	0.002	0.002	3.5523	1.000
19	0.032	0.030	0.030	4.0173	1.000
20	-0.017	-0.018	-0.018	4.1465	1.000
21	0.078	0.074	0.074	6.8878	0.998
22	0.012	0.012	0.012	6.9520	0.999
23	0.017	0.007	0.007	7.0774	0.999
24	0.033	0.031	0.031	7.5755	0.999

**Şekil 3. TGARCH Modelinin Standartlaştırılmış Kalıntıların Korelogramı**

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
1	-0.014	-0.014	-0.014	0.0802	0.777
2	0.039	0.039	0.039	0.7384	0.691
3	-0.018	-0.017	-0.017	0.8784	0.831
4	0.002	-0.000	-0.000	0.8797	0.927
5	0.018	0.020	0.020	1.0295	0.960
6	0.019	0.019	0.019	1.1820	0.978
7	0.001	-0.000	-0.000	1.1824	0.991
8	0.015	0.014	0.014	1.2787	0.996
9	0.008	0.009	0.009	1.3068	0.998
10	-0.015	-0.016	-0.016	1.4061	0.999
11	0.010	0.009	0.009	1.4498	1.000
12	0.007	0.009	0.009	1.4738	1.000
13	-0.008	-0.010	-0.010	1.5033	1.000
14	-0.012	-0.013	-0.013	1.5666	1.000
15	0.017	0.018	0.018	1.6907	1.000
16	0.005	0.007	0.007	1.7040	1.000
17	0.042	0.040	0.040	2.4994	1.000
18	-0.003	-0.001	-0.001	2.5035	1.000
19	0.035	0.033	0.033	3.0536	1.000
20	-0.017	-0.015	-0.015	3.1818	1.000
21	0.090	0.088	0.088	6.9037	0.998
22	-0.001	0.003	0.003	6.9039	0.999
23	-0.004	-0.014	-0.014	6.9124	1.000
24	0.017	0.018	0.018	7.0485	1.000

**Şekil 4. EGARCH Modelinin Standartlaştırılmış Kalıntıların Korelogramı**

### 3.1 Diagnostik Testler

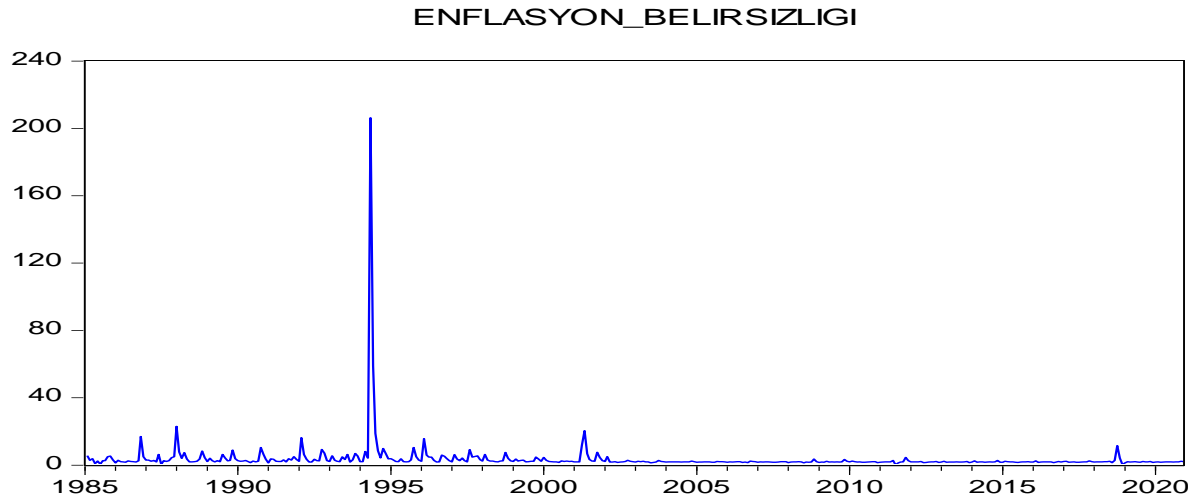
Tercih edilen GARCH modeli yalnızca kalıntıların seri olarak ilişkisiz olmasını gerektirmekle kalmaz, aynı zamanda kalıntıların herhangi bir koşullu volatilitenin olmadığını göstermelidir (Enders 2010; Hossain 2014). TGARCH (1,1) ve EGARCH (1,1) modellerinin standartlaştırılmış kalıntıları ve korelogramı, aşağıda yer alan şekil 3 ve 4'te gösterilmekte olup, incelediğimizde hiçbir serinin korelasyon göstermediği görülmektedir.

Değişken varyansın (koşullu değişkenliğin) varlığını incelemek için, heteroskedastisite ARCH testi kullanılmaktadır. Tablo 8'de ki sonuçlar, 24 gecikmeli TGARCH ve EGARCH modelleri için koşullu oynaklıkta heteroskedastisite kanıtı göstermemektedir.

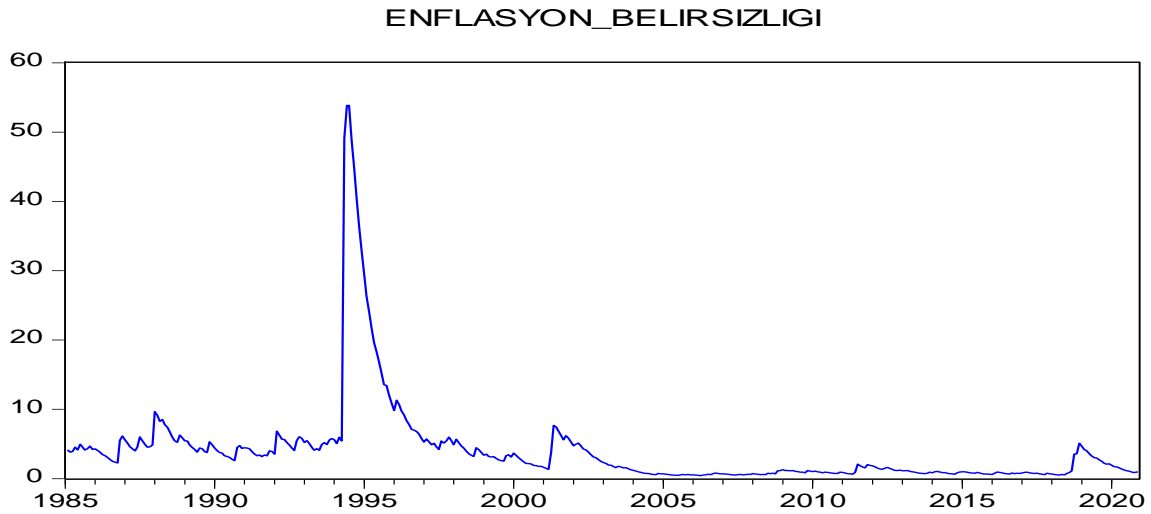
TGARCH modeli			
F- istatistiği	0.248382	Prob. F(24,382)	0.9999
Obs*R-kare	6.253717	Prob. Chi-kare(24)	0.9999
EGARCH modeli			
F- istatistiği	0.265069	Prob. F(24,382)	0.9999
Obs*R-kare	6.666960	Prob. Chi-kare (24)	0.9998

**Tablo 8.** Heteroskedastisite Testi Sonucu

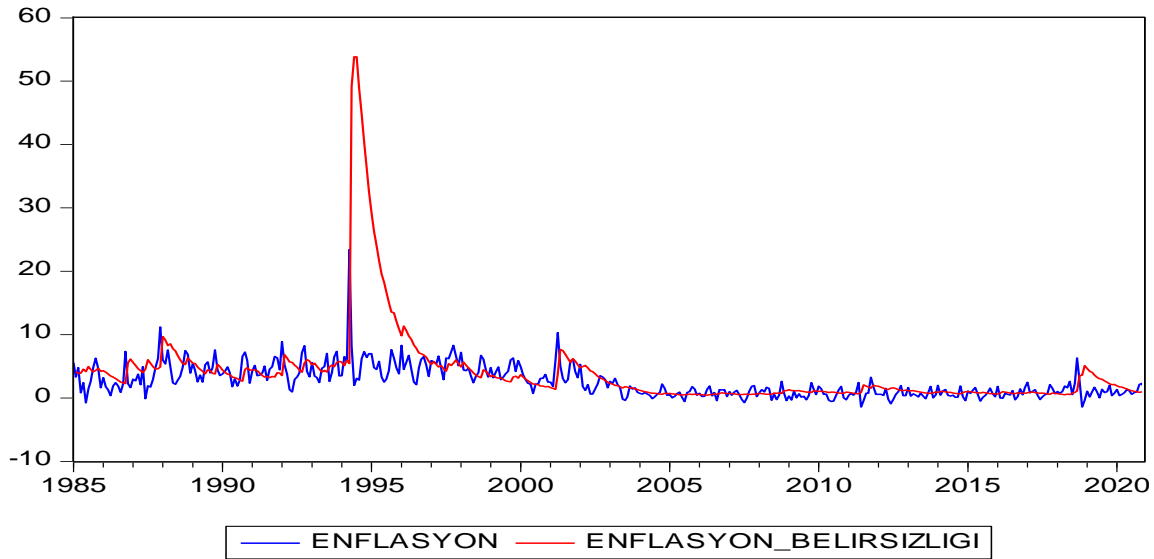
Son olarak, TGARCH ve EGARCH denkleminden çıkarılan koşullu varyans serisinin grafiğini şekil 5, 6 ve 7 de incelenmektedir. Enflasyon ve Enflasyon Belirsizliği Serileri, TGARCH (1,1) EGARCH (1,1) modelleri grafikleri:



**Şekil 5.** Enflasyonun Tahmini Koşullu Standart Sapması, 1985:01–2020:12. TGARCH (1,1) (eşik sıra bir) Enflasyon Modeli.



**Şekil 6.** Enflasyonun Tahmini Koşullu Standart Sapması, 1985:01–2020:12. EGARCH (1,1) (eşik sıra bir) Enflasyon Modeli.



Şekil 7. Enflasyon ve Enflasyonun Tahmini Koşullu Standart Sapması

Şekil 5, 6 ve 7 de yer alan TGARCH (1,1) ve EGARCH (1,1) modelleri ile elde edilen enflasyonun koşullu standart sapmalarını göstermektedir. Enflasyonun koşullu standart sapmasına ilişkin tahminler, enflasyon belirsizliğinin 1990'ların ortalarından 2000'lerin başına kadar görece yüksek olduğunu göstermektedir. Enflasyon belirsizliği daha sonraki dönemlerde azaldığı gözlenmekte olup 2002 yılında tekrar dalgalı olarak hareketlendiği tespit edilmiştir. 1994 ekonomik kriz döneminde enflasyon oldukça dalgalı hareket sergilemiş olup, 2000 yılında enflasyon hedeflemesinin hayata geçirilmesi ile birlikte enflasyon oynaklığının hafifçe düştüğü ve 2017 yılına kadar yaklaşık 10 yıl daha düşük bir seviyede kaldığı tespit edilmiştir.

### 3.2 Granger-Nedensellik Testi Sonuçları

Bu bölüm, Granger nedensellik testi çerçevesinde enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin var olup olmadığı araştırılmakta olup Granger nedensellik testine ait sonuçlar gösterilmektedir. Granger nedensellik testi, enflasyonun enflasyon belirsizliği üzerindeki gecikmeli etkilerinin ve bunun tersinin dahil edilmesine izin verir. TGARCH ve EGARCH yaklaşımları yoluyla elde edilen enflasyon belirsizliği serileri tahmini ile enflasyon oranı arasında gerçekleştirilen Granger- Nedensellik test sonuçları Tablo-9'da gösterilmektedir.

	Enflasyon, Enflasyon Belirsizliğine Granger Nedeni Değildir F istatistiği (p değeri)	Enflasyon Belirsizliği, Enflasyonun Granger Nedeni Değildir F istatistiği (p değeri)
TGARCH (1,1) modeli		
Gecikme sırası		
2	163.688*** (+)	10.8653*** (+)
4	87.6829*** (+)	5.19507*** (+)
6	59.7737*** (+)	1.65553
8	46.6570*** (+)	1.21204
10	38.5286*** (+)	1.35317
12	34.3147*** (+)	1.70903
EGARCH (1,1) modeli		
Gecikme sırası		
2	127.564*** (+)	16.6881*** (+)
4	74.3412*** (+)	5.76675*** (+)
6	52.0277*** (+)	1.76400
8	40.4485*** (+)	1.15266
10	33.4501*** (+)	1.35795
12	29.9189*** (+)	1.86956

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

Tablo 9. Granger-Nedensellik Testi Sonuçları (Türkiye: 1985:01 – 2020:12)

TGARCH (1,1) ve EGARCH (1,1) modelleri, enflasyonun % 1 istatistiksel anlamlılık düzeyinde Granger-Nedensellik hipotezi olan enflasyonun enflasyon belirsizliğine neden olmadığı şeklindeki sıfır hipotezi ( $H_0$ )

reddedilmektedir. Bu durum ise enflasyondaki artışın enflasyon belirsizliğini de artırdığını göstermektedir. Elde ettiğimiz bu sonuçlar, Türkiye için daha önceki yapılan ampirik çalışmalarla tutarlıdır. Bu çerçevede, tahmin edilen tüm modeller ve kullanılan tüm gecikme uzunlukları açısından Türkiye’de Friedman-Ball hipotezinin geçerli olduğunu göstermektedir. Ayrıca Granger nedensellik test sonucu Cukierman-Meltzer hipotezinin geçerliliğini doğrulamadı. Bu doğrultuda, Türkiye’de kısa ve uzun dönemde yüksek enflasyonun enflasyon belirsizliğini arttırdığı yorumunu yapabiliriz. EGARCH (1,1) modelinde, enflasyonun enflasyon oynaklığı üzerindeki asimetric etkisini gösteren  $\phi$  katsayısı pozitif bir işaret taşımakta ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu pozitif işaret, pozitif bir enflasyon şokunun enflasyon oynaklığını arttırdığını (yani pozitif bir enflasyon şoku, daha yüksek enflasyon belirsizliği ile ilişkilidir) göstermektedir.

Çalışma da, Türkiye de enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkilerinin varlığını 1985:01–2020:12 dönemine ait veri seti kullanarak araştırıldı. Yöntem seçiminde ise; Asimetrik GARCH modelleri genellikle enflasyon dinamiklerini daha iyi yakalayabilmesine rağmen, volatilité serisinin simetrik veya asimetrik bir model tarafından tahmin edilip edilmediğini dikkate alarak enflasyon ve enflasyon belirsizliğini ölçmek için asimetrik GARCH (yani Eşik GARCH (TGARCH) ve üstel GARCH (EGARCH)) modellerini tercih ettik. Elde ettiğimiz TGARCH (1,1) EGARCH (1,1) analiz sonucuna göre koşullu varyansın TÜFE bazlı enflasyon oranı üzerindeki etkisi istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Daha sonra ise elde edilen sonuçların tutarlılığını ve iki değişken arasındaki ilişkinin yönünü belirlemek adına Granger Nedensellik testi uygulanmış olup test sonuçları Türkiye de ilgili dönemde enflasyonun enflasyon belirsizliğini pozitif olarak etkilediğini göstermiştir.

#### 4 Sonuç

Friedman-Ball Hipotezi, enflasyonun enflasyon belirsizliğini de arttırmak suretiyle görünmeyen ilave maliyetlerine dikkat çekmektedir. Hipotez, enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasında pozitif bir ilişki olduğuna ve enflasyonun yükseldiği dönemlerde asimetric bilgi sorunu nedeni ile enflasyon belirsizliğini de arttırdığını savunmaktadır. Türkiye ekonomisi özelinde 1985:01–2020:12 dönem verileri ile incelediğimiz çalışmamızda, Friedman-Ball hipotezinin geçerliliğini GARCH modelinin varyasyonu olan ve belirsizliği daha hassas olarak ölçen TGARCH ve EGARCH modelinden yararlanarak sıvandık ve analiz sonuçlarında elde ettiğimiz bulgular, ilgili dönem kapsamında hipotezin geçerli olduğunu göstermiştir. Türkiye ekonomisinde 2000-2010 döneminde uygulamaya başlanan ve günümüzde uygulanmaya devam eden Enflasyon Hedefleme programının geçmiş yıllardaki uygulanan politikalara göre nispeten daha başarılı olduğu görülmektedir. Yüksek enflasyon oranları, enflasyon belirsizliğini arttırdığı bu durum ise üretim, yatırım ve tüketim kararlarını olumsuz etkilediği hem teorik hemde ampirik analizlerle kanıtlanmıştır. Parasal makroekonomi üzerine güncel literatür dikkate alındığında ise, esnek bir döviz kuru sistemi altında, kurala dayalı bir para politikası uygulamalarının fiyat istikrarını sürdürmek için uygun politika uygulamaları olduğunu savunmakatadır. Ancak, her ülkenin makroekonomik dinamikleri farklılık göstereceği için uygun para politikası stratejisi üzerinde bir fikir birliği yoktur. Anahtar sorulardan biri, paranın enflasyon sürecinde mi yoksa para politikasının yürütülmesinde mi önemli olduğudur. Ancak McCallum ve Nelson (2011), parasal büyüme ve enflasyon arasındaki ilişkinin, para talebi fonksiyonunun istikrarlı olup olmamasına ve para arzının sabit veya esnek bir döviz kuru sistemi altında içsel veya dışsal olmasına bakılmaksızın geçerli olduğunu öne sürmektedir. Çalışmamızın ampirik bulguları Merkez Bankasının kurala dayalı para politikası uygulamalarını tercih ederek, düşük ve istikrarlı enflasyonu sürdürme ihtiyacına ilişkin argümanı güçlendirmektedir.

#### Kaynakça

- Akyazı, H., & Artan, S. (2004). Türkiye’de Enflasyon-Enflasyon Belirsizliği İlişkisi ve Enflasyon Hedeflemesinin Enflasyon Belirsizliğini Azaltmadaki Rolü. *TBB Bankacılar Dergisi*, 48, 3-17.
- Alakbarov, N., & Gök, A. (2020). Enflasyon Belirsizliği ve Enflasyon İlişkisi Üzerine Ekonometrik Bir Araştırma: Türkiye Örneği. *International Journal of Applied Economic and Finance Studies* 5(1), 41-57.
- Baillie, R.T., Chung, C., & Tieslau, M. A. (1996). Analysing inflation by the fractionally integrated ARFIMA–GARCH model. *J. Appl. Econometrics*, 11, 23-40.
- Ball, L. (1992). Why Does High Inflation Raise Inflation Uncertainty? *Journal of Monetary Economics*, 29(3), 371-388.
- Ball, L., & Cecchetti, S. (1990). Inflation and Uncertainty at Short and Long Horizons. *Brookings Papers on Economic Activity* 21(1), 215-254.
- Barimah, A., & Amuakwa-Mensah, F. (2012). Does Inflation Uncertainty Decrease with Inflation? A GARCH Model of Inflation and Inflation Uncertainty. *Journal of Monetary and Economic Integration*, 12(2), 1-61.
- Barro, R. (1995). Inflation and Economic Growth, *Bank of England Quarterly*, May, 166–176.

- Bawa, S., Abdullahi, I. S., & Ibrahim, A. (2016). Analysis of inflation dynamics in Nigeria (1981-2015). *CBN Journal of Applied Statistics*, The Central Bank of Nigeria, Abuja, 7(1), 255-276.
- Berument, H., Metin-Ozcan, K., & Neyapti, B. (2001). Modelling inflation uncertainty using EGARCH: An application to Turkey. *Federal Reserve Bank of Louis Review*, 66, 15-26.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* 31(3), 307-327. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)
- Bollerslev, T., & Wooldridge, J. M. (1992). Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time-Varying Covariances. *Econometric Reviews*, 11, 143-172. <https://doi.org/10.1080/07474939208800229>
- Caporale, G. M., Onorante, L., & Paesani, P. (2009). Inflation and Inflation Uncertainty in the Euro Area. Cesifo Working Paper Series, 2720.
- Case, K. E., Fair, R. C., & Oster, S. E. (2013). *Principles of Microeconomics*. Pearson Education.
- Cukierman, A., & Meltzer, A. (1986). A Theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation under Discretion and Asymmetric Information. *Econometrica*, 54(5), 1099-1128.
- Demirgil, H. (2011). Politik İstikrarsızlık, Belirsizlik ve Makroekonomi: Türkiye Örneği (1970-2006). *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi* 31(2), 123-144.
- Ekinci, A., & Genç, M. (2018). Inflation and Inflation Uncertainty in Turkey: Evidence From EGARCH Modeling. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, Prof. Dr. Harun TERZİ Özel Sayısı, 475-486. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.451734>
- Enders, W. (2010). *Applied Econometric Time Series*. John Wiley and Sons.
- Erdem, H. F., & Yamak, R. (2013). Türkiye’de Enflasyon ve Enflasyon Belirsizliği: Kalman Filtre Yaklaşımı. *Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi*, 17(2), 65-80.
- Erkam, S. (2008). Enflasyon ve Enflasyon Belirsizliği: Türkiye Örneği. *Sosyoekonomi*, 7(7), 157-174.
- Fischer, S. (1993). The Role of Macroeconomic Factors in Growth. *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 485-512. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(93\)90027-D](https://doi.org/10.1016/0304-3932(93)90027-D)
- Friedman, M. (1977). Nobel Lecture: Inflation and unemployment. *Journal of Political Economy*, 85(3), 451-472.
- Göktepe, P., & Dişbudak, C. (2014). Modelling Inflation Uncertainty with Structural Breaks Case of Turkey (1994-2013). Hindawi Publishing Corporation Mathematical Problems in Engineering Volume 2014, Article ID 284161, 19.
- Grier, K. B., & Perry, M. J. (1998). On inflation and inflation uncertainty in the G7 countries. *J. International Money and Finance*. 17, 671-689.
- Holland, S. (1993). Uncertain Effects of Money and the Link between the Inflation Rate and Inflation Uncertainty. *Economic Inquiry*, 39-51.
- Holland, S. (1995). Inflation and uncertainty: tests for temporal ordering, *Journal of Money Credit Bank*, 27(3), 827-837.
- Hossain, A. (2014). Inflation and Inflation Volatility in Australia. *Journal of Applied Economics and Policy* 33(2), 163-185. <https://doi.org/10.1111/1759-3441.12075>
- Jiranyakul, K., & Opiela, T. (2010). Inflation and Inflation Uncertainty in the ASEAN-5 Economies. *Journal of Asian Economics*, 21, 105-112.
- Karanasos, M., & Schurer, S. (2008). Is the Relationship Between Inflation and Its Uncertainty Linear? *German Economic Review*, 9(3), 265-286.
- Keskek, S., & Orhan, M. (2010). Inflation and inflation uncertainty in Turkey. *Applied Economics*, 42(10), 1281-1291.
- Kontonikas, A. (2004). Inflation and inflation uncertainty in the United Kingdom, evidence from GARCH modelling. *Economic Modelling*. 21, 525-543.
- Korap, L., & Saatçioğlu, C. (2009). New Time Series Evidence for the Causality Relationship Between Inflation and Inflation Uncertainty in the Turkish Economy, *Dogus University Journal*, 10(2), 235- 248.
- McCallum, B. T., & E. Nelson. (2011). Money and Inflation: Some Critical Issues. *Handbook of Monetary Economics* içinde, edited by Friedman, B. M. & M. Woodford, 97-153. Vol. 3A. Amsterdam: Elsevier Science.
- Montiel, P. J. (2003). *Macroeconomics in Emerging Markets*. Cambridge: Cambridge University Press.

- Neyapti, B. (2000). Inflation and Inflation Uncertainty in Turkey: Evidence from the Past Two Decades. *The Empirical Economics Letters*, 13(4), 401-411.
- Okun, A. M. (1971). The Mirage of Steady Inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1971(2), 485-498.
- Oltulular, S., & Terzi, H. (2006). Yüksek Enflasyon Enflasyon Belirsizliğini Artırıyor mu? *Ekonometri ve İstatistik*, 3, 1-22.
- Özdemir, Z. A., & Fisunoğlu, M. (2008). On the Inflation-Uncertainty Hypothesis in Jordan, Philippines and Turkey: A Long Memory Approach. *International Review of Economics and Finance*, 17, 1-12.
- Özer, M., & Türkyılmaz, S. (2005). Türkiye’de Enflasyon ile Enflasyon Belirsizliği Arasındaki İlişkinin Zaman Serisi Analizi, *İktisat İşletme ve Finans*, 20, 93-104.
- Pourgerami A., & Maskus K. E. (1987). The Effects of Inflation on the Predictability of Price Changes in Latin America: Some Estimates and Policy Implications, *World Development*, 15(2), 287-290.
- Rizvi, S. K., & Naqvi, B. (2010). Asymmetric Behavior of Inflation Uncertainty and Friedman-Ball Hypothesis: Evidence from Pakistan, *The Lahore Journal of Economics* 15(2), 1-33.
- Samut, P. K. (2014). The Effect Of Inflation Uncertainty On Price Components: The Case Of Turkey. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 28(1), 21-40.
- Sever, E., & Demir, M. (2008). Enflasyon hedeflemesi sürecinde enflasyon ve enflasyon belirsizliği ilişkisinin analizi. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi* 24(1), 41-63.
- Su, C.W. Yu, H., Chang, H.L., & Li, X.L. (2016). How does inflation determine inflation uncertainty? A Chinese perspective. *Quality and Quantity*, 51(3), 1417-1434.
- Şahin, A., & Ülke, V. (2015). Farklı Belirsizlik Düzeylerinde Faiz Oranının Makroekonomik Değişkenlere Etkileri: Türkiye Üzerine Etkileşimli Vektör Otoregresif Modeli Uygulaması. *Central Bank Review*, 15(1), 65-93.
- Tao, R., Li, Z. Z., Li, X. L., & Su, C. W. (2018). A Reexamination of Friedman-Ball’s Hypothesis in Slovakia: Evidence from Wavelet Analysis. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 21(4), 41-54.
- Telatar, F. (2003). Türkiye’de Enflasyon, Enflasyon Belirsizliği ve Siyasi Belirsizlik Arasındaki Nedensellik İlişkileri. *İktisat, İşletme ve Finans*, 18(203), 42-51.
- Thornton, J. (2006). High and Variable Inflation: Further Evidence on the Friedman Hypothesis. *Southern African Journal of Economics*, 74, 167-171.
- Thornton, J. (2008). Inflation and Inflation Uncertainty in Argentina, 1810-2005. *Economics Letters*, 98, 247-252.
- Ünsal, E. (2013). *Makro İktisat*. İmaj Yayın Evi, Ankara, ISBN: 9789757852674.
- Yılmaz, A. B., Yılmaz, B., & Demir, E. (2017). Enflasyon Oranları ile Enflasyon Belirsizliğinin Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi: Türkiye Örneği. *Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 37, 99-112.

## Türkiye Enflasyon Oranlarının İktisadi Belirleyicileri: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı

### Özet

Son yıllarda Türkiye ekonomisinde, döviz kuru, kredi miktarındaki artış, para arzı ve GSYİH'daki artış gibi bir dizi değişken nedeniyle tüketici fiyatları temelli enflasyon oranlarında artışlar gözlenmektedir. Politika yapıcılarının, enflasyon oranlarını düşürebilmek için enflasyonun hangi değişkenlerden etkilendiğini doğru tespit etmeleri gerekir. Bu çalışmada, Türkiye ekonomisinde gözlemlenen enflasyon oranlarının iktisadi belirleyicileri 2003-2021 dönemi için Gecikmesi Dağıtılmış Otokoregresif Sınır Testi (ARDL) modeli kullanılarak tespit edilmiştir. Enflasyon oranlarının iktisadi belirleyenlerini tespit edebilmek için para arzı, dolar/TL döviz kuru, faiz oranları, tüketici kredileri ve GSYİH değişkenleri tercih edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre, kısa dönemde enflasyonun geçmiş yıllardaki değerleri ve dolar/TL döviz kurunun; uzun dönemde ise reel parasal büyüklüklerin enflasyon oranları üzerinde etkisi olduğu tespit edilmiştir. Kısa ve uzun dönemde ise, faiz oranlarıyla enflasyon oranları arasında zayıf bir ilişki bulunmuştur.

**Anahtar kelimeler:** Enflasyon oranı, Türkiye ekonomisi, Gecikmesi dağıtılmış otokoregresif sınır testi

## Economic Determinants of Turkish Inflation Rates: An ARDL Bounds Testing Approach

### Abstract

Consumer price index-based inflation rates have increased in the recent years in Turkey due to increases in a number of variables, such as exchange rates, loans, money supply and GDP. In order to choose appropriate policies to reduce the inflation rates, policy makers should determine the economic determinants of inflation accurately. In this paper, the economic determinants of Turkish inflation rates are investigated using Autoregressive Distributed Lag (ARDL) bound test over the sample period of 2003-2021. In order to determine the economic determinants of inflation rates, money supply, dollar/TL exchange rates, interest rates, consumer loans and GDP are selected as explanatory variables. According to the results of this study, in the short-run the lagged values of inflation and dollar/TL exchange rate have an effect on inflation rates; and in the long-run the real money balances is the most effective variable. The relation between the real interest rate and inflation rates are weak both in the short- and in the long-run.

**Keywords:** Inflation rate, Turkish economy, Autoregressive distributed lag bound test

Bekir Aşık (Beykent University, Istanbul, Turkey)

**OrcID:** 0000-0002-2221-016X **E-mail:** bekirasik@beykent.edu.tr

## 1 Giriş

Bir ülkenin en önemli makroekonomik göstergelerinden birisi de fiyatlar genel düzeyindeki sürekli artışı ifade eden enflasyondur. Fiyatlar genel seviyesindeki yüksek oranlı artışlar, diğer makroekonomik göstergeleri de etkileyeceği için ekonomik ve toplumsal maliyetlere neden olacaktır. Son yıllarda Türkiye ekonomisinde tırmanışa geçen enflasyon oranlarının arkasında yatan etmenleri belirlemek, enflasyonla mücadele eden ekonomi politikası yapıcılar için elzemdir. Kasım 2000 ve Şubat 2001’de yaşanan krizlerin ardından ‘Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı’ kapsamında enflasyon hedeflemesi sistemine geçilen Türkiye ekonomisinde, 2002 yılından itibaren örtük enflasyon hedeflemesi politikası; 2006 yılından itibaren de açık enflasyon hedeflemesi politikası uygulanmıştır. Uygulanan bu politikalarla birlikte enflasyon oranları düşmeye başlamıştır. 1990-2000 yılları arasında ortalama %75.21 olan enflasyon oranı 2003-2016 yılları arasında %8.27’ye kadar düşürülmüştür. 2016 yılından sonra ise enflasyon oranları yavaş yavaş yükselmeye başlamış ve 2017-2020 yılları arasında ortalama enflasyon oranı %13.73’e yükselmiştir. Enflasyonda gözlemlenen bu artış oranı 2021 yılında da devam etmiş ve Haziran 2021’de enflasyon oranı %17.53 ile son yılların en yüksek oranına ulaşmıştır (Veriler TÜİK’in internet sitesinden alınmıştır).

Türkiye ekonomisinde gözlemlendiği gibi yüksek oranlı enflasyon, makroekonomik göstergelerde ciddi olumsuzluklara neden olmaktadır. Ekonomi ve toplum için önemli maliyetlere neden olan enflasyon olgusunun iki kaynağı vardır. Bunlar, literatürde, talep çekişli ve maliyet itişli olarak adlandırılırlar. Talep çekişli enflasyonu belirleyen ana etmen, kamu harcamaları ve para arzının artması neticesinde, toplam talebin artmasıdır. Maliyet itişli enflasyonun temelinde ise üretimde kullanılan girdi fiyatlarının artması sonucunda üretim maliyetlerindeki artışlar yer almaktadır. Bunlara ek olarak, gelişmekte olan ülkelerdeki yapısal sorunlar da enflasyonu yaratmakta ve kronik bir hal almasında etkili olmaktadır. Türkiye’de gözlemlenen enflasyonun, bahsi geçen nedenlerden hangisinden kaynaklandığını tespit etmek, son yıllarda yükselişe geçen enflasyonla mücadele için kritik bir öneme sahiptir.

Çalışmanın amacı, ‘Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı’ uygulanmasıyla birlikte serbest dalgalanmaya bırakılan döviz kuru desteğiyle para otoritesinin tam özerkliğine dayalı enflasyon hedeflemesi politikasının benimsendiği dönemde, enflasyonu etkileyen unsurları tespit etmektir. Bu nedenle, çalışmada 2003 yılının birinci çeyreğiyle 2021’in son çeyreğini kapsayan dönem tercih edilmiştir. Söz konusu dönemde, enflasyonu kısa ve uzun dönemde etkileyen unsurları belirlemek için literatürde çok sık kullanılan reel faiz, kredi miktarı, hükümet harcamaları, Dolar/TL kuru, M2 tanımlı reel para arzı ve GSYİH değişkenleri tercih edilmiştir. Değişkenlerle enflasyon arasındaki uzun dönemli ilişkiyi tespit edebilmek için farklı dereceden durağanlaştırılmış serilerle model tahminine imkan veren Otoregresif Gecikmesi Dağıtılmış (ARDL) modeli tercih edilmiştir.

Çalışmanın bundan sonrası şu şekilde planlanmıştır. Çalışmanın ikinci bölümünde enflasyon sorunu yaşayan ülkelerdeki ve Türkiye’deki ilgili çalışmalara yer verilmiştir. Üçüncü bölümde, tercih edilen dönemde, kullanılan veriler ve ARDL modeli tanıtılmıştır. Çalışmanın dördüncü bölümünde ise modelin tahmin edilmesiyle birlikte elde edilen sonuçlar yorumlanmış ve beşinci bölümde sonuç ve değerlendirmeye yer verilmiştir.

## 2 Literatür İncelemesi

Enflasyonla mücadele edebilmek için ekonomi yönetimindeki politika yapıcılarının enflasyonu belirleyen unsurları doğru tespit etmesi kritik bir öneme sahiptir. Literatürde, enflasyonu belirlemeyen değişkenleri tespit edebilmek için ulusal ve uluslararası düzeyde birçok çalışma bulunmaktadır.

Laryea ve Sumaila (2001), Tanzanya’da enflasyonu etkileyen değişkenlerin talep yönlü mü yoksa arz yönlü mü olduğunu tespit etmek için kurdukları ekonometrik modelde 1992-1998 döneminde çeyreklik veriler kullanmışlardır. Çalışmanın sonucuna göre, kısa vadede, enflasyonla para arzı ve çıktı büyümesi arasında güçlü bir ilişki vardır. Uzun vadede ise bu değişkenlere ek olarak, dolar kurunun da güçlü bir etkisi olduğu bulunmuştur. Uzun ve kısa vadede enflasyonu belirleyen bir başka çalışma Lissovolik (2003)’e aittir. Aylık veriler kullanılarak, Ukrayna’da enflasyonu uzun dönemde etkileyen değişkenleri araştıran bu çalışmada, enflasyon üzerinde sanayi ve tarım üretim endeksi, ücret, döviz kuru, mali açık, faiz oranı ve dış ticaret kısıtlaması ve oligopol fiyatlama değişkenleri tercih edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre para arzındaki artış enflasyonun temel belirleyicisidir ve parasal aktarım mekanizması, uzun dönemde, enflasyona döviz kuru ve ücretler yoluyla etki etmektedir.

Literatürde, uzun dönemde, enflasyonu belirleyen değişkenleri tespit etmek için yapılan bir diğer çalışma Bayo (2005) çalışmasıdır. Nijerya ekonomisi için yapılan bu çalışmada, enflasyonu açıklamak için mali açık, para arzındaki artış, faiz oranı ve döviz kuru seçilmiştir. Elde edilen bulgulara göre seçilen değişkenlerin enflasyon üzerinde istatistiki olarak etkisi bulunmaktadır. Değişkenler, döviz kuru hariç, enflasyonu pozitif yönde etkilemektedir. Literatürde bu konuda yapılan bir başka araştırma Monfort ve Pena (2008)’e aittir. Paraguay için yapılan bu çalışmada, enflasyonu talep yönlü ve arz yönlü değişkenlerle incelemek için 1991-2007 döneminde çeyreklik verilerle Johansen eşbütünleşme yöntemi kullanılmıştır. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre paraasal değişkenler, döviz kuru ve ücret belirleme mekanizmaları enflasyonu etkileyen unsurlardır.

Kwon ve Koo (2009) uzun dönemde gıda enflasyonunu etkileyen unsurları araştırmış ve çalışmada, 1985-2001 zaman aralığında, talep çekişli ve maliyet itişli unsurların enflasyonu etkilediği tespit edilmişken, 2002-2008 zaman diliminde ise maliyet itişli enflasyonun baskın olduğu sonucuna varmışlardır. Greenidge ve DaCosta (2009) da enflasyonla ücret, faiz oranı, işsizlik, döviz kuru, üretim açığı ve petrol fiyatları arasındaki uzun dönemli ilişkiyi incelemişler ve talep çekişli enflasyonla maliyet itişli enflasyonun, seçilen ülkelerde, aynı anda ortaya çıktığını tespit etmişlerdir.

Ellahi (2017) para arzı, kamu harcamaları, mal ve hizmet ithalatı ve GSYİH ile Pakistan enflasyon oranları arasındaki uzun dönemli ilişkiyi incelemiş ve seçilen değişkenlerle enflasyon arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu tespit etmiştir. Para arzı ve GSYİH'nin enflasyon üzerinde pozitif; kamu harcamalarıyla mal ve hizmet ithalatının negatif etkisinin olduğunu tespit etmiştir. Bane (2018), Etiyopya ekonomisi için yaptığı çalışmada, enflasyon oranlarıyla parasal değişkenler (para arzı, kredi genişlemesi, kamu harcamaları ve reel faiz oranı), GSYİH ve yapısal sorunlar arasındaki uzun dönemli ilişkiyi tespit etmeye çalışmıştır. Tahmin sonucunda elde edilen bulgulara göre enflasyon oranlarıyla hem parasal değişkenlerin hem de yapısal sorunların arasında uzun dönemli ilişki bulunmuştur.

İlgili literatürde, uzun dönemde, Türkiye ekonomisinde enflasyonu belirleyen unsurları tespit etmek için yapılan çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmalardan, Şahinoğlu, vd, (2010) enflasyon üzerinde ithalat fiyatları, üretim açığı, ücretler ve faiz oranının etkisini incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlara göre çıktı açığının enflasyon üzerinde en önemli etkiye sahip olduğu; yurt dışı fiyat düzeyi ve ücretlerin de pozitif bir etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir. Bu değişkenlere ek olarak, modele para ve maliye politikaları eklenince hem modelin açıklama gücü artmış hem de eklenen değişkenlerin de enflasyon üzerinde etkisi bulunmuştur. Bu konudaki bir başka çalışma da Oktayer (2010)'a aittir ve bu çalışmada para arzı ve bütçe açığı değişkenleriyle enflasyon arasındaki uzun dönemli ilişki incelenmiştir. Elde edilen sonuçlara göre uzun dönemde bütçe açıklarının enflasyon üzerinde etkili olduğu ifade edilmiştir.

Türkiye üzerine yapılan bir başka çalışma Yamaçlı ve Saatçi (2016)'dır. Yurt içi kredi hacmi, kredi kartı harcamaları, faiz oranı, kapasite kullanım oranı ve üretici fiyatları enflasyonu tüketici fiyatları enflasyonu arasındaki uzun dönemli ilişki incelenmiştir. Tahmin sonuçlarına göre enflasyon oranı üzerinde kapasite kullanım oranı, üretici enflasyonu ve enflasyonun gecikmeli değerleri etkilidir. Bu sonuçlara ek olarak, faizle tüketici fiyatları enflasyonu arasında zayıf bir ilişki olduğu belirlenmiştir.

Göçer, vd. (2016) Türkiye'deki enflasyonla yurt içi kredi hacmi, üretici fiyat endeksi, tüketici güven endeksi ve özel tüketim vergisiyle enflasyon arasındaki uzun dönem ilişkisi dinamik en küçük kareler yöntemiyle incelemiş ve uzun dönemde maliyet artışlarıyla tüketicilerden alınan vergiler arasında uzun dönemli ilişki tespit etmişlerdir. Enflasyonla işsizlik arasındaki ilişkiyi ARDL yöntemiyle tahmin eden Karahan ve Uslu (2018), Türkiye'de işsizlik ve enflasyon arasında istatistiki olarak anlamlı ve negatif bir ilişki tespit etmiştir. İlgili literatürdeki bir başka çalışma Alev (2019)'a aittir. Bu çalışmada para arzı, Dolar/TL kuru, döviz kuru oynaklığı, kredi ve mevduatlara uygulanan faiz oranı, GSYİH ve bütçe değişkeniyle enflasyon arasındaki uzun dönemli ilişki incelenmiştir. Uzun dönemde para arzı, bütçe açığı ve ihtiyaç kredilerine uygulanan faiz oranıyla enflasyon arasında pozitif yönlü; kısa dönemde ise para arzı ve bütçe dengesiyle enflasyon arasında pozitif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir.

Söz konusu literatüre bir başka katkı ithalat ve enflasyon arasındaki ilişkiyi inceleyen Tuğcu, vd, (2019) çalışmasıdır. Bu çalışmada, Türkiye ekonomisindeki enflasyon oranlarının parasal değişkenlerden kaynaklandığı ancak enflasyonun ithalat tarafından da yönlendirildiği tespit edilmiştir. Literatürdeki bir başka çalışma ise lineer olmayan ARDL testiyle ekonomik büyüme ve enflasyon oranları arasındaki ilişkiyi inceleyen Karahan ve Çolak (2020) çalışmasıdır. Bu çalışmanın sonuçlarına göre uzun dönemde enflasyon ve iktisadi büyüme arasında negatif yönlü bir ilişki bulunmuştur.

### 3 Veri Seti ve Yöntem

Türkiye ekonomisinde gözlemlenen enflasyon oranlarının iktisadi belirleyicilerini tespit etmek için 2003.Ç1-2021.Ç4 dönemi tercih edilmiştir. Tahmin edilen modelde bağımlı değişken tüketici fiyat endeksi, bağımsız değişkenler ise GSYİH, hükümet harcamaları, M2 tanımlı para arzı, seçilen dönemde verilen toplam kredi miktarı, gecelik reel faiz oranı ve dolar/TL kuru seçilmiştir. Değişkenlere ait veri kaynağı Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'dır.

Enflasyonla mücadelede uygun ekonomi politikalarını belirleyebilmek için değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını test etmek ampirik makroekonomistler için önemlidir. Değişkenler arası uzun dönemli ilişkiyi test etmek için Engle ve Granger (1987)'nin geliştirdiği kalıntılara dayalı test ve Johansen ve Juselius (1990)'ın geliştirdiği sistem temelli yöntem kullanılmaktadır. Bu yöntemleri kullanabilmek için aralarında seçilen değişkenlerin aynı dereceden durağan olması gerekmektedir. Uzun dönemli ilişkinin varlığını tespit etmek için seçilen makroekonomik değişkenlerin aynı dereceden durağan olması her zaman mümkün olmamaktadır. Bu sorunu gidermek için (Pesaran ve Smith, 1998), (Pesaran ve Shin, 1999) ve (Pesaran, vd, 2001) eşbütünleşme testine dayalı Otoregresif Gecikmesi Dağıtılmış (ARDL) Sınır testi yaklaşımını geliştirmiştir. Bu yöntemle göre

analizde kullanılan değişkenlerin durağanlık derecesi aynı olmak zorunda değildir. Bu özelliğe ek olarak, (Peseran ve Shin, 1999), ARDL yöntemiyle örneklem sayısının az olduğu durumlarda dahi tutarlı sonuçların elde edilebileceğini göstermişlerdir.

ARDL yöntemiyle tahmin edilecek olan kısıtsız model aşağıdaki gibidir:

$$\Delta \ln CPI_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta \ln CPI_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{2i} \Delta \ln GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{3i} \Delta \ln Govern_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{4i} \Delta \ln M2_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{5i} \Delta \ln Realinterest_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{6i} \Delta \ln Kredi_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{7i} \Delta \ln Kur_{t-i} + \theta_1 \ln CPI_{t-1} + \theta_2 \ln GDP_{t-1} + \theta_3 \ln Govern_{t-1} + \theta_4 \ln M2_{t-1} + \theta_5 \ln Realinterest_{t-1} + \theta_6 \ln Kredi_{t-1} + \delta_1 t + \varepsilon_t \quad (1)$$

(1) numaralı denklemde  $\varepsilon$  hata terimini,  $p$  gecikme sayısını ifade etmektedir. Modeldeki gecikme sayısı Akaike Bilgi Kriteri (AIC)'ne göre belirlenmiştir. Değişkenler arasında uzun dönem ilişkisini tespit etmek için yapılan sınır testinde boş ve alternatif hipotezler şu şekildedir:  $H_0: \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = \theta_5 = 0$  ve  $H_a: \theta_1 \neq \theta_2 \neq \theta_3 \neq \theta_4 \neq \theta_5 \neq 0$ . Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını belirlemeye yarayan bu testte karar F istatistiği sonucuna ve (Peseran, vd, 2001) tarafından geliştirilen kritik değerlere göre verilmektedir. Boş hipotezin reddedilmesi, değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığına işaret etmektedir. Boş hipotezin reddedilememesi ise değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin var olmadığına işaret eder.

Seçilen değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkiyi inceleyen ARDL modeli aşağıdaki gibidir:

$$\Delta \ln CPI_t = \omega_0 + \sum_{i=1}^p \omega_{1i} \Delta \ln CPI_{t-i} + \sum_{i=0}^p \omega_{2i} \Delta \ln GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^p \omega_{3i} \Delta \ln Govern_{t-i} + \sum_{i=0}^p \omega_{4i} \Delta \ln M2_{t-i} + \sum_{i=0}^p \omega_{5i} \Delta \ln Realinterest_{t-i} + \sum_{i=0}^p \omega_{6i} \Delta \ln Kredi_{t-i} + \sum_{i=0}^p \omega_{7i} \Delta \ln Kur_{t-i} + \omega ECM_{t-1} \quad (2)$$

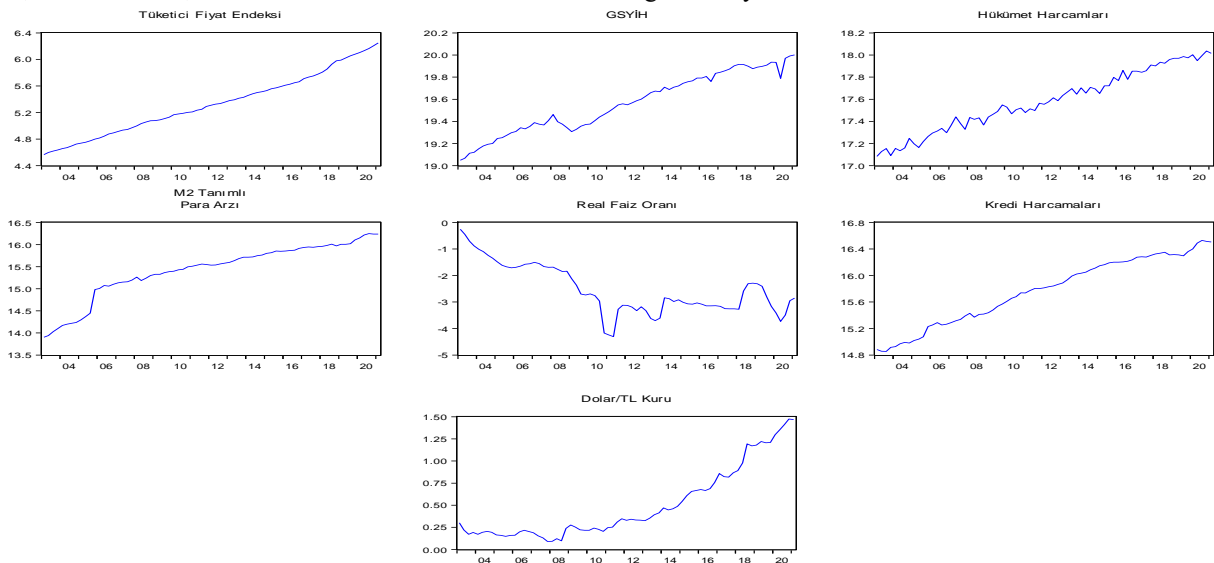
(2) numaralı denklemde yer alan ECM hata giderme terimidir ve  $\omega$  katsayısı da kısa dönemde gerçekleşen dengeden sapmanın ne kadar sürede tekrar dengeye geleceğini ifade eder. Bu modelde tutarlılığın gerçekleşmesi için hata düzeltme modeline ilişkin katsayının işaretinin negatif ve istatistiki olarak anlamlı olması gerekir.

Modelde kararlı parametre elde edilmesini uzun dönemli ilişki tek başına sağlamaz. Kararlı katsayıların elde edilebilmesi için ekstra istatistiki değerlere ihtiyaç vardır. CUSUM ve CUSUMQ test sonuçları, ARDL modelinden elde edilen parametrelerin kararlılığını ölçmede kullanılır.

#### 4 Tahmin Sonuçları

ARDL yönteminde seçilen değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi tespit etmek için öncelikle seçilen değişkenlerin durağanlık derecesinin belirlenmesi gerekir. Zaman serisi ekonometrisinde değişkenlerin durağanlık derecesini belirlemede birden fazla birim kök testi kullanılmaktadır. Bu çalışmada, birim kök testleri içerisinde en sık kullanılan Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi kullanılmıştır.

Çalışmada birim kök testleri uygulamadan önce değişkenlere ait grafiklerle değişkenlerin durağanlık koşulu incelenmiştir. Şekil 1'de logaritması alınmış tüketici fiyat endeksi, GSYİH, hükümet harcamaları, M2 tanımlı para arzı, reel faiz oranı, kredi harcamaları ve Dolar/TL kuruna ait grafikler yer almaktadır.



Şekil 1. Değişkenlere Ait Grafikler

Seçilen değişkenlere Genişletilmiş ADF birim kök testi uygulanmadan ve söz konusu değişkenlerle ARDL modeli tahmini yapılmadan önce değişkenler Tramo/Seats mevsimsellikten arındırma yöntemiyle mevsimsellikten arındırılmıştır. Nominal değişkenler, GSYİH deflatörüyle, reel değişken haline getirilmiştir. Bu işlemten sonra

değişkenlerin logaritması alınmıştır. Tablo 1’de bu değişkenlere uygulanan Genişletilmiş ADF birim kök testinin sonuçlarına yer verilmiştir. Tablo 1 incelendiği zaman tüketici fiyat endeksi ve Dolar/TL kuru değişkenlerine ait sabitli ve sabit&trendli modelin test sonuçlarına göre serilerde birim kök olduğu iddiasında olan boş hipotez reddedilememektedir. Bu değişkenler birinci dereceden durağan yani birinci farkları alındığı zaman durağan hale gelen değişkenlerdir. GSYİH, faiz oranı, kredi miktarı, M2 tanımlı para arzı ve hükümet harcamaları değişkenlerine ait sabitli ve sabit&trendli modelin test sonuçlarına göre serilerde birim kök olduğu iddiasında olan boş hipotez reddedilmektedir. Bu değişkenler düzey deęerde duraęandır.

Değişkenler	Düzeş Deęişkenler		Birinci Farklar		Bütünleşme Derecesi
	Sabit	Sabit ve Trendli	Sabit	Sabit ve Trendli	
<b>Tüketici Fiyat Endeksi</b>	2.520 (1.000)	0.573 (0.9993)	-5.442* (0.000)	-6.127* (0.000)	I(1)
<b>GSYİH</b>	-1.027 (0.739)	-3.471** (0.050)	-10.861* (0.000)	-10.821* (0.000)	I(0)
<b>Faiz Oranı</b>	-3.673* (0.007)	-3.852** (0.019)	-4.997* (0.000)	-4.865* (0.000)	I(0)
<b>Dolar/TL Kur</b>	3.7152 (1.000)	-0.1160 (0.993)	-2.4079 (0.144)	-6.8517* (0.000)	I(1)
<b>Kredi Miktarı</b>	-3.060** (0.035)	0.050 (0.996)	-3.539** (0.01)	-4.907* (0.000)	I(0)
<b>Para Arzı (M2)</b>	-3.929* (0.003)	-15.024* (0.000)	-4.882* (0.000)	-3.813** (0.023)	I(0)
<b>Hükümet Harcamaları</b>	-0.9087 (-3.5285)	-6.4648 (0.000)	-7.6584 (0.000)	-7.6508 (0.000)	I(0)

*Not: Tabloda \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 kritik seviyesini göstermektedir. Parantez içerisindeki deęerler olasılık deęerleridir.*

**Tablo 1. Genişletilmiş ADF Test Sonuçları**

Birim kök testleriyle deęişkenlerin duraęanlık derecesi tespit edildikten sonra uygun ARDL modeli için uygun gecikme sayısının tespit edilmesi gerekmektedir. Model için uygun gecikme sayıları Akaike Bilgi Kriterine göre belirlenmiştir. Akaike Bilgi Kriteri, en düşük deęeri veren gecikme uzunluęunu model için seçmektedir. Akaike Bilgi Kriteri sonucuna göre deęişkenler için en uygun ARDL modeli ARDL(3,4,0,4,4,4,2) olarak tespit edilmiştir.

p	F-Testi İstatistięi	Kritik Deęerler % 1		Kritik Deęerler % 5		Kritik Deęerler % 10	
		Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
6	5.85	3.6	4.9	2.87	4.00	2.53	3.59

*Not: p, gecikme deęerini ifade etmektedir.*

**Tablo 2. F İstatistięi Sonucu ve Sınır Testi Kritik Deęerleri**

Tablo 2’de ARDL sınır testi sonucunda elde edilen F istatistięi sonucuyla %1, %5 ve %10 alt ve üst sınır kritik seviyeleri deęerlerine yer verilmiştir. F istatistięi deęeri 5.85, bütün üst sınır kritik deęerlerden büyüktür. Bu sonuçlara göre ‘deęişkenler arasında uzun dönemli ilişki yoktur’ boş hipotezi reddedilmektedir. Bu sonuca göre bağımsız deęişken olarak seçilen tüketici fiyatları genel seviyesiyle, bağımsız deęişken olarak seçilen reel GSYİH, reel faiz, nominal Dolar/TL kuru, reel kredi harcamaları, M2 tanımlı reel para arzı ve reel hükümet harcamaları arasında uzun dönemli ilişki bulunmaktadır. Seçilen deęişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı tespit edildikten sonra deęişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişki tahmin edilebilir.

Tablo 3’te tahmin edilen ARDL modeline ait diagnostik testlere yer verilmiştir. Breusch-Godfrey LM testiyle otokorelasyon, Breusch-Pagan-Godfrey testiyle de deęişen varyans sorunu olup olmadığı incelenmiştir. Bu test sonuçlarına göre modelin tahmini sonucunda otokorelasyon ve deęişen varyans probleminin olmadığı tespit edilmiştir. Jarque-Bera testiyle de modelin tahmin edilmesiyle elde edilen kalıntıların normal dağılıp dağılmadığı test edilmiş ve bu testin sonucuna göre modelin kalıntılarının normal dağıldığı anlaşılmıştır. Bir başka diagnostik test de seçilen modelde, model kurma hatasının olup olmadığını test eden Ramsey Reset testidir ve bu test sonucuna göre çalışmada model kurma hatası bulunmamaktadır.

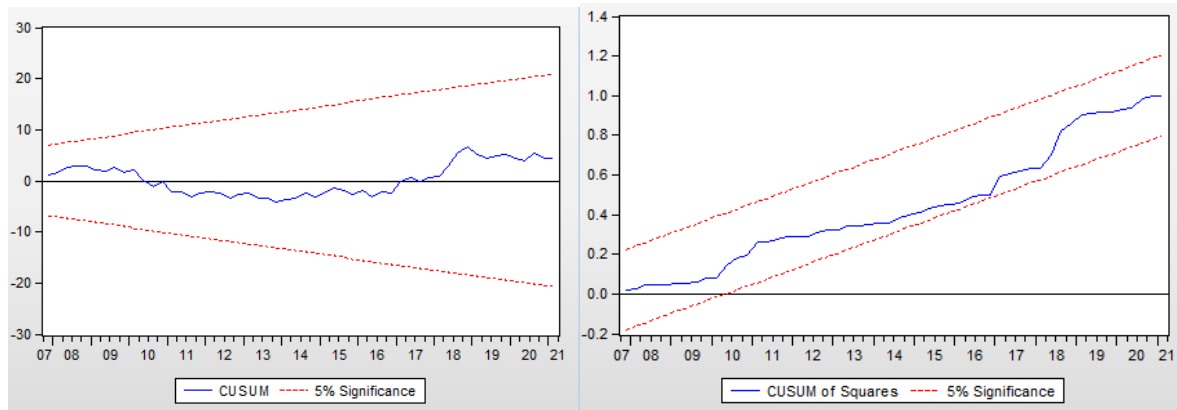
ARDL modelinin parametrelerinin kararlılığını test eden CUSUM ve CUSUMQ testlerinin sonuçlarına Şekil 2’de yer verilmiştir. Şekil 2 incelendiğinde tahmin edilen modelin kalıntılarının kırmızı sınır çizgileri içerisinde yer aldığı gözlenmektedir. Bu durum parametrelerin tutarlı olduğuna işarettir ve modelde yapısal deęişim olmadığını işaret etmektedir.

Değişkenler	Katsayı	t-istatistięi	Olasılık
-------------	---------	---------------	----------

Sabit	2.4244	2.2637	0.1265
Tüketici Fiyatları Endeksi (-1)	0.6964*	5.4934	0.000
Tüketici Fiyatları Endeksi (-2)	0.0967	0.5653	0.5750
Tüketici Fiyatları Endeksi (-3)	0.2618***	1.9092	0.0634
GSYİH	0.0315	1.0557	0.2974
GSYİH (-1)	0.0702	1.5345	0.1328
GSYİH (-2)	0.0341	0.8863	0.3808
GSYİH (-3)	0.0122	0.3917	0.6973
GSYİH (-4)	-0.1577*	-2.8015	0.0078
Hükümet Harcamaları	0.0513	1.5270	0.1346
Para Arzı (M2)	0.0199	1.390	0.1722
Para Arzı (M2) (-1)	-0.0186	-0.8326	0.4100
Para Arzı (M2) (-2)	0.0137	0.7153	0.4786
Para Arzı (M2) (-1)	-0.0293	-1.3077	0.1984
Para Arzı (M2) (-4)	0.0501*	2.7703	0.0085
Kredi Miktarı	-0.1097**	-2.1286	0.0395
Kredi Miktarı (-1)	0.0530	0.7849	0.4371
Kredi Miktarı (-2)	-0.0473	-0.7455	0.4603
Kredi Miktarı (-3)	0.0054	1.2134	0.2321
Kredi Miktarı (-4)	-0.1736*	-3.5297	0.0011
Faiz Oranı	0.0074	1.3107	0.1974
Faiz Oranı (-1)	0.0097**	2.2868	0.0276
Faiz Oranı (-2)	-0.0092	-1.1689	0.2494
Faiz Oranı (-3)	0.0054	0.5138	0.6102
Faiz Oranı (-4)	-0.0092	-1.5787	0.1223
Dolar/TL Kuru	0.0959*	3.8117	0.0005
Dolar/TL Kuru (-1)	0.0244	0.5084	0.6140
Dolar/TL Kuru (-2)	-0.0980**	-2.0643	0.0455
Trend	0.0061**	2.2637	0.0291
<b>Diagnostik Testler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Olasılık</b>	
$R^2$	0.94	--	
Düzeltilmiş $R^2$	0.94	--	
Breusch-Godfrey LM Otokorelasyon Testi	1.7319	0.1769	
Breusch-Pagan-Godfrey: Heteroskedastisite Testi	0.5139	0.9659	
Jarque-Bera Testi	0.3845	0.8251	
Ramsey Reset Testi	0.9428	0.3519	
F-İstatistiği Testi	9255.413	0.0000	

**Not:** Değişkenlerdeki mevsimsellik etkisi Tramo/Seats yöntemiyle arındırılmıştır. Nominal değişkenler, GSYİH deflatörüyle reelleştirildikten sonra değişkenlere logaritmik dönüşüm işlemi yapılmıştır. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 kritik seviyelerine göre istatistikî anlamlılığı göstermektedir.

**Tablo 3. Kısıtsız ARDL Model Sonuçları**



**Şekil 2. CUSUM ve CUSUMQ Test Sonuçları**

Değişkenler	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık
Sabit	17.4975**	2.2710	0.0286
GSYİH	-0.0699	-0.2402	0.8114
Hükümet Harcamaları	0.37050	1.0391	0.3050
Para Arzı (M2)	0.2569*	3.6189	0.0008
Kredi Miktarı	-1.4435*	-3.3617	0.0017
Faiz Oranı	0.0299	0.8799	0.3842
Dolar/TL Kuru	0.1611	1.3313	0.1906
Trend	0.0439*	4.2221	0.0001

Tablo 4. Uzun Dönem Katsayıları

Tespit edilen uygun ARDL modelinin tahmini sonucunda elde edilen uzun dönem katsayılarına Tablo 4'te yer verilmiştir. Tabloda yer alan bu sonuçlara göre M2 tanımlı reel para arzı ve kredi miktarının uzun dönemde enflasyon üzerinde istatistiki olarak anlamlı olduğu anlaşılmaktadır. M2 tanımlı reel faizin % 1 artması sonucunda enflasyon % 0.26 artmaktadır. Beklentilerin aksine kredi miktarı % 1 artarsa, enflasyon % 1.44 azalmaktadır. Bu sonuçlara ek olarak, GSYİH'nin negatif; hükümet harcamaları, faiz oranı ve kur artışının enflasyon üzerinde pozitif ancak istatistiki olarak anlamsız etkisi olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 5'te enflasyon oranlarıyla değişkenler arasındaki hata düzeltme süreci ve kısa dönemli ilişkiler görülmektedir. Beklentilerin aksine enflasyonun geçmiş değerleri, enflasyon üzerinde negatif etkiye sahiptir. Birinci gecikme değeri istatistiki olarak anlamsız ama ikinci fark ise istatistiki olarak anlamlıdır. Bu sonuca göre enflasyon beklentisinin geçmiş enflasyon verilerine bağlılığını ifade etmektedir. GSYİH, hükümet harcamaları ve reel para arzı değişkenleri enflasyon üzerinde etkisizdirler. Bu değişkenlerin katsayı değerleri istatistiki olarak anlamsızdır. Ancak GSYİH ve para arzı değişkeninin üç dönem gecikme değeri enflasyon üzerinde istatistiki olarak anlamlı bir etkiye sahiptir. Kredi miktarı değişkeni ve reel faiz oranı değişkenlerinin de enflasyon üzerinde istatistiki olarak anlamlı bir etkiye sahip olmadığı gözlenmektedir. Bu değişkenlere karşın Dolar/TL kurunun enflasyon üzerinde pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir etkisi vardır. Bu durum kur değişkeninin birinci gecikmesi için de geçerlidir. Dolar/TL kuru % 1 artarsa, enflasyon oranı yaklaşık % 0.10 artacaktır. Ayrıca kur değişkeninin birinci gecikmesi % 1 artarsa, enflasyon oranı yaklaşık % 10 artacaktır. Bu sonuçlara göre belirlenen dönemde enflasyon oranları üzerinde kurun etkisi diğer değişkenlere göre daha fazladır.

Değişkenler	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık
$\Delta \ln cpi(-1)$	0.1651	1.3909	0.1720
$\Delta \ln cpi(-2)$	0.2618***	1.9092	0.0634
$\Delta \ln gdp$	0.0315	1.0557	0.2974
$\Delta \ln gdp(-1)$	-0.0341	-0.8863	0.3808
$\Delta \ln gdp(-2)$	-0.0122	-0.3917	0.6973
$\Delta \ln gdp(-3)$	0.1577*	2.8015	0.0078
$\Delta \ln govern$	0.0513	1.5270	0.1346
$\Delta \ln M2$	0.0199	1.3900	0.1722
$\Delta \ln M2(-1)$	-0.0136	-0.7153	0.4786
$\Delta \ln M2(-2)$	0.0293	1.3078	0.1984
$\Delta \ln M2(-3)$	0.050*	2.7703	0.0085
$\Delta \ln kredi$	0.1098	1.5365	0.1583
$\Delta \ln kredi(-1)$	0.0473	0.7455	0.4603
$\Delta \ln kredi(-2)$	0.0778	1.2134	0.2321
$\Delta \ln kredi(-3)$	0.1736*	3.5297	0.0011
$\Delta \ln realinterest$	0.0074	1.3107	0.1974
$\Delta \ln realinterest(-1)$	0.0092	1.1689	0.2494
$\Delta \ln realinterest(-2)$	-0.0055	-0.5138	0.6102
$\Delta \ln realinterest(-3)$	0.0092	1.5786	0.1223
$\Delta \ln dolar$	0.0959*	3.8117	0.0005
$\Delta \ln dolar(-1)$	0.0981**	2.0643	0.0291
$ECM(-1)$	-0.1386**	-2.1455	0.0380

**Not:** Tabloda \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 kritik seviyesini göstermektedir. Parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir.  $\Delta$  serilerin birinci farkını temsil etmektedir.

Tablo 5. Tahmin Edilen ARDL Modelinin Hata Düzeltme Mekanizması Sonuçları

Tahmin edilen ARDL modelinde kısa dönemde değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemek için hata giderme katsayısı (ECM) kullanılmaktadır. Bu değişkenin katsayısı, kısa dönemde meydana gelen dengeden sapmanın ne

kadarlık bir bölümünün uzun dönemde düzeleceğini belirtmektedir. Hata giderme terimi değerinin -1 ve -2 arasında olması durumunda, sistemin uzun dönemde dengeye geldiğini ifade edilmektedir (Narayan ve Smyth, 2005). ECM terimine ait katsayı işareti negatif ve istatistiki olarak anlamlı olması durumunda hata düzeltme modelinin tutarlılığından bahsedilebilir. Tablo 5'te yer alan sonuçlara göre hata düzeltme teriminin katsayı değeri (-0.14) işareti negatif işaretli ve istatistiki olarak anlamlıdır. Bu sonuçlara göre uzun dönemde seçilen değişkenler arasında, kısa dönemde meydana gelen sapmaların uzun dönemde dengeye geleceği anlaşılmaktadır. Kısa dönemde meydana gelen bir sapmanın uzun dönemde % 0.14'lük bir hızla kaybolacağı anlaşılmaktadır.

## 5 Sonuçlar

Bir ülkedeki en önemli iktisadi hedeflerden birisi de enflasyon oranlarının makul bir seviyede tutulması ve fiyat hareketlerinin aşırı dalgalanmasını engellemektir. Fiyatlar genel seviyesinde gözlemlenen sürekli sürekli yükseliş ve düşüşler ekonomik hayatta belirsizliklere neden olmakta ve bu belirsizlikler de iktisadi ve finansal problemlere neden olmaktadır. Bu problemleri minimize edebilmek için enflasyonu belirleyen unsurların doğru tespit edilmesi gerekmektedir. Bu amaçla çalışmada, Türkiye'de 2003.Ç1-2021.Ç1 dönemi için, ARDL modeli tahmin edilerek, enflasyonun iktisadi belirleyenleri tahmin edilmiştir.

ARDL modeli tahmini sonucunda elde edilen bulgulara göre enflasyon oranı geçmiş değerlerinden etkilenmektedir. Bu sonuç Laryea ve Sumaila (2001), Lissovolik (2003), Greenidge ve DaCosta (2009) ve Yamaçlı ve Saatçi (2016) ile uyumludur. Bu sonuçla birlikte, kısa vadede, M2 tanımlı reel para arzı ve kredi miktarı, gecikmeli olarak, enflasyon üzerinde etkilidir. Uzun vadede ise M2 tanımlı reel para arzı, enflasyon üzerinde pozitif bir etkiye sahiptir. Laryea ve Sumaila (2001) para arzının hem kısa vadede hem de uzun vadede enflasyon üzerinde etkili olduğunu; Lissovolik (2003) ve Yamaçlı ve Saatçi (2016) ise kısa dönemde daha etkili olduğu sonucuna varmıştır. Çalışmada elde edilen sonuçlar, bu çalışmalarla çelişmektedir.

Kredi genişlemesi, beklentilerin aksine, negatif bir etkiye sahiptir. Reel faiz oranı ise hem kısa vadede hem de uzun vadede enflasyon oranları üzerinde, istatistiki olarak, anlamlı bir etkiye sahip değildir. Ayrıca GSYİH ve hükümet harcamalarının enflasyon oranları üzerinde istatistiki olarak, ne uzun dönemde ne de kısa dönemde, anlamlı bir etkiye sahiptir. Dolar/TL kuru, bu değişkenlerin aksine, kısa dönemde enflasyon üzerine istatistiki olarak anlamlı ve pozitif bir etkiye sahiptir.

Türkiye ekonomisinde enflasyonla mücadele kapsamında, kısa vadede dolar/TL kurunun değerinin düşürülmesi ve istikrara kavuşturulması elzemdir. Kurla enflasyon arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğu için kur artışı enflasyon artışına neden olmaktadır. Enflasyonla mücadelede, uzun dönemde ise, para arzı değişkeni enflasyon üzerinde daha etkilidir. Enflasyonla mücadelede parasal değişkenlerin kontrol altında tutulmasında yarar vardır.

## Kaynakça

- Alev, N. (2019). Türkiye'de Enflasyonun Belirleyicileri: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı (2006:Q1-2018:Q2 Dönemi). *Uluslararası Ekonomi, İşletme ve Politika Dergisi*, 3(1), 1-18.
- Bane, J. (2018). Dynamics and Determinants of Inflation in Ethiopia. *A. Heshmati and H. Yoon (eds.), Economic Growth and Development in Ethiopia, Perspectives on Development in the Middle East and North Africa (MENA) Region*, 67-84.
- Bayo, F. (2005). Determinants of Inflation in Nigeria: An Empirical Analysis. *International Journal of Humanities and Social Science*, 1(10), 1-10.
- Ellahi, N. (2017). The Determinants of Inflation in Pakistan: An Econometric Analysis. *The Romanian Economic Journal*(64), 1-12.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987, March). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *55*(2), 251-276.
- Göçer, İ., Aydın, N., & Sümer, A. L. (2016). Türkiye'de Son Yıllarda Enflasyonun Belirleyicileri: Çoklu Yapısal Kırılmalı Zaman Serisi Analizi. *Bankacılar Dergisi*(98), 1-20.
- Greenidge, K., & DaCosta, D. (2009). Determinants of Inflation in Selected Caribbean Countries. *Business, Finance & Economics in Emerging Economies*, 4(2), 371-397.
- Hashem, P. M., Shin, Y., & Smith, R. J. (1999). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Long-run Relationships. *Cambridge Working Papers in Economics*(9907).
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, 52(2), 169-210.

- Karahan, Ö., & Çolak, O. (2020). Inflation and Economic Growth in Turkey: Evidence from a Nonlinear ARDL Approach. *M. Janowicz-Lomott et al. (eds.), Economic and Financial Challenges for Balkan and Eastern European Countries, Springer Proceedings in Business and Economics*, 33-45.
- Karahan, P., & Uslu, N. Ç. (2018). Türkiye'de Phillips Eğrisinin Geçerliliği Üzerine Dinamik bir Analiz. *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 55(636), 1-11.
- Kwon, D.-H., & Koo, W. W. (2009). Price Transmission Mechanisms among Disaggregated Processing Stages of Food: Demand-pull or Cost-push? *Journal of Rural Development*, 35(5), 65-81.
- Laryea, S. A., & Sumaila, U. R. (2001). Determinants of Inflation in Tanzania. *CMI Working Papers*(12), 1-21.
- Lissovolik, B. (2003, June). Determinants of Inflation in a Transition Economy: The Case of Ukraine. *IMF Working Paper*(03/26), 1-36.
- Monfort, B., & Pena, S. (2008). Inflation Determinants in Paraguay: Cost Push versus Demand Pull Factors. *IMF Working Papers*(08/270), 1-43.
- Oktayer, A. (2010). Türkiye'de Bütçe Açığı, Para Arzı Ve Enflasyon İlişkisi. *Maliye Dergisi*(58), 431-447.
- Pesaran, H. J., & Smith, R. J. (1998). Structural Analysis of Cointegration VARs. *Journal of Economic Survey*, 12(5), 471-505.
- Pesaran, H. J., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*(16), 289-326.
- Pesaran, H. M., & Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. In *S. Strom, A. Holly and P. Diamond (Eds.), Chapter 11 in Econometrics and Economic Theory in the 20th Century the Ragnar Frisch Centennial Symposium*, 371-413.
- Şahinoğlu, T., Özden, K., Başar , S., & Aksu , H. (2010, Ocak-Haziran). Türkiye'de Enflasyon Oluşumu: ARDL Yaklaşımı. *Sosyoekonomi*, 1(100102), 28-46.
- Tuğcu, C. T., Uzun, A. M., & Özkök, İ. (2019). The Impact of Import on Inflation: an ARDL Analysis for the Turkish Economy. *Akdeniz İİBF Dergisi*, 19(2), 415-426.
- Yamaçlı, D. S., & Saatçi , M. (2016). Türkiye'de Tüketici Enflasyonunun İktisadi Belirleyicileri: ARDL Analizi. *Business and Economics Research Journal*, 7(3), 53-71.

# Enflasyon ve Büyüme Arasındaki Doğrusal Olmayan İlişki: Geçiş Ekonomileri Örneği

## Özet

Bu çalışmada enflasyon ve iktisadi büyüme arasındaki doğrusal olmayan ilişki seçilmiş geçiş ülkelerinin 1998-2019 yıllarına ait verilerini kullanarak incelenmiştir. Ampirik analizde panel eşik regresyon modeli uygulanmıştır. Çalışmanın bulguları enflasyonun iktisadi büyüme üzerinde eşik etkisinin bulunduğunu göstermektedir. Ayrıca, nüfus artışı, işçi dövizleri ve yurt içi yatırımların iktisadi büyüme üzerinde istatistiksel açıdan anlamlı etkisinin bulunduğu ortaya konulmuştur. Bu çalışmadan elde edilen bulgular, söz konusu ülkelerin politika yapıcıları için faydalı olabilir. Eşiğin üzerindeki enflasyon büyümeyi olumsuz etkilediğinden, söz konusu ülkelerdeki merkez bankaları, enflasyon oranını tahmini eşik değerine indirerek ekonomik büyümenin artmasına katkı sağlayabilirler.

**Anahtar kelimeler:** Enflasyon, Ekonomik büyüme, Panel eşik regresyon modeli

# Non-Linear Relationship Between Inflation and Growth: The Case of Transition Economies

## Abstract

This study examines the non-linear relationship between inflation and economic growth using a Panel Threshold Regression on a dataset over the period 1998-2019 for selected transition economies. The findings of the study show that there exists a threshold effect of inflation on economic growth. Furthermore, our findings provide evidence that the population growth, workers' remittances, and domestic investments are statistically significant in explaining economic growth. Findings obtained from this study can be useful for policymakers of the countries under consideration. Since inflation above the threshold negatively affects growth, central banks in the countries considered may contribute to an increase in economic growth by reducing the inflation rate to the estimated threshold value.

**Keywords:** Inflation, Economic growth, Panel threshold regression model

Ebru Çağlayan Akay (Marmara University, Istanbul, Turkey)

**OrcID:** 0000-0002-9998-5334 **E-mail:** ecaglayan@marmara.edu.tr

Zamira Oskonbaeva (Kyrgyz-Turkish Manas University, Bishkek, Kyrgyzstan)

**OrcID:** 0000-0002-3711-6918 **E-mail:** zamira.oskonbaeva@manas.edu.kg

## 1 Giriş

Friedman (1977) yüksek ve değişken enflasyonun ekonomik büyümeyi engellediğini ileri sürmüş ve o tarihten beri, enflasyonun büyüme üzerindeki etkisi makroekonomide sık tartışılan önemli bir konu haline gelmiştir. Tüm ülkelerde makroekonomik politikaların temel amaçlarından biri yüksek büyüme oranını yakalarken enflasyon oranını düşük seviyede tutabilmektir (Seleteng, vd., 2013; Vinayagathan, 2013). Bu amaca ulaşmak için enflasyon ve büyüme arasındaki ilişkinin yönünün ortaya konulması gerekmektedir. Bazı araştırmacılara göre paranın süper nötr olması nedeniyle enflasyonun büyüme üzerinde etkisi yoktur (Sidrauski, 1967). Tobin (1965) paranın sermayenin ikamesi olduğunu varsaymaktadır. Dolayısıyla enflasyonun büyüme üzerinde olumlu bir etkisi vardır. Stockman (1981) ise paranın sermayenin tamamlayıcısı olduğu bir model önermektedir. Buna göre enflasyon büyüme üzerinde olumsuz etkiler yaratmaktadır. Fischer'in (1993) makalesi, enflasyon ve büyüme arasındaki ilişkide doğrusal olmayan olasılıkları inceleyen ilk çalışmalardan biridir.

Ülkelerde enflasyon oranının düşük seviyelere indirilememesi, ekonomik birimlerin kararlarını önemli ölçüde etkilemektedir. Enflasyon nedeniyle ekonomide oluşan belirsizlik birimlerin tüketim ve yatırım konularında kararsız olmalarına neden olmaktadır. Enflasyonun kontrol altına alınarak fiyat istikrarının sağlanması belirsizliğin ortadan kalkmasına dolayısıyla büyümeye ve nüfus refahına katkıda bulunacaktır (Aydın, vd., 2016).

Enflasyon-büyüme ilişkisinin geçiş ekonomiler açısından incelenmesi büyük önem arz etmektedir. Bilindiği gibi geçiş ekonomileri 1990'lı yıllarda merkezi planlamaya dayalı sistemden piyasa ekonomisine geçiş yaparak yapısal dönüşüme gitmişlerdir. Geçiş süreci söz konusu ülkeler için kolay olmamıştır. İlgili ülkelerde yapılan reformlar sonucunda enflasyon oranlarında büyük sıçramalar ve üretimde düşüşler meydana gelmiştir (Eyidiker, 2020). Dolayısıyla seçilmiş geçiş ülkelerinde iktisadi büyüme için eşik enflasyon oranı var mıdır? Varsa bu eşik değer ne kadardır? Bu sorulara yanıtların bulunması çalışmamızın temel amacını oluşturmaktadır.

Bu çalışmada seçilmiş geçiş ülkelerinde (Beyaz Rusya, Bulgaristan, Hırvatistan, Çek Cumhuriyeti, Estonya, Macaristan, Kırgızistan, Kazakistan, Letonya, Litvanya, Polonya, Romanya, Rusya Federasyonu, Slovak Cumhuriyeti, Slovenya ve Ukrayna) eşik değeri ortaya koymak amacıyla enflasyon ve büyüme arasındaki ilişki incelenmektedir. Enflasyon ve büyüme arasındaki ilişki üzerine odaklanan çalışmalar iki değişken arasında ilişkinin yönü doğrusal olmadığına vurgu yapmaktadırlar. Diğer bir deyişle enflasyon oranı belli bir değeri aştıktan sonra büyümeyi azaltacağı öne sürülmektedir. Dolayısıyla bu eşik değerın bulunması politika yapıcılar için son derece önemlidir. Enflasyonun eşik değerinin ortaya konulması ile makro iktisadi istikrarı sağlamak amacıyla uygulanacak para politikalarının başarısı artırılabilir. Çalışmada ilgili ülkelerin 1998 – 2019 dönemini kapsayan yıllık verileri kullanılmaktadır. Enflasyonun büyüme üzerindeki eşik etkisini ortaya koymak için Hansen (1999) tarafından önerilen panel eşik değer analizi uygulanmaktadır.

Çalışmamızda giriş bölümünü izleyen ikinci bölümde literatür taraması verilecektir. Üçüncü ve dördüncü bölümlerde ampirik uygulamada kullanılan veri ve değişkenler tanımlanıp metodoloji ve elde edilen bulgular tartışılarak son bölümde genel bir değerlendirme yapılacaktır.

## 2 Literatür

Farklı ülkeler için enflasyon ve iktisadi büyüme arasındaki ilişkiyi değişik yöntemleri kullanarak inceleyen çalışmalarda farklı sonuçlar elde edilmiştir. Çalışmaların bazılarında enflasyonun büyümeyi pozitif yönde (Mallik ve Chowdhury, 2001; Rapach, 2003; Benhabib ve Spiegel, 2009), bazılarında negatif yönde (Fischer, 1983; De Gregorio, 1992; Barro, 1995; Carlos, 2003; Valdovinos, 2003; Bittencourt, 2012) etkilediği ortaya konulmuştur. Bazı araştırmacılar tarafından enflasyonun eşik değerinin bulunduğu ileri sürülmektedir. Bu eşik değeri aştıktan sonra enflasyonun büyümeyi azaltacağı vurgulanmaktadır. Ülkeler bazında yapılan çalışmalarda Lesoto için eşik değer %10 (Seleteng, 2005), Pakistan için % 9 (Mubarik, 2005), Bangladeş için %6 (Ahmed ve Mortaza, 2005), Mısır için %15 (Kheir El-Din ve Abou-Ali, 2008), Meksika için % 9 (Risso ve Carrera, 2009), Gana için %22,2 (Quartey, 2010), Hindistan için % 6 (Singh, 2010), Nijerya için %8 (Salami ve Kelikume, 2010), Güney Afrika için %4 (Leshoro, 2012) Ruanda için % 12,7 (Rutayisire, 2015), Vietnam için %7 (Tung ve Thanh, 2015), Hindistan için %6 (Pattanaik ve Nadhanael, 2013) ve Tunus için %3,48 (Dammak ve Helali, 2017) olarak bulunmuştur. Tablo 1'de ülke grupları bazında yapılan çalışmalardan bazıları özetlenmiştir.

Tablo 1'de özetlenen bulgulara göre enflasyonun büyüme üzerindeki eşik etkisi farklı ülke grupları için farklı bulunmuştur. Söz konusu çalışmalarda enflasyon eşik değerinin %3-50 aralarında seyrettiği gözlemlenmektedir. Geçiş ekonomilerine odaklanan çalışmaların egemenliğin ilk yıllarında yapıldığı görülmektedir. Araştırmacıların regresyon analizlerini kullandıkları göze çarpmaktadır. Bu çalışmalardan farklı olarak bizim çalışmada geçiş ekonomilerinin son dönem verilerini kullanarak enflasyon ve büyüme arasındaki doğrusal olmayan ilişkinin ortaya konulması amaçlanmaktadır. Enflasyonun eşik değerini ortaya koyabilmek için Hansen (1999) tarafından önerilen panel eşik değer analizi kullanılacaktır. Ampirik uygulamada kullandığımız yöntemin geçiş ülkeleri bağlamında önceki çalışmalarda ele alınmadığı görülmektedir. Bu yönüyle çalışmamızın mevcut literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

Yazar	Ülkeler	Yöntem	Sonuç
Ekinci vd., (2020)	24 ülke	Dinamik panel eşik modeli	%4,182
Urom vd., (2019)	Güney Afrika Gümrük Birliği 1980-2016	Panel eşik regresyon modeli	%10,2
Ndoricimpa (2017)	47 Afrika ülkesi	Dinamik panel eşik modeli	%6,7
Thanh (2015)	ASEAN (Güneydoğu Asya Uluslar Birliği) ülkeleri 1980-2011	Yumuşak geçişli panel regresyon analizi ve GMM modeli	%7,84
Eggo ve Khan (2014)	102 ülke 1960-2009	Yumuşak geçişli panel regresyon analizi ve GMM modeli	Yüksek gelirli ülkeler: %3,4, üst orta gelirli ülkeler: %10, alt orta gelirli ülkeler: %12,9, düşük gelirli ülkeler: %19,5
Muzaffar ve Junankar (2014)	14 Asya ülkesi 1961-2010	GMM yöntemi	%13
Vinayagathan (2013)	32 Asya ülkesi 1980-2009	Dinamik panel eşik modeli	%5,43
Seleteng vd., (2013)	Güney Afrika Kalkınma Topluluğu bölgesi 1980-2008	Yumuşak geçişli panel regresyon analizi	%18,9
Drukker vd., (2011)	138 ülke 1950-2000	Sabit etkili panel eşik modeli	%19,16
Ibarra ve Trupkin (2011)	120 ülke 1950-2007	Yumuşak geçişli panel regresyon analizi	Sanayileşmiş ülkeler: %4,1, sanayileşmemiş ülkeler: %19,1
Gylason ve Herbertsson (2001)	170 ülke 1960-1992	Rassal etkili panel veri modeli	%10-20
Khan ve Senhadji (2001)	140 ülke 1960-1998	Hansen (1999) yöntemi	Sanayileşmiş ülkeler: %1-3, gelişmekte olan ülkeler: %7-11
Christoffersen ve Doyle (1998)	22 Geçiş Ekonomisi 1990-1997	Panel veri regresyon analizi	%13
Ghosh (1997)	17 Geçiş Ekonomisi 1990-1996	Regresyon analizi ve sınıflandırma ağacı yöntemi	%9-35
Fischer vd., (1996)	26 Geçiş Ekonomisi 1989-1994	Regresyon analizi	%50

**Tablo 1. Enflasyonun Büyüme Üzerinde Eşik Etkisini Ortaya Koyan Çalışmalar**

### 3 Veri ve Değişkenler

Seçilmiş geçiş ülkelerinde enflasyonun büyüme üzerindeki etkisini incelemek için söz konusu ülkelerin 1998-2019 dönemini kapsayan yıllık verileri kullanılmıştır. Ampirik uygulamada kullandığımız veriler Dünya Bankası veri tabanından temin edilmiştir. Değişkenlere ilişkin detaylı bilgiler Tablo 2’de verilmiştir.

Değişkenler	Kısaltma	Tanımı
İktisadi büyüme	LGDP	Kişi başına GSYİH (sabit 2010 ABD doları)
Enflasyon	LINF	Enflasyon, GSYİH deflatörü
Nüfus	LPOP	Toplam nüfus
Yurt içi yatırım	LDI	Brüt sermaye oluşumu (cari ABD doları)
İşçi dövizleri	LREM	İşçi dövizleri (GSYİH’nın yüzdesi)

**Tablo 2. Değişkenler**

Enflasyon ve büyüme arasındaki doğrusal olmayan ilişkiyi ortaya koyabilmek için söz konusu iki değişken dışında nüfus, yurt içi yatırım ve işçi dövizleri kontrol değişkenler olarak modele dahil edilmiştir. Böylece kontrol değişkenlerinin büyüme üzerindeki olası etkisi de incelenmiş olacaktır.

Hem neoklasik hem de içsel büyüme modelleri yatırımın büyümenin temel belirleyicisi olduğunu ileri sürmektedirler. Dolayısıyla yurt içi yatırımların marjinal etkisinin pozitif olması beklenmektedir. Hızlandırıcı ilkesine göre yatırımlar büyümede artışa yol açar. Harrod-Domar modeli aynı zamanda büyüme oranının tasarruf düzeyine ve yatırıma bağlı olduğunu ileri sürmektedir (Rutayisire, 2015).

İşçi dövizleri büyümeyi iki yönden etkileyebilir. Bir yandan, işçi dövizleri tüketim, tasarruf veya yatırım üzerindeki olumlu etkileri yoluyla ekonomik büyümeye katkıda bulunabilir. Diğer yandan, Amuedo-Dorantes ve Pozo (2004) ve López vd., (2007) işçi dövizlerinin sermaye akışları gibi hareket ederek alıcı ülkelerde reel döviz kurunun değer kazanmasına neden olacağını öne sürmektedirler. Dolayısıyla ticarete konu olan sektörden ticarete

konu olmayan sektöre bir kaynak tahsisi yaratacaktır. Buna ilaveten işçi dövizlerinin büyük miktarda olması alıcı ülkede Hollanda Hastalığına sebebiyet verebilir. Böylece büyüme üzerinde negatif etki yaratabilmektedir.

Nüfusun büyüme üzerindeki etkisi ya pozitif ya da negatif yönde olabilir. Todaro (1996)'ya göre, daha büyük nüfuslar, üretimde uygun ölçek ekonomilerini oluşturmak, üretim maliyetlerini düşürmek ve daha yüksek çıktı seviyelerine ulaşmak için yeterli işgücü sağlamak için gerekli toplam talebi ("büyüklük" etkisi) oluşturabilir. Diğer yandan Kelley (1988) çalışmasında açıklandığı gibi, genç nüfusun bağımlılığı, kaynakları daha üretken faaliyetlerden temel ihtiyaçlara yönlendirmenin bir sonucu olarak yatırımları ("yaş bağımlılığı" etkisi) düşürür ise, veya fiziki sermayenin ortalama üretkenliği azalan getiriler ("sermayeyi daraltan" etki) yoluyla düşürülürse, nüfus artışı ekonomik büyüme üzerinde olumsuz bir etkiye sahip olabilir.

#### 4 Metodoloji ve Ampirik Bulgular

Çalışmada enflasyonun büyüme üzerindeki eşik seviyesini bulmak için Hansen (1999) tarafından önerilen statik panel eşik modeli uygulanacaktır. Enflasyon ve büyüme arasındaki doğrusal olmayan ilişkiyi ortaya koyabilmek için Hansen (1999) tarafından önerilen ve Wang (2015) tarafından genişletilmiş tek ve çok eşik değerli panel modelleri uygulanacaktır. İki değişken arasındaki doğrusal olmayan ilişkinin ortaya konulması ya da eşik değer bulunması son derece önemlidir. Eşik seviyenin üstünde bir enflasyonun büyümeyi azaltacağı vurgulandığı için ekonomilerin büyüme hedeflerine ulaşmasında optimal enflasyon oranı belirlenmiş olacaktır.

Tek bir eşik değere sahip olan model aşağıdaki gibi yazılabilmektedir

$$LGDP_{i,t} = \mu_i + \beta_1 X_{i,t} I(LINF_{i,t} \leq \gamma) + \beta_2 X_{i,t} I(LINF_{i,t} \geq \gamma) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Burada  $LGDP_{i,t}$  bağımlı değişkeni,  $LINF_{i,t}$  eşik etkiye sahip olan enflasyon değişkenini,  $\gamma$  eşik değeri  $I(.)$  gösterge fonksiyonu,  $\mu_i$  bireysel etkileri,  $X_{i,t}$  kontrol değişkenler vektörünü ve  $\beta_1$  ve  $\beta_2$  rejime bağlı eğim parametrelerini göstermektedir.

Eşitlik (1)'deki eşik değerin istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığını ortaya koymak için temel ve alternatif hipotez test edilecektir.  $\beta_1 = \beta_2$  şeklinde kurulan temel hipotez, modelin doğrusal olduğunu ve modelde eşik etkisinin bulunmadığını ifade ederken, alternatif hipotez  $\beta_1 \neq \beta_2$  modelin doğrusal olmadığını ve eşik etkisinin olduğunu ifade etmektedir. F istatistiğine göre hipotezlerin geçerliliği ortaya konabilir. F istatistiğinin kritik değerleri üzerinde bootstrap kullanılarak eşik etkisinin anlamlı olup olmadığı test edilebilir.

Eşik değer için güven aralığı olasılık oran istatistikleri yardımıyla oluşturulabilmektedir. Olasılık oran istatistiği denklem (2) ile gösterilebilmektedir:

$$LR_1(\gamma) = \left( \frac{S_1(\gamma) - S_1(\tilde{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \right) \quad (2)$$

Burada  $S_1$  doğrusal olmayan model varsayımı altında artıklardan elde edilen hata terimleri kareleri toplamını göstermektedir.

$H_0: \gamma = \gamma_0$  hipotezini test etmek için  $LR_1(\gamma_0)$ 'nin büyük değerlerini reddetmektedir (Hansen, 1999, 2000).

Panel veri analizlerinde serilerin birim kök içerip içermediklerini tespit etmek için iki farklı test yapısı kullanılabilmektedir. Birinci ve ikinci nesil panel birim kök testlerinden hangisinin kullanılacağına dair seçim yapabilmek için yatay kesit bağımlılık testinin yapılması gerekmektedir. Çünkü yatay kesit bağımlılık testi sonuçlarına göre panel birim kök testleri seçilecektir. Seriler arasında yatay kesit bağımlılık varsa yatay kesit birimlerin herhangi birinde meydana gelen şokların diğer birimlere yansıtacağı beklenebilmektedir. Bu durumda ikinci nesil panel birim kök testinin uygulanması önerilmektedir. Yatay kesit bağımlılık yoksa birinci nesil panel birim kök testleri kullanılmaktadır. Pesaran (2004) tarafından önerilen CD (Cross section Dependence) testi ile yatay kesit bağımlılık incelenecektir. Test sonuçları Tablo 3'te özetlenmektedir.

Değişkenler	Test istatistiği	Olasılık
LGDP	49,03	0,000
LINF	49,52	0,000
LPOP	5,51	0,000
LDI	46,06	0,000
LREM	27,68	0,000

Bu test  $T > N$  ve  $T < N$  olduğu her iki durumdau uygulanabilmektedir. Test istatistiği zaman boyutu birim boyutundan büyük olduğu durumlarda aşağıdaki gibi yazılabilmektedir:

$CD = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \sum_{i=j}^{N-1} \sum_{i=j+1}^N (T\hat{\rho}_{ij}^2 - 1) \sim N(0,1)$ . Burada herbir denklemin EKK yöntemi ile tahmininden elde edilen artıklar arasındaki basit korelasyon katsayısı  $\rho_{ij}$  ile gösterilmektedir. Temel hipotez,  $H_0: \rho_{ij} = cor(u_{it}, u_{jt}) = 0 \ i \neq j$  şeklindedir ve yatay kesit bağımlılık söz konusu olmadığını ifade etmektedir.

**Tablo 3. Yatay Kesit Bağımlılık Testi Sonuçları**

Tablo 3'te özetlenen sonuçlara göre temel hipotez reddedilerek tüm serilerde yatay kesit bağımlılığının söz konusu olduğu sonucuna varılabilir. Bu durumda serilere ikinci nesil panel birim kök testleri uygulanacaktır.

Çalışmamızda serilerin birim kök içerip içermediklerini ortaya koyabilmek için ikinci nesil panel birim kök testlerinden Pesaran (2007) tarafından geliştirilen CADF (Cross-Sectionally Augmented Dickey Fuller) testi kullanılacaktır.

Denklem (3) te CADF regresyonu gösterilmektedir.

$$\Delta Y_{it} = \alpha_i + b_i Y_{i,t-1} c_i \bar{Y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{Y}_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Burada tüm yatay kesit gözlemlerin zamana göre ortalaması  $\bar{Y}_t$  ile ifade edilmektedir. Otokorelasyon söz konusu olduğu durumda denklem (3) aşağıdaki gibi genişletilebilmektedir:

$$\Delta Y_{it} = \alpha_i + \rho_i^* Y_{i,t-1} + d_0 \bar{Y}_{t-1} + \sum_{j=0}^p d_{j+1} \Delta \bar{Y}_{t-j} + \sum_{k=1}^p c_k \Delta Y_{i,t-k} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

CADF regresyon tahmininden sonra CIPS (Cross-Sectional Augmented Im–Pesaran–Shin) istatistiği denklem (5) ile elde edilebilmektedir:

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (5)$$

Burada  $CADF_i$  gecikmeli değişkenlerin t-istatistiklerinin ortalamalarını ifade etmektedir.

Panel birim kök testi sonuçları Tablo 4’te sunulmaktadır.

Değişkenler	t bar istatistiği	z bar istatistiği	Olasılık
Düzyer seviyeleri			
LGDP	-2,406	-0,411	0,340
LINF	-2,296**	-2,253**	0,012
LDI	-3,063*	-3,238*	0,001
LREM	-2,913*	-2,595*	0,005
LPOP	-2,314	-0,016	0,494
İlk Farklar			
$\Delta$ LGDP	-2,305**	-2,290**	0,011
$\Delta$ LPOP	-2,270**	-2,144**	0,016

Notlar: (i) Temel hipotez seri durağan değildir şeklindedir.  
(ii)\* ve \*\* sırasıyla % 1 ve %5 kritik değerine göre anlamlılığı göstermektedir.

**Tablo 4. Panel Birim Kök Testi Sonuçları**

Tablo 4’teki sonuçlara göre LGDP ve LPOP değişkenleri hariç diğer değişkenlerin düzeyde durağan oldukları görülmektedir. Panel eşik modeli tahmin edilirken seriler durağan halleriyle kullanıldığı için durağan olmayan seriler ilk farkları alınarak modele dahil edilecektir.

İlk önce tek eşik değere sahip modele ilişkin test sonuçları tablo 5’te sunulmaktadır.

Eşik değeri ( $\gamma_1$ )	F istatistiği	Olasılık değeri	Kritik değerler		
			% 10	%5	%1
4,3930	20,58	0,0333	16,9962	19,4862	22,6290

*Not: Modelde 300 bootstrap replikasyon kullanılmıştır.*

**Tablo 5. Tek Eşik Değer Etkisi için Test Sonuçları**

Tablo 5’te özetlenen sonuçlar eşik değeri parametresinin olasılık değerinin (0,0333) ve F istatistiğinin de % 10 ve % 5 kritik değerlerinden büyük olduğunu göstermektedir. Bu bulgu, temel hipotezin %5 kritik değerine göre reddedildiğini dolayısıyla enflasyon ile ekonomik büyüme arasında doğrusal bir ilişkinin olmadığını ve eşik etkisinin söz konusu olduğunu ortaya koymaktadır. Enflasyon değişkenine ilişkin daha çok sayıda eşik değeri söz konusu olup olmadığını tespit etmek için çoklu eşik değeri modeli tahmin edilecektir. Test sonuçları Tablo 6’da sunulmaktadır.

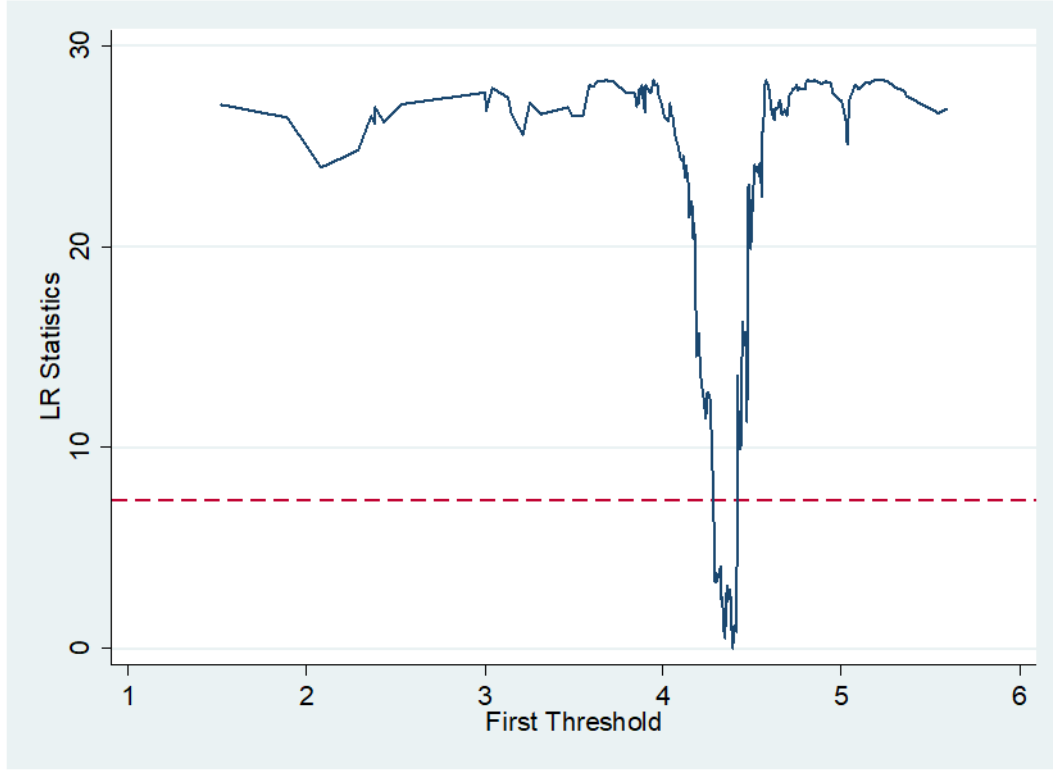
Eşik değeri	F istatistiği	Olasılık değeri	Kritik değerler		
			% 10	%5	%1
( $\gamma_1$ ) 4,3930	20,58	0,0333	16,9962	19,4862	22,6290
( $\gamma_2$ ) 2,7602	14,21	0,3833	20,1977	21,8160	27,0054
( $\gamma_3$ ) 4,6051	9,43	0,9167	29,9815	33,4493	41,1940

*Not: Modelde 300 bootstrap replikasyon kullanılmıştır.*

**Tablo 6. Çoklu Eşik Değer Etkileri için Test Sonuçları**

Modelde tahmin edilen birinci, ikinci ve üçüncü eşik değeri sırasıyla  $\gamma_1$ ,  $\gamma_2$  ve  $\gamma_3$  ile gösterilmektedir. Birinci eşik değeri parametresinin F istatistiği %5 ve %10 kritik değerlerinden büyük ve olasılık değeri de (0,0333) olarak bulunmuştur. İkinci ve üçüncü eşik değeri parametrelerinin anlamlı olmadığı görülmektedir. Dolayısıyla modelde tek eşik değeri etkisinin bulunduğu sonucuna varılabilir. Eşik değeri söz konusu ülkeler için % 4,39 oranında bulunmuştur. Diğer bir deyişle enflasyon oranı eşik değeri aştıkça büyümeyi azaltacağı söylenebilir.

Grafik 1’de birinci eşik parametresi için nokta tahminlerine ait güven aralıkları bilgileri gösterilmektedir. Tahmin edilen eşik değer LR istatistiğinin sıfıra değdiği noktalarla gösterilmektedir. LR istatistiğinin eşik parametre değerinin kırmızı kesikli çizginin altında yer alması parametrenin %95 güven aralığında anlamlı olduğuna işaret etmektedir. Bu bulgulara göre Grafik 1’de yer alan birinci eşik parametresi %95 güven aralığında istatistiksel olarak anlamlıdır. Söz konusu bulgular Tablo 6’da özetlenen sonuçları desteklemektedir.



**Grafik 1. Tek Eşik Değerli Modelde Güven Aralıkları**

Dolayısıyla bu bulgular göz önünde bulundurularak bir sonraki aşamada tek eşikli regresyon modeli tahmin edilecektir. Enflasyon ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiye ait panel eşik regresyon modeline ait tahminler Tablo 7’de sunulmaktadır.

Eşik değer tahmini	
Birinci eşik değer parametresi ( $\gamma_1$ )	4,3930
Olasılık değeri	0,0333
$\beta_1$	-0,0237* (0,0056)
$\beta_2$	-0,0299* (0,0053)
LREM	0,0068** (0,0029)
LDI	0,0213* (0,0055)
LPOP	-1,7825* (0,5770)
Gözlem sayısı	336
Ülke sayısı	16

*Not: Parantez içinde standart hatalar verilmiştir. \* ve \*\* sırasıyla %1 ve %5 hata payına göre anlamlılığı göstermektedir.*

**Tablo 7. Panel Regresyon Tahminleri: Tek Eşik Modeli**

Tablo 7’de enflasyonun eşik değerine bağlı olarak enflasyonun büyüme üzerindeki etkileri gösterilmiştir.  $\beta_1$  ve  $\beta_2$ , enflasyonun büyüme üzerindeki rejime bağlı etkisini gösteren katsayılarıdır. Her iki rejimde enflasyonun büyüme üzerindeki etkisinin negatif yönde olduğu görülmektedir. Bu bulgu Ibarra ve Trupkin (2011), Ekinci vd., (2020) ve Vinayagathan (2013)’in çalışmalarıyla örtüşmektedir. Literatürde geçiş ekonomileri üzerine odaklanan çalışmalarda eşik değer daha yüksek seviyede bulunmuştur. Eşik seviyenin yüksek düzeyde bulunmasına bağımsızlığın ilk dönemlerinde söz konusu ekonomilerde yaşanan enflasyon oranlarındaki artışlar

neden olabilir. Çalışmamızda son yılların verileri kullanıldığı için eşik seviyesinin daha düşük düzeyde olması beklentiye uygundur. Bu çalışma, eşik seviyesini geçiş ülkeleri bağlamında daha yüksek düzeyde tespit eden Christoffersen ve Doyle (1998), Ghosh (1997) ve Fischer vd., (1996)'ın çalışmalarından farklılaşmaktadır.

Nüfus artışı, yurt içi yatırım ve işçi dövizlerinin katsayıları büyümeyi açıklamada istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. İşçi dövizleri ve yurt içi yatırımlarda meydana gelen % 1'lik artış büyümeyi sırasıyla % 0,01 ve % 0,02 oranında arttırmaktadır. Nüfus artışının büyüme üzerindeki etkisi negatif yönde olduğu görülmektedir. Diğer bir deyişle, nüfusta meydana gelen % 1'lik artış büyümeyi %1,78 oranında azaltacağı sonucuna varılabilir.

## 5 Sonuç

Bu çalışmada seçilmiş geçiş ülkelerinde enflasyon ve büyüme arasındaki doğrusal olmayan ilişkinin ortaya konulması amaçlanmaktadır. Bu amaç doğrultusunda ilgili ülkelerin 1998-2019 dönemini kapsayan yıllık verileri kullanılmıştır. Enflasyonun eşik seviyesini tespit edebilmek için Hansen (1999) tarafından geliştirilen tek ve çok eşikli panel modelleri uygulanmıştır. Bu yöntem enflasyon ve büyüme ilişkisinde birden fazla eşik değerin söz konusu olup olmadığını tespit edebilmektedir. Ampirik uygulamada enflasyon yanında nüfus artış hızı, işçi dövizleri ve yurt içi yatırımlar açıklayıcı değişkenler olarak modele ilave edilmiştir.

Çalışmadan elde edilen bulgular enflasyon ve ekonomik büyüme arasında doğrusal olmayan ilişkinin söz konusu olduğunu göstermektedir. Bu ülkelerde incelenen dönemde eşik değerin (% 4,39) üstündeki enflasyonun büyümeye azaltıcı yönde etki yaptığı görülmektedir. Enflasyon düzeyi arttıkça büyüme üzerindeki bozucu etkisi fazlalaşmaktadır. Çalışmada gözlemlenen bu bulgu teori ile de desteklenmektedir. Dolayısıyla söz konusu ülkelerde enflasyonun yol açtığı olumsuzluklara yakalanmamak için enflasyonun daha düşük seviyelere çekilmesi gerekmektedir.

Modelde yer alan kontrol değişkenleri, işçi dövizleri ve yurt içi yatırımlarının büyüme üzerindeki etkisi artırıcı yöndedir. Nüfusun büyüme üzerindeki etkisi azaltıcı yönde olduğu söylenebilir. Bu çalışmadan elde edilen bulguların ele alınan ülkelerde genel ekonomi politikalarının belirlenmesinde karar vericiler için ışık tutacağı düşünülmektedir. Eşik değerin üzerinde enflasyon büyümeyi olumsuz etkilediği için ele alınan ülkelerde merkez bankaları enflasyon oranını tahmin edilen eşik değere düşürerek ekonomik büyümenin artmasına katkıda bulunabilir.

## Kaynakça

- Ahmed, S., & Mortaza, G. (2005). Inflation and Economic Growth in Bangladesh: 1981-2005. *Working Paper: WP 0604*, Research Department, Bangladesh Bank.
- Amuedo-Dorantes, C., & Pozo, S. (2004). Workers' Remittances and the Real Exchange Rate: A Paradox of Gifts. *World Development*, 32(8), 1407-1417.
- Aydın, C., Akıncı, M., & Yılmaz, Ö. (2016). Ekonomik Büyüme Dinamizmini Enflasyon Ne Zaman Engeller? Yükselen Ekonomiler Üzerine Bir Dinamik Panel Eşik Modeli. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 18(3), 748-761.
- Barro, R. J. (1995). Inflation and Economic Growth. *NBER Working Paper Series*, No. 5326, National Bureau of Economic Research.
- Benhabib, J., & Spiegel, M. M. (2009). Moderate Inflation and the Deflation-Depression Link. *Journal of Money, Credit and Banking*, 41(4), 787-798.
- Bittencourt, M. (2012). Inflation and Economic Growth in Latin America: Some Panel Time-Series Evidence. *Economic Modelling*, 29(2), 333-340. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2011.10.018>
- Bruno, M., & Easterly, W. (1998). Inflation Crises and Long-Run Growth. *Journal of Monetary Economics*, 41(1), 3-26. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(97\)00063-9](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(97)00063-9)
- Carlos, G. V. F. (2003). Inflation and Economic Growth in Long Run. *Economics Letters*, 80(2), 167-173. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(03\)00085-5](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(03)00085-5)
- Christoffersen, P. & Doyle, P. (1998). From Inflation to Growth. *IMF Working Paper* No. 98/100, Available at SSRN: <https://doi.org/10.2139/ssrn.246464>
- Dammak, T. B., & Helali, K. (2017). Threshold Effects on the Relationship Between Inflation Rate and Economic Growth in Tunisia. *International Economic Journal*, 31(2), 310-325, <https://doi.org/10.1080/10168737.2017.1289546>
- De Gregorio, J. (1992). The effects of inflation on economic growth: Lessons from Latin America. *European Economic Review*, 36(2-3), 417-425. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(92\)90098-H](https://doi.org/10.1016/0014-2921(92)90098-H)
- Drukker, D., Gomis-Porqueras, P., & Hernandez-Verme, P. (2011). Threshold Effects in the Relationship Between Inflation and Growth: A New Panel-Data Approach. *MPRA Paper* No. 38225.

- Eggoh, J. C., & Khan, M. (2014). On the nonlinear relationship between inflation and economic growth. *Research in Economics*, 68(2), 133-143.
- Ekinçi, R., Tüzün, O., & Ceylan, F. (2020). The relationship between inflation and economic growth: Experiences of some inflation targeting countries. *Financial Studies*, 24(1 (87)), 6-20.
- Eyidiker, U. (2020). Geçiş Ekonomisi Kavramı ve Bir Geçiş Ekonomisi Örneği Türkmenistan, *Sosyal Bilimler Metinleri*, 2020(1), 13-35.
- Fischer, S. (1983). Inflation and Growth. *NBER Working Paper* No: 1235, National Bureau of Economic Research.
- Fischer, S. (1993). The Role of Macroeconomic Factors in Growth. *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 485-512.
- Fischer, S., Ratna, S., & Carlos A. Vegh. (1996). Stabilization and Growth in Transition Economies: The Early Experience. *Journal of Economic Perspectives*, 10(2), 45-66.
- Friedman, M. (1977). Nobel lecture: Inflation and Unemployment. *Journal of Political Economy*, 85(3), 451-472. <https://doi.org/10.1086/260579>
- Ghosh, M. A. R. (1997). Inflation in Transition Economies: How Much? and Why? *IMF Working Papers*. <https://doi.org/10.5089/9781451955569.001>
- Gylason, T., & Herbertsson, T. (2001). Does Inflation Matter for Growth? *Japan and the World Economy*, 13, 405-428.
- Hansen, B. E. (1999). Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference. *Journal of Econometrics*, 93(2), 345-368.
- Hansen, B. E. (2000). Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica*, 68(3), 575-603.
- Ibarra, R., & Trupkin, D. (2011). The relationship between inflation and growth: A panel smooth transition regression approach for developed and developing countries. *Banco Central del Uruguay Working Paper Series*, 6.
- Kelley, A. C. (1988). Population pressures, saving, and investment in the third world: Some puzzles. *Economic Development and Cultural Change*, 36(3), 449-464.
- Khan, M.S., & A. S. Senhadji, (2001). Threshold Effects in the Relationship Between Inflation and Growth. *IMF Working Paper* 48. Retrieved 20/1/2014, 2014.
- Kheir El-Din, H., & H. Abou-Ali. (2008). Inflation and Growth in Egypt: Is There a Threshold Effect? *ECES Working Paper* No. 135.
- Leshoro, T. L. (2012). Estimating the inflation threshold for South Africa. *Studies in Economics and Econometrics*, 36(2), 53-65.
- López, H., Molina, L., & Bussolo, M. (2007). Remittances and the Real Exchange Rate. *World Bank Policy Research Working Paper* 4213.
- Mallik, G., & Chowdhury, A. (2001). Inflation and Economic Growth: Evidence from Four South Asian Countries. *Asia-Pacific Development Journal*, 8(1), 123-135.
- Mubarak, Y.A. (2005). Inflation and Growth: An Estimate of the Threshold Level of Inflation in Pakistan. *State Bank of Pakistan Research Bulletin*, 1, 35-44.
- Muzaffar, A. T., & Junankar, P. N. (2014). Inflation-growth relationship in selected Asian developing countries: Evidence from panel data. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 19(4), 604-628. <https://doi.org/10.1080/13547860.2014.920594>
- Nduricimpa, A. (2017). Threshold Effects of Inflation on Economic Growth in Africa: Evidence From A Dynamic Panel Threshold Regression Approach. *African Development Bank Working Paper* No. 249.
- Pattanaik, S., & Nadhanael, G. V. (2013). Why persistent high inflation impedes growth? An empirical assessment of threshold level of inflation for India. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 6(2), 204-220. <https://doi.org/10.1080/17520843.2012.735248>
- Pesaran, H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. *University of Cambridge Working Paper* No: 0435.
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of applied econometrics*, 22(2), 265-312.
- Quartey, P. (2010). Price stability and the growth maximizing rate of inflation for Ghana. *Modern Economy*, 1(03), 180-194.

- Rapach, D. E. (2003). International evidence on the long-run impact of inflation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 35(1), 23-48.
- Risso, W. A., & Carrera, E. J. S. (2009). Inflation and Mexican Economic Growth: Long-Run Relation and Threshold Effects. *Journal of Financial Economic Policy*, 1, 246-263.
- Rutayisire, M. J. (2015). Threshold effects in the relationship between inflation and economic growth: Evidence from Rwanda. *African Economic Research Consortium Research Paper* 293.
- Salami, D., & Kelikume, I. (2010). An estimation of inflation threshold for Nigeria (1970-2008). *International review of Business Research papers*, 6(5), 375-385.
- Seleteng, M. (2006). *Inflation and economic growth: An estimate of an optimal level of inflation in Lesotho*. Central Bank of Lesotho.
- Seleteng, M., Bittencourt, M., & van Eyden, R. (2013). Non-Linearities in Inflation Growth Nexus in the SADC Region: A Panel Smooth Transition Regression Approach. *Economic Modelling*, 30, 149-156.
- Sidrauski, M. (1967). Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy. *American Economic Review*, 57(2), 534-544.
- Singh, P. (2010). Searching threshold inflation for India. *Economics Bulletin*, 30(4), 3209-3220.
- Stockman, A. C. (1981). Anticipated Inflation and the Capital Stock in a Cash-in-Advance Economy. *Journal of Monetary Economics*, 8(3), 387-393.
- Thanh, S. D. (2015). Threshold effects of inflation on growth in the ASEAN-5 countries: A Panel Smooth Transition Regression approach. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 20(38), 41-48.
- Tobin, J. (1965). Money and Economic Growth. *Econometrica*, 33(4), 671-684.
- Todaro, M. (1996). *Economic Development* 6th edition. Addison Wesley Publishing Company.
- Tung, L., & Thanh, P. T. (2015). Threshold in the Relationship between Inflation and Economic Growth: Empirical Evidence in Vietnam. *Asian Social Science*, 11, 105.
- Urom, C., Yuni, D., Lasbrey, A., & Emenekwe, C. (2019). Examining the non-linearities in inflation-growth nexus: Further evidence from a fixed-effect panel threshold regression approach for the SACU region. *Studies in Economics and Econometrics*, 43(3), 31-59. <https://doi.org/10.1080/10800379.2019.12097350>
- Valdovinos, C. G. F. (2003). Inflation and economic growth in the long run. *Economics Letters*, 80(2), 167-173.
- Vinayagathan, T. (2013). Inflation and Economic Growth: A Dynamic Panel Threshold Analysis for Asian Economies. *Journal of Asian Economics*, 26, 31-41.
- Wang, Q. (2015). Fixed-Effect Panel Threshold Model Using Stata. *The Stata Journal*, 15(1), 121-134
- World Bank (2021) <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>

## Does Demographic Transition Reduce Poverty in Central Asia?

### Abstract

Central Asian countries are experiencing a demographic transition due to the shrinking fertility and the mortality rates and are in the stage of getting benefits from the economic tailwinds with an increased working-age population share. This potential is expected to convert the demographic transition into economic growth as well as poverty reduction. Although all countries' economy grows, poverty reduction is stagnated. The main question here is about the underlying cause of this stagnation in economic poverty reduction, is it due to an increase in the working-age population, or whether the region utilizes these economic benefits through accumulating human resources. In this paper, it was found out that one of the main reasons for continuing poverty is the lack of job creation. Moreover, due to the existing insecure jobs, the increasing economically active population of Central Asia is forced to seek jobs abroad. This paper analyzes the main channels that impact the demographic change in the Central Asian countries considering human capital, socio-economic situation, and poverty rate by using cross-section data for the period of 2000 – 2019 via the fixed effects method. According to the results of the model, the recommendation for reducing economic poverty is a well-planned demographic policy that should focus on strengthening human resources, especially on education for developing new skills in an early stage which should boost economic growth.

**Keywords:** Demographic transition, Economic poverty, Fixed effects methods

## Orta Asya’da Demografik Geçiş Ekonomik Fakirliği Azaltıyor mu?

### Özet

Orta Asya ülkeleri, gerek doğum oranlarının gerekse ölüm oranlarının azalması sonucunda demografik açıdan bir geçiş dönemi tecrübesi yaşamakta olup, nüfuslarının çalışma yaşı aralığındaki kısımlarının artması dolayısıyla birtakım ekonomik faydalar sağlama aşamasındadırlar. Bu potansiyelin, demografik geçiş durumunu, ekonomik büyümenin gerçekleşmesine ve aynı zamanda ekonomik fakirliğin azalmasına dönüştürmesi beklenmektedir. Ancak, bütün bu ülkelerin ekonomilerinin büyümesine rağmen, ekonomik fakirliğin azalması durgunluk göstermektedir. Buradaki esas soru, ekonomik fakirliğin azalmasındaki bu durgunluğun sebebinin, nüfusun çalışma yaşında olan kesiminin artması ile mi, yoksa bölgenin sağlanan bu ekonomik faydaları insan kaynakları yaratmak üzere kullanması ile mi ilgili olduğudur. Bu makalede fakirliğin devam etmesinin ana sebeplerinden birinin iş yaratma gücü eksikliği olduğu saptanmıştır. Ayrıca, varolan işlerin de güvenilir olmaması sonucu, artmakta olan ekonomik açıdan aktif olan nüfus, Orta Asya’dan başka ülkelerde iş aramak durumunda kalmaktadır. Bu makale, Orta Asya ülkelerinde tecrübe edilmekte olan demografik değişime yol açan önemli kanalları, beşeri sermaye, sosyo-ekonomik durum, fakirlik oranı çerçevesinde 2000-2019 dönemine ait yatay-kesit verilerle sabit etki metodu kullanarak analiz etmektedir. Makalenin sonuçlarına göre, ekonomik fakirliği azaltabilmek için tavsiye edilecek demografik ilke, insan kaynaklarını kuvvetlendirmek, özellikle ilk aşamalarda yeni beceriler kazandırmaya yönelik eğitime önem vermek suretiyle ekonomik büyümeyi daha da desteklemektir.

**Anahtar kelimeler:** Demografik geçiş, Ekonomik fakirlik, Sabit etki metodu

Muyassar Kurbanova (Corvinus University, Budapest, Hungary)

**OrCID:** 0000-0002-5037-0021 **E-mail:** muyassar2710@gmail.com

## 1 Introduction

Achieving economic growth while a population is aging requires setting the right demographic policy. Most developed countries are facing the problem of aging, while, with very few exceptions in developing countries the working-age population is increasing due to the decline of the fertility rate (Berde&Kurbanova, 2020). The Central Asian countries, namely Kazakhstan, Kyrgyzstan, Tajikistan, Turkmenistan, and Uzbekistan are experiencing an increasing share of the working-age population which provides an opportunity to reap this benefit. However, this demographic bonus will not last forever, as the growing life expectancy and decreasing fertility rates will cause an aging problem in these countries in the nearer future and they will converge quickly to European countries by the share of older people. The median age of the population in Central Asia is 27.6 years old in 2020 (Worldometers, 2021) and it is expected to increase further over the next three decades. Also, the emigration of the young generation accelerates the ageing process more rapidly (Bussolo et. al, 2015). Ageing challenges lead to financing problems of older people, slower economic growth and increasing poverty, especially when it happens in the transition countries, the government revenues cannot secure the older generation obligations. In this sense, it is important to analyze the challenges and opportunities of the demographic transition and address them to overcome the upcoming ageing problem in the region. Indeed, the region has favourable circumstances to translate today's demographic realities into tomorrow's economic prosperity.

In the Central Asian countries, the decreasing fertility and mortality combine to create a very rapid rate of increasing working age population. The 'demographic window' that is opened up by the projected decrease in the total dependency ratio and the school-age population provides an ideal opportunity for human capital formation (Peng, 2007). The process of an increasing share of active population offering a window of opportunity alludes to the demographic dividend. The duration of the demographic window is defined when the share of children (aged 0-14) falls below 30% and the population aged 65 and over is still below 15% (United Nations 2004). During the favourable age structure, economic growth can be increased, however, this bonus is only transitory, and it requires setting various economic preconditions (Mason 2001, 2005, Mason&Lee 2007), as an investment in human capital on time. Hence, human capital is considered as a trigger of economic growth, demographic change (Lutz et. al. 2019), the source of higher income (Lee & Lee 2013, Issa 2005, Arabi & Abdalla 2013), and poverty reduction (Osotimehin & Director 2017).

The demographic transition brings changes in the age and size of the population and this provides socio-economic opportunities as well as challenges (Bloom&Williamson 1998, Pool 2004, Pool et al. 2006, Gomez&deCos 2008, Navaneetham&Dharmalingam 2012). Therefore, understanding demographic challenges should be a priority. One of the main challenges in a condition of increasing labor force following with the lack of job opportunities may cause to increase poverty and inequality in the society. The inequality could be observed in a country at a stage of demographic transition while having different economic lifecycle schedules among various age groups (de la Croix & Doepke 2003, DeGraffet et al. 1996; Orbeta, 2006). Hence, for people living under the poverty line, it is difficult to get loans from formal lending centers for investing their education and health, moreover, parents' illiteracy made it harder for their children to study in a better environment (Banerjee & Duflo 2007, Khitakhunov 2020). This condition makes it difficult to harness the demographic dividend as this opportunity could be beneficial in a condition of investing in human capital (Abrigo et. al. 2016).

The ongoing demographic transition of the Central Asian countries requires using the demographic window of opportunity as soon as possible before it disappears. In this sense, it is necessary to examine the contribution and the influence direction of demographic transition in Central Asia. Income inequality and poverty increased in Central Asia, especially after the collapse of the Soviet Union and when started to transform from a centrally planned to a market-oriented economy (Heller & Keller 2001, Bandara et al. 2004, Jha & Dang, 2009). It is noteworthy to mention, that a decade ago one-third of the population was living in absolute poverty, while the noticeable rate of extreme poverty still exists (Hayes 2014). Although due to rapid economic growth the majority of the population lifted out of poverty in Central Asia, the region's some countries are still struggling to catch up (Seitz 2019, Khitakhunov 2020). Among other Central Asian countries only Kazakhstan has achieved a large reduction in poverty after the independence, the extreme poverty rate is almost zero, however, the country is vulnerable to economic shocks as the region countries depend on commodity prices and international organizations loans that could make challenges to progress more to reduce poverty.

Ultimately, we are interested in whether the change in age structure can reduce poverty in the region, as it is one of the important indicators of living standards. This implies that more research is needed to estimate the effect of the demographic transition on economic growth and poverty reduction focusing on Central Asia, as human poverty remains a major issue of developing countries. The objective of this paper is to provide evidence about the effect of change in age structure with human capital development may affect poverty in all Central Asian post-communist countries, as key outcomes of the first and second demographic dividends. The research addresses the following an empirical research question: Does the demographic transition decrease the poverty in the Central Asian countries?

By addressing the research question our analysis is performed by the fixed effect method for analyzing the relationship of poverty and demographic transition along the period of 2000 and 2019.

The paper is organized as follows. Section 2 provides a brief literature review, following by presenting in section 3, an outline of the economic and demographic condition of the Central Asian countries. Section 4 explains the methodology and data source. The empirical results are discussed in section 5. The final section presents the conclusion and recommendations for policy implication.

## 2 Literature review

Since the end of the XIX century the world has been experiencing the demographic transition, which refers a shift from high fertility and mortality rate to low rates with advanced technology and economic development. This transition provides an opportunity to convert the gains with technological progress and factor accumulation into income per capita growth. Theoretically, demographic transition is consisting of three stages based on the level of fertility and mortality rates. The initial stage begins with the high fertility and mortality rates, while the second stage follows by high fertility but low mortality, and the last one by the low fertility and mortality rates. These changes can be affected on economic growth through an inverted U-shaped relationship, and it is known as a demographic U-hypothesis. The initial two stages may contribute positively to economic growth as labor supply and saving increase continuously so-called window of opportunity, however, the last stage leads to an aging society through less labor supply and decreasing saving rate (Mehmood et al. 2012). In some other literature the relation between fertility and economic growth considers as an algebraic relationship of a quadratic function, which means initially effect of fertility reduction encourages economic growth, but later it reduces (Cai2010). So far, most of the studies focused on the effect of demographic change on economic growth (Bloom & Canning 2003, Bloom et al. 2000, Bloom et al. 2003, Bloom & Freeman 1988, Bloom & Williamson 1998, Brander&Dowrick 1994, Kelley& Schmidt 1995), known as a demographic dividend and it is characterized as a first and second demographic dividend (Lee & Mason 2006).

The first demographic dividend is a transitory bonus and occurs directly as the result of the increasing working-age population that effective producers rise more than the effective consumers (Abio et al. 2017). The second demographic dividend converts this bonus into economic growth through effective demographic and economic policies. This period will occur while increasing the savings of the population, investing in human capital and capital per worker continues to be at a higher level (Abio et al. 2017, Baerlocher et al. 2019) in a long run. Undoubtedly, maximizing the human capital enlarges the productivity asset of nations (Young 2019), enables the labor force to be flexible and innovative (World Bank 2018, Cummins 2019). Later on, if the second demographic dividend does not be managed efficiently and the number of the working-age population starts to decrease, the aging problem occurs in the country and the economic gains will be diminished (Lee&Mason 2009).

There is evidence that demographic transition process will impact inequality and poverty, although the studies about it are relatively smaller (Ahmed et al. 2014, Mason & Lee 2004, Ahmed et al. 2016). There are mechanisms by which demographic transition will lead to poverty alleviation. The initial process suggests that there is a direct link between shaping poverty attribution and macroeconomic indicators (Burgoyne et al. 1999, Gallie & Paugam 2002), especially the demographic dividend will boost economic growth and it affects to reduce poverty (Dollar et al. 2015, Dollar & Kraay 2002, Kua&Piyachart 2016). However, as a result of the reduction of non-earning members, the consumption per capita of the household decrease and will cause a lower poverty rate (Cruz & Ahmed 2018). The next steps related to the second demographic dividend, that demographic transition in a dimension of education reduces poverty especially, in a condition of lower fertility rate families invest more on children's education (Kua&Piyachart 2016) and when female become more educated and having fewer children, they will be active in a job market (Bloom et al. 2009, Klepinger et al. 1999), which leads to increase income-earners in the household and increase the living standards. Moreover, increasing the number of workers will contribute more to the economy and the government will devote additional recourse to low-income families (Cruz & Ahmed 2018). Similarly, as an investment in human capital for the upcoming young generation increases, their lifetime earning potential will rise subsequently (Rosenzweig & Schultz 1987, Schultz, 2007), here especially, education plays a significant role (Ahmed et al. 2016). It is noteworthy to mention that in a condition of the demographic shift, economic growth and poverty reduction are policy depended. Efforts need to be made in the development of health care and education (Falkingham 2005). Cunningham (2007) highlights that one of the attractive tools for reducing poverty is the minimum.

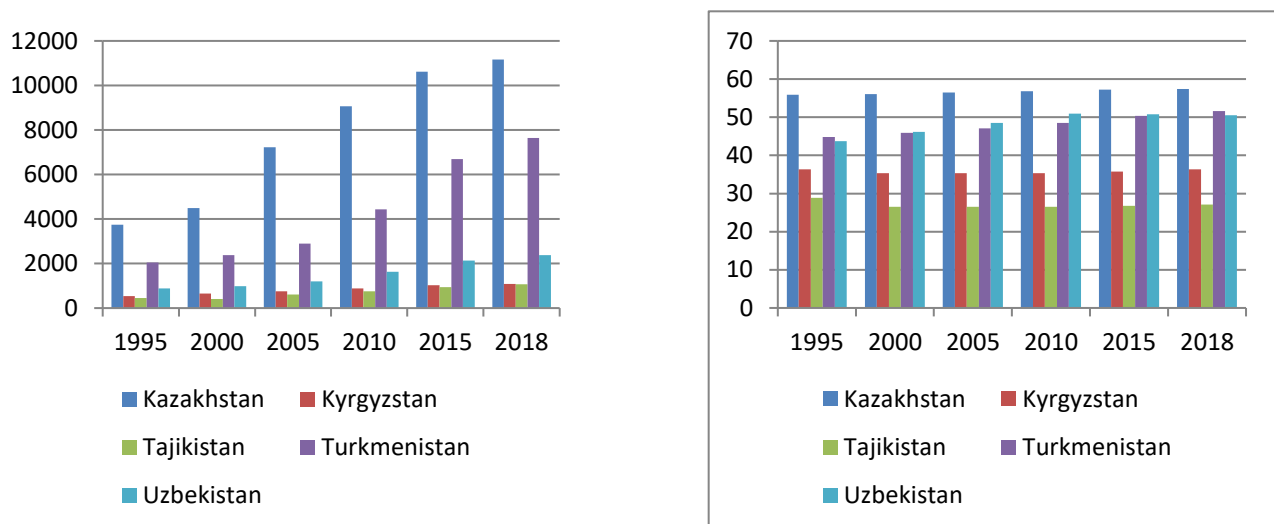
From a regional perspective, evidence from Central Asia provides evidence that these countries are still challenged by poverty (Jha&Dang 2009). During the Soviet Union income inequality were very limited by the help of high level of social expenditure and low wage differentials (Atkinson & Micklewright 1992). However, after collapsing the Soviet Union and transition from centrally planned to market economies increased the poverty and changed its nature (Alam et al. 2005, Klugman et al. 2002, Milanovic & Ersado 2012, Habibov 2011, Habibov & Fan 2007, Klugman 1997) that in Soviet-era only selected categories like single mothers, disabled and old-age pensioners were vulnerable to poverty, which is changed after independence in post-communist countries (Habibov

et al. 2017). Moreover, throughout Central Asia, a higher poverty rate is observed in the more densely populated areas of each region's countries (Seitz 2019).

Several researchers have studied poverty, its factors, and its vulnerability to poverty in the context of Central Asia. Seitz (2019) found out that labor migrants contribute significantly to the poorest areas through remittances and investment, according to their survey, about 19 percent of families have at least one migrant abroad in CA. Another channel for reducing the poverty was analyzed by Falkingham (2004), mentioning that priority should be given to the youth education system and provide the labor market with the demanded skills. Moreover, effective governance, especially strengthening the public administration system and involve the community in the decision-making process will be guarantee to improvement material and capability of poverty (Falkingham 2005). Besides, an increase in GDP significantly reduces the structural attribution of poverty in CA (Habibov et al. 2017). In essence, previous studies have focused on poverty on individual and country level, its factors, and influence direction within Central Asia. From the literature review it was found out that no previous studies have emphasized the effect of change on age structure on poverty, estimating through empirical analyses. Examining this effect allows us to set the right policy in a condition of increasing the working-age population.

### 3 Economic development, demographic transition, and poverty in Central Asia

Central Asia is a very heterogeneous region in terms of socio-economic processes. It is rapidly fragmenting in terms of living standards, rates of economic growth, quality of social services, and access to infrastructure. Especially, the gap in the development of the Central Asian countries at the present stage is increasing from year to year. Moreover, the urbanization of the countries is extremely unbalanced that in Kazakhstan a significant part of the population refers to city residents, while Kyrgyzstan and Tajikistan dominate rural communities (see figure 1).



**Figure 1.** Social-economic development indicators of Central Asian countries *Source: World development indicators, 2020*

The nature of poverty is also varying within the region. Although initiated macroeconomic reforms and persuading anti-inflation policies the incidence of poverty decreased, especially in Kazakhstan (Jha & Dang 2009), however for the rest of Central Asian countries this problem remains (see table 1).

Country	Extremely poor	Moderately poor	Near poor
Kazakhstan	0	0	4
Kyrgyzstan	0	13	45
Tajikistan	4	12	30
Turkmenistan	8	7	12
Uzbekistan	20	18	26

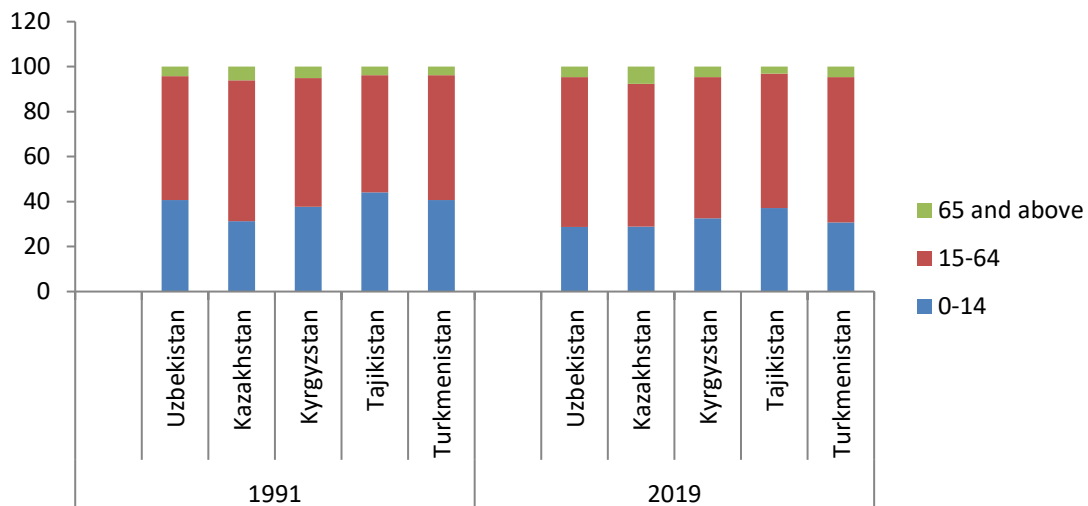
\*Extremely poor: less than \$1.90 a day, moderately poor: \$1.90 to \$3.20 a day, near poor: \$3.20-\$5.50 a day (using 2011 PPPs) *Source: ILO modeled estimates, ILOSTAT*

**Table 1.** Share of employment by economic class (%), ILO modeled estimates, 2019)

Poverty in most developing countries is associated with large families and high birth rates. However, the ongoing demographic shift accompanied by changing from large families to smaller provides evidence that poverty may

reduce in Central Asia due to the demographic transition that is characterized by a decrease in fertility and an increase in life expectancy. Although it had been observed an increase in the region's population over the last half-century, starting from the last years the growth was slowed down and in the middle of 21 century, it is expected to decrease, especially in Uzbekistan. One of the reasons for the population reduction is explained by a decline in the birth rate in all countries of the region since 1992 by at least 25%. The fertility rate is expected to further decline in all countries of the region (see figure 1), and it is expected that more women will enter the labor market. Currently, the female labor force participation rate is still not at an adequate level, where the highest rate is observed in Kazakhstan with 62% and the lowest rate is in Tajikistan with 31% among the region countries. This situation can be explained through the countries' different fertility rates (World Bank 2020).

However, the region has a very favorable age distribution. About 30% are under the age of 14 and 10% are over the age of 65, while almost 60% are active population (15-64 years old) over the period (see figure 2).



**Figure 2.** Age distribution of Central Asian countries *Source:* World development indicators, 2020

The demographic transition in the region enables a rise in economic opportunities as well as social and policy challenges, especially a shortage of qualified personnel and low quality of human capital. However, for all countries in the region, the problem of employment of the population, primarily youth, remains extremely urgent. The demographic shift, with an enormous growth of young people in the labor force, creates heavy pressure on the region's job market. According to the official data, the highest youth unemployment is in Tajikistan at 11.3% and the lowest is in Turkmenistan at 3.8%. At the same time, the countries of the region are experiencing an acute shortage of qualified specialists, which means the level and the quality of human capital investment across Central Asia are very unlikely to reap the demographic dividend. One of the main reasons for this contradictory situation is the low level of education and limited access to higher education. Along with this, unemployment among youth graduates is observing, which can be explained by the mismatch between skills demanded in the labor market and offered by the labor force. These countries education system is not producing the necessary skills for the graduates.

#### 4 Data and methodology

Increasing the share of the working-age population in Central Asian countries may reduce or increase the poverty in the region. In order to see the effect of this change on the whole region, we adopt the previous researchers' methodologies. Following the empirical exogenous framework to estimate the effect of demographic transition with human capital on poverty reduction in Central Asian countries, we adopted Cruz&Ahmed (2018) methodology.

We conduct an equation to explain poverty through demographic, economic, and human capital variables. As we will estimate overall a region's countries it is more effective to use the panel data estimation. This method has several advantages as getting better estimates through a large sample, controlling unobservable variables, accounting heterogeneity, and tackling the omitted variables bias problem (Ahmad&Khan, 2019). For panel data analysis it is common to use random effects and fixed effects models. However, Bloom et al. (2013) suggested that the existing endogeneity problems for human capital and demographic variables can be solved through the Two-Stage Least Squares method but there are no instrumental variables for our case. Moreover, we cannot use the Ordinary Least Squares method as it will not tackle the omitted variable bias problem.

Based on the augmenting the work of Cruz&Ahmed (2018), we estimated the following econometric model for the fixed effects method, where GDP per capita ( $GDPPC_{it}$ ), working-age population ratio ( $WAP_{it}$ ), female labor

force participation rate ( $FL_{it}$ ), mean years of schooling ( $X_{it}$ ), total fertility rate ( $TFR_{it}$ ) and the share of urban population ( $U_{it}$ ) as a key determination of poverty (P).

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 GDPPC_{it} + \beta_2 WAP_{it} + \delta_3 FL_{it} + \beta_4 X_{it} + \delta_5 TFR_{it} + \delta_6 U_{it} \quad (1)$$

In our analysis, we used poverty as a dependent variable. Two approaches of measuring poverty are used commonly in empirical analysis: direct and indirect. Income considers as an indirect approach, which is most commonly traditional used to measure poverty (Wongboonsin & Phiromswad 2016, Jha & Dang 2009). Traditionally, poverty is measured by the number of people living under the international poverty threshold. Indeed, internationally comparable estimates of poverty are provided by the World Bank, which dollar-a-day line was \$1.25 in 2005 and changed to \$1.90 a day in 2011 (World bank 2020). Moreover, the international practice uses the income class poverty line, defined at \$3.2 for lower-middle-income countries and \$5.5 for upper-middle-income countries. On the other hand, the direct approach lies in the standard of living, as having clean water or access to electricity. In this paper, we rely on an indirect approach, more specifically the working poverty rate, measured as the percentage of employed living below US\$1.90 PPP.

Our measure of demographic transition is the share of the population aged 15-64 and economic growth is measured by GDP per capita in constant 2010 prices. Moreover, we investigate the role of education as it is used to measure human capital and it allows observing its effect on being more productive for the society and poverty reduction (Barro and Sala-i-Martin 2004). As discussed above the poverty is more vulnerable to be in rural areas and for this reason, we added the proportion of people living in urban areas. The study utilized secondary data from the World Development Indicators (WDI), ILO database, and human development database spanning from 2000 to 2019 for five Central Asian countries, allowing us to estimate panel data analysis. However, the limited availability of data on some variables did not allow us to cover longer periods.

## 5 Results of Fixed effect method

In this paper, we applied the fixed-effect method to get an efficient result. For choosing between random and fixed effects, we applied the Hausman Test and found out that fixed effect estimation is more appropriate for our model. The empirical estimation of the model, which was expressed in equation one is given in table 5. To correct for heteroskedasticity error we use robust estimators.

Dependent variable: poverty (the percentage of employed living below US\$1.90 PPP)

Variable	Coefficients
C	177.324 (112.17)
$GDPPC_{it}$ – GDP per capita	-4.079 (.447)***
$WAP_{it}$ - Share of working age population	-0.367 (0.237)*
$TFR_{it}$ – Fertility rate (total (births per woman))	7.788 (14.576)
$X_{it}$ - Mean year of schooling	-6.962 (1.159)***
$FL_{it}$ - Female labor force participation	-0.555 (0.182)**
$g_{U_{it}}$ – the share of urban population	-0.670 (1.986)
R-squared	0.2737

Robust standard errors are in parenthesis. Note: \*, \*\*, \*\*\* represents Significant level at 10%, 5% and 1% respectively.

**Table 3.** Results of fixed effect estimation

According to the results of our model, GDP per capita, the share of working-age population, female labor force participation and mean years of school are significant and have a positive impact on the reduction of poverty, the percentage point of growth above-mentioned indicators provide an opportunity to reduce the poverty in Central Asia. The fertility rate has shown a positive influence on poverty, as the increasing of the total fertility rate is estimated to be associated to increase poverty, however, the coefficient is not significant (table 3).

From the short review above, key findings emerge: the education effect which is taken as a proxy of human capital is higher than the age effect. This implies that education is a key mechanism for reducing poverty. Moreover, providing job opportunities for the female labor force and making them active in the labor market brings a positive outcome for the alleviation of poverty. In the case of Central Asia, the demographic transition can turn further advantages only by accumulating human capital effectively. In a nutshell, all control variables have an encouraging impact on poverty reduction. Hence, it is suggested to make policy implications in this direction.

## 6 Conclusion

This paper investigated the effect of demographic transition and human capital on poverty reduction in Central Asia. The empirical analysis was estimated 5 countries of the region applying panel dataset along the period of 2000 and 2019. In order to examine the evidence for the inverse relationship between poverty and demographic transition with human capital the fixed effect was used.

The empirical results of our estimation indicate a significant and negative relationship between the share of the working-age population, GDP per capita, labor force participation rate, and the mean year of schooling. These variables might decrease poverty in the region.

However, the variables that represent human capital investment have shown a significant and positive impact. Especially, the female labor force participation ratio is significant and reduces the poverty. Mean years of schooling and GDP per capita have a robust positive effect on economic growth as well, which is consistent with the theoretical suggestions. Similarly, the share of the urban population has shown a positive contribution, however, the coefficient is insignificant.

Our empirical results confirm that the increasing working-age population correlates negatively with poverty, that ongoing demographic transition can provide an opportunity to reduce the poverty in Central Asia. However, almost in a whole region, the main challenges are the lack of enough job supplies that enable to reduce unemployment and low education level is not appropriate for labor market demand.

An important policy implication based on our empirical results suggests that demographic transition enable the countries to provide an opportunity to reduce poverty in a case of effectively accumulate increasing working-age population capabilities. It can be done by specifically targeting the working-age population, especially the young cohort, to provide them with an adequate education level, creating job opportunities, and supporting their self-employment. Efforts need to be made not only to increase the quantity of education but improving the quality of education, especially to enhance general and vocational education quality. As we discussed above, the majority of the population has a limitation to access to tertiary education that makes the share of the skilled labor force decrease. Indeed, due to limited job supply and without appropriate education level, the unskilled labor force emigrates to other developing countries, which may cause to worsening social-economic condition of the country.

## References

- Abío, G., Patxot, C., Sánchez-Romero, M., & Souto, G. (2017). The welfare state and demographic dividends. *Demographic Research*, 36, 1453-1490.
- Abrigo, M. R., Racelis, R. H., Salas, J. I., & Herrin, A. N. (2016). Decomposing economic gains from population age structure transition in the Philippines. *The Journal of the Economics of Ageing*, 8, 19-27.
- Ahmed, S. A., Cruz, M., Go, D. S., Maliszewska, M., & Osorio-Rodarte, I. (2016). How Significant Is Sub-Saharan Africa's Demographic Dividend for Its Future Growth and Poverty Reduction? *Review of Development Economics*, 20(4), 762-793.
- Ahmed, S., Cruz, M., Go, D. S., Maliszewska, M., & Osorio-Rodarte, I. (2014). How significant is Africa's demographic dividend for its future growth and poverty reduction? *World Bank Policy Research Working Paper* 7134.
- Alam, A., Murthi, M., Yemtsov, R., Murrugarra, E., Dudwick, N., Hamilton, E., & Tiongson, E. (2005). *Growth, Poverty and Inequality: Eastern Europe and the former Soviet Union*. World Bank, Washington, DC.
- Arabi, K. A. M., & Abdalla, S. Z. S. (2013). The impact of human capital on economic growth: Empirical evidence from Sudan. *Research in World Economy*, 4(2), 43.
- Ashraf, Q. H., Lester, A., & Weil, D. N. (2008). When does improving health raise GDP? *NBER Macroeconomics Annual*, 23(1), 157-204.
- Atkinson, A. B. and Micklewright, J. (1992), *Economic Transformation in Eastern Europe and the Distribution of Income*. Cambridge University Press.
- Aytmagambetova G.T. (2009). Demographic situation in Central Asian countries at the current stage. *Bulletin of KarSU*.
- Baerlocher, D., Parente, S. L., & Rios-Neto, E. (2019). Economic effects of demographic dividend in Brazilian regions. *The Journal of the Economics of Ageing*, 14, 100198.
- Bandara, A., Malik, M. and Gherman, E. (2004). Poverty in Countries of Central Asia. *Bulletin on Asia-Pacific Perspectives*, 5, 117-129.
- Banerjee A., Duflo E. (2007). The Economic Lives of the Poor. *Journal of Economic Perspectives*, 21(1), 141-168.

- Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (2004). *Economic Growth* (2nd ed.). MIT Press.
- Barros, R. P., Firpo, S., Guedes, R., & Leite, P. (2015). Demographic changes and poverty in Brazil. Discussion Papers 0096. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
- Bloom, D. E., & Freeman, R. B. (1988). Economic development and the timing and components of population growth. *Journal of Policy Modeling*, 10(1), 57-81.
- Bloom, D. E., & Williamson, J. G. (1998). Demographic transitions and economic miracles in emerging Asia. *The World Bank Economic Review*, 12(3), 419-455.
- Bloom, D. E., Canning, D., & Malaney, P. (2000). Demographic change and economic growth in Asia. *Population and Development Review*, 26, 257-290.
- Bloom, D. E., Canning, D., Fink, G., and Finlay, J. E. (2009). Fertility, female labor force participation, and the demographic dividend. *Journal of Economic Growth*, 14(2), 79-101.
- Bloom, D., Canning, D., & Sevilla, J. (2003). *The demographic dividend: A new perspective on the economic consequences of population change*. RAND Corporation.
- Bloom, D., Canning, D., & Sevilla, J., 2003. *The Demographic Dividend: A New Perspective on the Economic Consequences of Population Change*. RAND Corporation, Santa Monica, CA.
- Brander, J. A., & Dowrick, S. (1994). The role of fertility and population in economic growth. *Journal of Population Economics*, 7(1), 1-25.
- Burgoyne, C. B., Routh, D. A., & Sidorenko-Stephenson, S. (1999). Perceptions, attributions and policy in the economic domain. A theoretical and comparative analysis. *International Journal of Comparative Sociology*, 40, 79-93.
- Cai, F. (2010). Demographic transition, demographic dividend, and Lewis turning point in China. *China Economic Journal*, 3(2), 107-119.
- Cruz, M., & Ahmed, S. A. (2018). On the impact of demographic change on economic growth and poverty. *World Development*, 105, 95-106.
- Cummins, M. (2019). Population Dynamics and the Demographic Dividend Potential of Eastern and Southern Africa: A Primer. Available at SSRN 3523552.
- De La Croix, D., & Doepke, M. (2003). Inequality and growth: why differential fertility matters. *American Economic Review*, 93(4), 1091-1113.
- DeGraff, D. S., Bilsborrow, R. E., & Herrin, A. N. (1996). Children's education in the Phillipines: Does high fertility matter? *Population Research and Policy Review*, 15(3), 219-247.
- Dollar, D., & Kraay, A. (2002). Growth is good for the poor. *Journal of Economic Growth*, 7(3), 195-225.
- Dollar, D., Kleineberg, T., & Kraay, A. (2015). Growth, inequality, and social welfare: cross-country evidence. *Economic Policy*, 30(82), 335-377.
- Duflo E., Dupas P., Kremer M. (2015). School governance, teacher incentives, and pupil-teacher ratios: Experimental evidence from Kenyan primary schools. *Journal of Public Economics*, 123, 92-110.
- Falkingham (2004). Inequality and poverty in the CIS-7, 1989-2002. In: *The Low-Income Countries of the CIS: Progress and Challenges in Transition*, Oxford University Press/World Bank.
- Falkingham, J. (2005). The end of the rollercoaster? Growth, inequality and poverty in Central Asia and the Caucasus. *Social Policy & Administration*, 39(4), 340-360.
- Gallie, D., & Paugam, S. (2002). Social precarity and social integration. Report for the European Commission based on Eurobarometer 56.1. *Brussels: European Commission*.
- Gomez, R., & de Cos, P. H. (2008). Does population ageing promote faster economic growth? *Review of Income and Wealth*, 54(3), 350-372.
- Habibov, N. (2011). Public beliefs regarding the causes of poverty during transition: Evidence from the Caucasus, Central Asia, Russia, and Ukraine. *International Journal of Sociology and Social Policy*, 31, 53-74.
- Habibov, N., & Fan, L. (2007). Social protection and poverty in Azerbaijan, a low-income country in transition: Implications of a household survey. *International Social Security Review*, 60(4), 47-68.
- Habibov, N., Cheung, A., Auchynnikava, A., & Fan, L. (2017). Explaining Support for Structural Attribution of Poverty in Post-Communist Countries: Multilevel Analysis of Repeated Cross-Sectional Data. *J. Soc. and Soc. Welfare*, 44, 173.
- Harkat, T., and Driouchi, A. (2017). Demographic dividend and economic development in Arab countries.

- Hayes, A. (2014). Population dynamics and sustainable development in Asia and the Pacific. *Asia-Pacific Population Journal*, 28(1), 57-83.
- Heller, P. S., & Keller, C. (2002). Social sector reform in transition countries. In *Completing Transition: The Main Challenges* (pp. 129-150). Springer, Berlin, Heidelberg.
- Islam, M. M. (2020). Demographic transition in Sultanate of Oman: Emerging demographic dividend and challenges. *Middle East Fertility Society Journal*, 25(1), 1-14.
- Issa, H. (2005). Human Capital Demographic Transition and Economic Growth. *Journal of Economic Development*, 30(2), 49.
- Jha, R., & Dang, N. (2009). Vulnerability to poverty in selected central Asian countries.
- Kelley, A. C., & Schmidt, R. M. (1995). Aggregate population and economic growth correlations: the role of the components of demographic change. *Demography*, 32(4), 543-555.
- Khitakhunov, A. (2020). How to Alleviate Poverty: Lessons from the 2019 Nobel Prize in Economics. *Вестник КазНУ. Серия Экономическая*, 131(1), 26-33.
- Klepinger, D., Lundberg, S., & Plotnick, R. (1999). How does adolescent fertility affect the human capital and wages of young women? *Journal of Human Resources*, 421-448.
- Klugman J., Micklewright, J., & Redmond, G. (2002). Poverty in transition: Social expenditures and the working-age poor. *Innocenti Working Paper* No. 91. Florence: UNICEF Innocenti Research Centre.
- Klugman, J. (Ed.). (1997). *Poverty in Russia: Public Policy and Private Responses*. World Bank Publications, Washington, DC.
- Lee, R., & Mason, A. (2006). Back to basics: What is the demographic dividend? *Finance and Development*, 43(003).
- Lee, R., & Mason, A. (2009). Fertility, human capital, and economic growth over the demographic transition. *European Journal of Population*, 26(2), 159–82.
- Lee, Y. Y., & Lee, S. S. Y. (2013). Policy implications for inclusive growth in the Republic of Korea. *Korea and the World Economy*, 14(3), 607-651.
- Lutz, W., Cuaresma, J. C., Kebede, E., Prskawetz, A., Sanderson, W. C., & Striessnig, E. (2019). Education rather than age structure brings demographic dividend. In: *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 116(26), 12798-12803.
- Mason, A. (2005). Demographic transition and demographic dividends in developed and developing countries. In: *United Nations expert group meeting on social and economic implications of changing population age structures*, 31, 5.
- Mason, A., & Lee, R. (2007). Transfers, capital, and consumption over the demographic transition. In: *Population aging, intergenerational transfers and the macroeconomy*, 128-162.
- Mason, A., & Lee, R. (2011). Population aging and the generational economy: key findings. In: *Population aging and the generational economy: A global perspective*, 3-31.
- Mason, A., & Lee, S. H. (2004). The demographic dividend and poverty reduction. In: *Seminar on the relevance of population aspects for the achievement of the millennium development goals*.
- Mason, A., Lee, R., & Jiang, J. X. (2016). Demographic dividends, human capital, and saving. *The Journal of the Economics of Ageing*, 7, 106-122.
- Mehmood, B., Khan, A., & Khan, A. (2012). Empirical Scrutiny of Demographic Dividend of Economic Growth: Time Series Evidence from Pakistan. *Romanian Review of Social Sciences*, (2).
- Merrick, T. W. (2002). Population and poverty: New views on an old controversy. *International Family Planning Perspectives*, 28(1), 41-46.
- Milanovic, B., & Ersado, L. (2012). Reform and inequality during the transition: An analysis using panel household survey data, 1990– 2005. In: *Economies in transition: The long run review*, 84–108.
- Müller, K. (2003). *Poverty and social policy in the Central Asian transition countries*.
- Navaneetham, K., & Dharmalingam, A. (2012). A review of age structural transitions and demographic dividend in South Asia: Opportunities and challenges. *Population Aging*, 5, 281–298. <https://doi.org/10.1007/s12062-012-9071-y>
- Orbeta Jr, A. C. (2005). Poverty, vulnerability and family size: evidence from the Philippines. *Poverty Strategies in Asia*, 171.
- Osotimehin, B., & Director, U. E. (2017) *Investing in Young People in Eastern Europe and Central Asia*.

- Peng, X. (2005). Population ageing, human capital accumulation and economic growth in China: an applied general equilibrium analysis. *Asian Population Studies*, 1(2), 169-188.
- Pool, I. (2004). Demographic dividends, windows of opportunity and development: Age- structure, population waves and cohort flows. In: *Seminar on Age-structural Transitions: Demographic Bonus, But Emerging Challenges for Population and Sustainable Development*, CICRED, Paris.
- Pool, I., Wong, L. R., & Vilquin, E. (2006). *Age-structural transitions: Challenges for development*. Committee for International Cooperation in National Research in Demography (CICRED), Paris
- Schultz, T. P. (2007). Population policies, fertility, women's human capital, and child quality. *Handbook of Development Economics*, 4, 3249-3303.
- Schultz, T. P. (2009). The gender and intergenerational consequences of the demographic dividend: An assessment of the micro-and macrolinkages between the demographic transition and economic development. *The World Bank Economic Review*, 23(3), 427-442.
- Seitz, W. H. (2019). Where They Live: District-Level Measures of Poverty, Average Consumption, and the Middle Class in Central Asia. *World Bank Policy Research Working Paper*, (8940).
- United Nations (2015). World population prospects: The 2015 revision. New York, United Nations: Department of Economic and Social Affairs.
- United Nations (2017). *World Population Prospects (WPP): The 2016 Revision*, DVD Edition., New York: United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division.
- Wongboonsin, K., & Phiromswad, P. (2017). Searching for empirical linkages between demographic structure and economic growth. *Economic Modelling*, 60, 364-379.
- World Bank (2020). World Bank East Asia and Pacific Economic Update, Spring 2020: Preparedness and Vulnerabilities/Global Reverberations of COVID-19.
- World development indicators (2021). <https://data.worldbank.org/indicator> Accessed: April 15, 2021
- Worldometers (2021). <https://worldometer.info> Accessed: April 10, 2021
- Young, A. O. (2019). Economic growth and demographic dividend nexus in Nigeria: a vector autoregressive (VAR) approach. *Asian Social Science*, 15(2), 37-59.

# Karmaşıklık Endeksinin Büyüme Üzerine Etkileri ve Gelişmişlik Düzeyindeki Ayrışmaya Yansımaları: Eski SSCB Ülkeleri Örneği

## Özet

Sosyalizmin teorik iddiası, ırk, din, mezhep ve cinsiyet ayrımı gözetmeksizin eşitlikçi yapıyı inşa etmektir. Sovyet deneyimi, pratikte ise, bu ideali gerçekleştirememiştir. Bu eşitlikçi olmayan yapı, eski Sovyetler Birliğinden bağımsızlığını alan ülkelere ait karmaşıklık endeksinde de görülmektedir. Diğer bir ifadeyle, bu eşitlikçi olmayan yapının, Doğudaki ve Batıdaki geçiş ekonomilerine ait karmaşıklık endekslerinde farklı yansımalarla bulunduğu gözlenmiştir. Çünkü, Doğudakiler olumsuz ayrımcılığa tabi tutulmalarının sonucu olarak, doğal avantajları dışında, üretim yeteneğine kavuşturulmamışlardır. Bu çalışmanın amacı, literatürdeki karmaşıklık endeksi ile büyüme arasındaki doğrusal ilişkinin, Doğudaki ve Batıdaki geçiş ekonomilerinde benzerlik arz edip etmediğini belirlemektir. Bu çalışmanın 15 ülke üzerine 1996-2018 dönemi için panel regresyon analizleri sonuçlarına göre, karmaşıklık endeksinin büyüme üzerine etkileri, Doğudaki ülkelerde literatürün aksine negatif iken, Batıdaki ülkelerde literatüre uygun olarak pozitif çıkmıştır. Geçiş sürecine bağlı olarak, Doğudaki ülkelerin bir kısmının sefaletin derinleşmesi sonucu az gelişmiş üçüncü dünya ülkesi konumuna geçtiği; Batıdaki ülkelerde ise bir refah toplumu olma özelliklerinin belirginleşmesi sonucu bu ülkelerin bir kısmının gelişmiş birinci dünya ülkesi konumuna geçtiği gözlenmiştir.

**Anahtar kelimeler:** Karmaşıklık endeksi, Ekonomik büyüme, Panel regresyon analizi,

## Effects of the Complexity Index on Growth and its Reflections on Segregation at the Development Level: The Case of Former Soviet Republics

### Abstract

Socialism, in theory, claims to establish an egalitarian structure without any discrimination in terms of race, religion, sect, and gender. However, the Soviet experience, in practice, has shown that this ideal has never been realized. This egalitarian structure in countries that gained their independence from the former Soviet Union is also evident in the complexity index. In other words, it has been observed that this egalitarian structure of the transition economies in the East and in the West has different reflections on their respective complexity indices. The underlying reason is that, in the Soviet era, the Eastern economies were hindered to acquire productive abilities other than their natural advantages, due to being subjected to negative discrimination. This study aims at determining whether or not the linear relationship between the complexity index and growth, as described in the literature, is similar among the transition economies in the East and in the West. According to the results of panel regression analysis for 15 countries in the period of 1998-2018, the effects of the complexity index on growth in the Eastern countries are negative on the contrary to the literature, and in the Western countries they are positive as in the literature. Along the transitional process, it has been observed that some Eastern countries gradually became less-developed third-world countries due to deepening of economic poverty; while the Western countries showed stronger characteristics of a welfare society, hence, some of these countries became developed first-world countries.

**Keywords:** Complexity index, Economic growth, Panel regression analysis

Cevat Gerni (Beykent University, Istanbul, Turkey)

**OrclD:** 0000-0002-0214-3879 **E-mail:** cevategerni@yahoo.com

Selahattin Sarı (Beykent University, Istanbul, Turkey)

**OrclD:** 0000-0003-3218-2753 **E-mail:** selahattins@beykent.edu.tr

Adem Türkmen (Erzurum Technical University, Erzurum, Turkey)

**OrclD:** 0000-0002-1534-2332 **E-mail:** adem.turkmen@erzurum.edu.tr

Ömer Selçuk Emsen (Atatürk University, Erzurum, Turkey)

**OrclD:** 0000-0002-1809-0513 **E-mail:** osemisen@hotmail.com

## 1 Giriş

Çalışmada geçiş ekonomilerinin başlangıç şartlarının eşitlikçi bir yapıda olduğuna dair vurgulamanın gelir bağlamındaki farklılıklarına ve ekonominin gelişmişliğinin bir diğer yansıması olan karmaşıklık endeksine dikkat çekilmeye çalışılmaktadır. Oysa sosyalist sistemin en temel iddiası eşitlik üzerine kurulduğu şeklindedir. Diğer bir ifadeyle sosyalizm bölgesel, kişisel, dinsel, mezhepsel, cinsiyet vb. olgularda eşitlikçi olacağını ve kapitalizmin eşitlikçi yapısına karşı daha insancıl olduğunu iddia etmekteydi. Sovyetlerin başlangıçta hem Stalinist uygulamalar ile gösterdiği yüksek büyüme hem de 1929 Büyük Buhranından en az etkilenen ülke olması bir tür örnek sayılabilecek nitelikleri olarak gözlenmiştir. Ancak, entansif büyüme modeli ya da diğer bir ifadeyle tarımdan kaynak transferi, zorunlu tasarruflar ve işgücü nakliyle sağlanan ağır sanayi hamlesinin sınırlarına gelindiğinde halkın tüketimi-refahı pahasına inşa edilen büyüme modeli sonlanmıştır. Sistemi düzeltme çabaları ise yetersiz kalmış ve en nihayetinde sistemin çöküşü kaçınılmaz olmuştur (Luttmer, 1999). Sosyalist sistemin dağıldığı 1990'ların başında Moskova Belediye Başkanlığını yapan Yuriy Lijkov, sosyalist ihtilalin halka beklenen refahı getirememesi sonucunda çıktığına işaret ederken, refahın da eşitlikçi değil, elitler üzerine inşa edilmiş bir yapıyı beslediğine dair görüşü bunun bir itirafı niteliği taşımıştır (Emsen ve Karaköy, 2009). Lijkov'un eşitsizliğin elit yapılar bağlamında görüldüğüne dair görüşüne ilaveten, temelde görülen eşitsizlik yapıları hem bölgesel hem de kişi başı gelir bazında homojenliğin olmamasında daha çok gözükmektedir. Bunu bölgesel bazda geçişle birlikte Batıda yer alan geçişçiler ile Doğuda yer alan geçişçiler arasında fert başına gelirdeki farklılıklarda görmek mümkündür. 1991'de eski SSCB'nin geliri 100 olarak ifade edildiğinde, bu endeks değeri baz alınarak en düşük olan ülkeler Tacikistan (42), Kırgızistan (50), Türkmenistan (53), Özbekistan (65) ve Azerbaycan (72) şeklinde sıralanmıştır. Endeks değeri en yüksek olan ülkeler ise sırasıyla Estonya (149), Letonya (137), Litvanya (126), Rusya (115) ve Beyaz Rusya (110) şeklindedir. Kişi başı gelir açısından da eşitsizliğin yansıması SSCB'nin son dönemindeki Gini katsayısının sıfırdan uzakta olmasında görülmektedir; Sovyetlerde geçişin hemen öncesinde 1989 yılında Gini endeksi 27.13'tü (Emsen, 2020). Dolayısıyla 1917 Bolşevik İhtilali bir tür "eşitliği sağlama iddiası ile yola çıkan, ancak *eşitsizlikleri önleyemeyen bir eşitsizlik paradoksuna evrilen yapının varlığına*" işaret etmektedir (Emsen vd., 2012).

Buradan hareketle, piyasaya açılma öncesi farklılıkları geçiş performansına etki ettiği vurgulanırken eski SSCB'den kopan ülkeler geçiş ekonomileri olarak tanımlanmıştır. Geçiş sürecinin geldiği noktada bu ülkelerden bir kısmının başarılı olarak gelişmişler kulübü olarak nitelendirilen AB üyesi oldukları, bir kısmının ise az gelişmiş ülke konumuna evrildikleri gözlenmektedir. Dolayısıyla geçiş süreci ile birlikte bu ülkelerin farklılıklar sergilemelerinde SSCB'nin teorik olarak iddia ettiği mutlak anlamda eşitlikçi yapının tesis edilememesinden kaynaklanan mirasın yansımaları olduğu ileri sürülebilir. Diğer bir ifadeyle SSCB kendi bünyesinde yer alan etnisiteler açısından eşitsizliğinin, bu etnisitelerin bağımsızlıklarını kazanmalarıyla birlikte başlangıç şartları açısından farklılıklarının devam edegelen süreçte kalkınmışlık düzeylerini de etkilediği ileri sürülebilir. Ayrıca başlangıç koşullarındaki eşitsizliklere ilaveten bağımsızlık sonrası uygulanan politikaların da ayrışmayı derinleştirdiği söylenebilir.

Geçiş bağlamında ülkeler kategorize edilirken; (i) İleri reformcu ülkeler (Macaristan, Polonya, Slovenya, Çek Cumhuriyeti, Slovakya), (ii) Yüksek-orta reformcu ülkeler (Estonya, Litvanya, Letonya, Bulgaristan, Arnavutluk, Romanya), (iii) Düşük-orta reformcu ülkeler (Kırgız Cumhuriyeti, Rusya Federasyonu, Kazakistan, Moldova), (iv) Yavaş reformcu ülkeler (Özbekistan, Beyaz Rusya, Ukrayna, Türkmenistan), (v) Gerilimi yüksek ülkeler (Hırvatistan, Makedonya, Sırbistan-Karadağ, Bosna-Hersek, Ermenistan, Gürcistan, Azerbaycan, Tacikistan) şeklinde sınıflandırılmaktadırlar (Kuşay, 2001).

Bu ülkeler SSCB'den kopan ve araştırmanın evrenini oluşturan ülkelerdir. Reformist yapıların şok terapiyi içermesi ve başta SSCB'den kopan ülkeler ile Doğu Avrupa'da yer alan sosyalist ülkelerde yüksek enflasyon, gelirden dramatik azalışlar ve artan işsizlikler şeklinde yansımaları olurken, uygulanan politikalarda IMF destekli Washington Konsensüsünün etkisinin varlığı tartışılmıştır. Zira 1979'da şok terapiyle değil, tedrici geçiş süreci uygulayan Çin'in sergilediği yüksek performans buna örnek gösterilmektedir (Coase ve Wang, 2015) ki, bu durum da başarı ölçütü açısından Washington Konsensüsüne kaşı "Pekin Konsensüsü" olarak tanımlanmaktadır (Yueh, 2020). Dolayısıyla Çin örneğinin dikkate alınmamasına bağlı uygulamaların bir kısım ülkelerde geçiş resesyonunun daha dramatik ve uzun devam etmesinde bir kısmında ise resesyonun hafif ve kısa olmasında reformun şekli ile devlet geleneğinin varlığına veya komünizm altında geçen süreye temas edilmektedir (Kazgan, 2005).

Geçiş ekonomilerinin gerek başlangıç şartlarındaki eşitlikçi olmayan yapıları gerekse geçiş sürecinde izledikleri politikalardaki farklılıklar bu ülkelerin devam edegelen süreçte sosyo-ekonomik açıdan da daha belirgin bir şekilde ayrışmalarına yol açmıştır. Özellikle SSCB'den kopanların kendi içerisinde farklılaşmasında önemli kısmının devlet geleneğinden yoksunlukları ve komünizm altında geçen sürenin uzunluğu perspektifinde hem mal hem de ülke çeşitliliği açısından dış ticaretlerinin ve buna bağlı olarak kalkınmalarının etkilendiği düşünülebilir. Sistemde etnisite bağlamında sosyo-ekonomik farklılıkların olmaması gerekirken bu durumun varlığına ilaveten sahip olunan ekonomik gücün-kaynakların da Sovyetler tarafından Batıda yer alan etnisitelere kanallize edildiği dikkat çekmiştir.

Dış ticarete mal ve ülke çeşitliliği ekonomik karmaşıklık ile ifade edilir. Bu noktada ekonomik karmaşıklık yardımıyla ülkelerin ekonomik anlamda sahip oldukları üretim güçleri ile özelliklerini bir bütün olarak ortaya koyabilmek mümkün olabilmektedir. Karmaşıklık kavramı ülkeler arasındaki mal bağlantılarının incelenmesini ifade eder. Yani bir sektörde çıktı olarak addedilen ürünün bir başka sektörde girdi olması ve bunun da farklı ülke üreticilerince gerçekleştirilmesi karmaşıklığı yansıtır (Özden, 2020). Şöyle ki, bir ülkedeki pamuk çıktısı bir başka ülkede iplik için girdi olmakta, iplik bir başka ülkede kumaşa dönüşmekte, kumaş bir başka ülkede elbiseye dönüştürülmekte ve hatta bir başka ülkede markalanarak pazarlanabilmektedir.

Bu çalışmada, geçiş sürecinin başladığı 1991 şartlarındaki farklılıkların 30 yıllık süreçte derinleştiği bir yapının karmaşıklık endeksi açısından da desteklendiği ve böylece içsel büyüme formu ile bu durumun ekonometrik modellemeye ortaya konulması hedeflenmiştir. Diğer bir ifadeyle, “yüksek büyümemede karmaşıklıkta yetersizlikler sebeptir” hipotezinin sınanması amaçlanmaktadır. Bu doğrultuda ikinci kısımda karmaşıklık endeksi ile büyüme-kalkınmanın eşanlı olduğu ortaya konulmuştur. Üçüncü kısımda uygulamaya yöntem açısından zemin oluşturulması için karmaşıklık ile büyüme ilişkilerine dair literatür incelemesine yer verilmiştir. Dördüncü kısımda istatistiki ve ekonometrik analizler yapılmıştır. Sonuçlar ve politika çıkarımları beşinci kısımda verilmiştir.

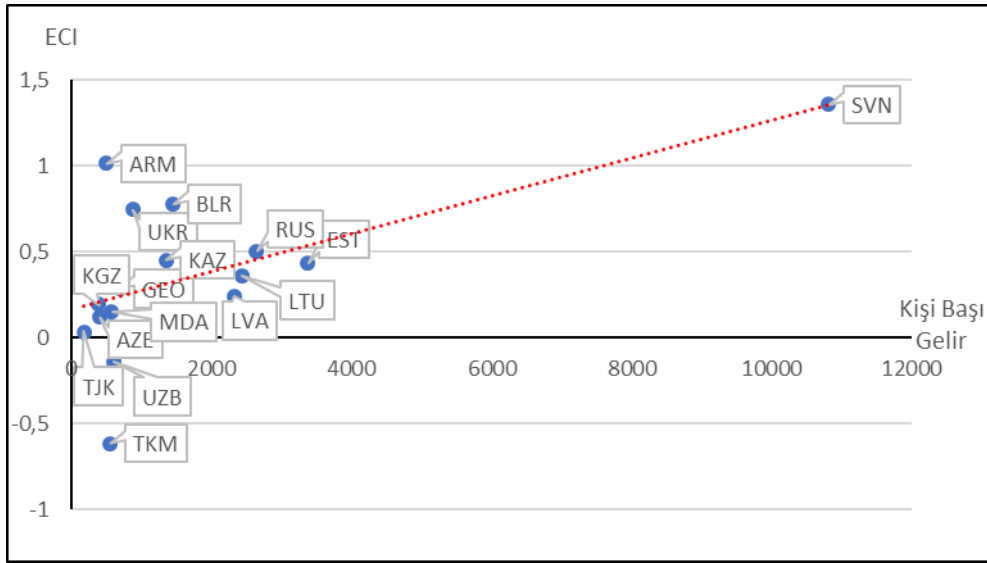
## 2 Karmaşıklık Endeksi ve Büyüme-Kalkınmışlık Eşanlığı

En yalın şekliyle, ulusal ekonomilerin toplam üretim kapasitesi ve üretim yapısında bulunan bilgi miktarı ekonomik karmaşıklık olarak tanımlanmakta ve böylece sahip olunan bilginin çokluğu ve karmaşıklığı önem arz etmektedir. Bu noktada bir toplumun varlığı ve hayatini devam ettirebilmesi için “tasarım, pazarlama, finans, teknoloji, insan kaynakları yönetimi, operasyonlar, ticaret hukuku hakkında bilgi sahibi olanlar, bu bilgilerini mal ve hizmet haline dönüştürebilmek amacıyla koordineli bir şekilde iletişim kurabilmeleri ve sahip oldukları bilgileri birleştirebilmeleri” önem arz eder. Böylece kompleks bilgiye sahip olan toplumlar daha kompleks mallar üretirlerken, buna yeterince sahip olamayanlar ilksel mallar üretiminde bulunurlar. Özetle ekonomik karmaşıklık bir ekonominin ortaya koyduğu çıktılarının çeşitliliği ve kompleksliğini ifade eder (Özden, 2020).

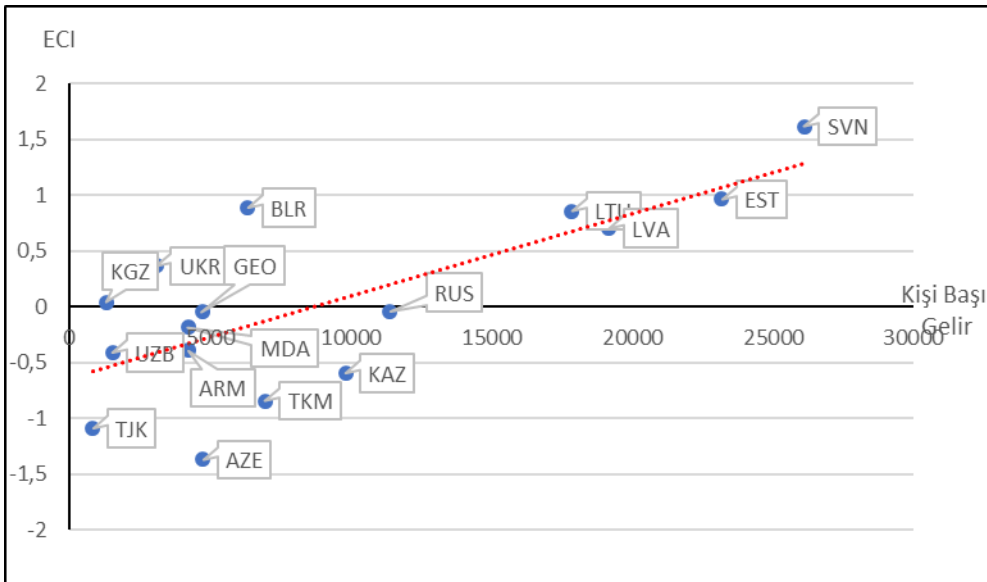
Karmaşıklık endeksi ihracat verilerini kullanmak suretiyle bir ulusal ekonomik yapıda çeşitlik (yani o ülkedeki mal çeşitliliğini ve böylece ihracata konu olan mal sayısını) ve yaygınlık (yani ticareti yapılan malları ve böylece malın kaç ülkeye sunulabildiği) şeklinde iki boyutta ele alınmaktadır. Her iki yapıyı da kuşatan ekonomik karmaşıklık endeksi açısından konu ele alındığında, kompleks mal üretip ihraç edebilen ve bu kompleks malda görece rakibi az olan ülke karmaşıklık skoru açısından üst sıralarda iken, ilksel mal üretip ihraç eden ve buna bağlı olarak ilksel malda rakibi çok olan ülkeler skor açısından alt sıralarda yer almaktadır (Özden, 2020). Dolayısıyla ülkelerin ihraç ettikleri ürün karmasındaki veriler ekonomide mevcut bilgiyi tahmin eden ve gelecekteki ekonomik büyümeyi kestiren ekonomik karmaşıklık ölçütlerini inşa etmede kullanılmaktadır (Albeaik vd., 2017). Karmaşıklığın bu boyutunun ihraç mallarını içermesi nedeniyle karşılaştırmalı üstünlüğe işaret ettiği söylenebilir (Mealy vd., 2018) ki, karşılaştırmalı üstünlük yapısı da ilk olarak Balassa tarafından geliştirilen endeks ile ifade edilmiştir (Balassa, 1965). Balassa'nın geliştirmiş olduğu endeksten hareketle bir malın kaç ülke tarafından ihraç edildiğinin belirlenmesi ise karmaşıklığı vermektedir. Bu bilgiler ışığında rekabet gücünden farklı olarak karmaşıklık sadece ülkelerin üretim yapılarını açıklamakla kalmayıp, aynı zamanda ülkeler arasında gelir ve büyüme farklılıklarını incelemeye de yardımcı olur (Güneri, 2019).

Sadece mal çeşitlenmesini dikkate alan mutlak yoğunlaşma (Hirschman-Herfindahl, Entropi, Ogive, Hall-Tideman ve Rosenbluth, Hannah-Kay ve Kapsamlı Konsantrasyon endeksleri), karşılaştırmalı yoğunlaşma (Krugman Uzmanlaşma, Gini Katsayısı, Finger-Krein Benzerlik ve Hannah-Kay endeksleri) ile diğer endeksler (ihracat yapılan ürün sayısı, imalat sanayi ihracatının toplam ihracat içindeki payı, kümülatif ihracat deneyim fonksiyonu) bulunmaktadır. İhracat çeşitliliği ise yatay ve dikey çeşitlilik şeklinde sınıflandırılmaktadır. Buna göre yatay ihracat çeşitlemesi ihracatçı sektör sayısındaki artışa, yani mallar açısından nicel boyuta işaret etmektedir; dikey ihracat çeşitlemesi ise ihracat kompozisyonunda ilksel ürünlerden imalat ürünlerine doğru kayma, yani mallarda katma değer ve teknoloji içeriğiyle nitel boyuta temas etmektedir. Üçüncü bir çeşitleme türü olarak ülke veya coğrafi çeşitlemede, hâlihazırda eskiden beri üretilen ürünün yeni pazarlara ihracatı ile inovasyonla ortaya çıkarılan yeni ürünün yeni pazarlara ihracatının toplamından oluşmaktadır (Türkmen, 2018). Başta çoğu az gelişmiş ülke ile gaz ve petrol üreten doğal kaynak zenginliğine sahip ülkelerde ihracatta çeşitlilik düşük kalmakta ve buna bağlı olarak doğal kaynakların laneti argümanı olarak ifade edilen olgu da ekonomileri çeşitlilik konusunda ataletle sürükleyen unsurların başında gelmektedir (Sachs ve Werner, 2001).

2019 yılı itibarıyla ekonomik karmaşıklıkta 1. sırada 2.391'lik skorla Japonya, 157. ve son sırada -3.031'lik skorla Çad ve 0.676'lik skorla Türkiye 41. sırada yer almıştır. Eki Sovyet geçiş ekonomileri olan Slovenya (10.), Estonya (30.), Litvanya (31.), Beyaz Rusya (32.), Letonya (37.), Ukrayna (48.), Rusya (51.), Gürcistan (71.), Moldova (77.), Kırgızistan (81.), Ermenistan (88.), Özbekistan (95.), Kazakistan (96.), Tacikistan (122.), Azerbaycan (127.), Türkmenistan (135.) şeklinde sıralanmışlardır (ECI, 2021). Şekil 1 ve 2'de eski SSCB ülkelerinde uygun verinin başladığı yıl olan 1996 yılı ile 2018 yılı için ekonomik Karmaşıklık Endeksi (ECI) ile fert başı gelir (FBG) ilişkileri verilmiştir.



**Şekil 1:** Eski SSCB Ülkelerinde ECI ve FBG İlişkileri (1996) **Kaynak:** Dünya Bankası kişi başı gelir ve Harvard Üniversitesi Ekonomik Karmaşıklık Atlası verileri kullanarak hazırlanmıştır.



**Şekil 2:** Eski SSCB Ülkelerinde ECI ve FBG İlişkileri (2018) **Kaynak:** Dünya Bankası kişi başı gelir ve Harvard Üniversitesi Ekonomik Karmaşıklık Atlası verileri kullanarak hazırlanmıştır.

Şekil 1 ve Şekil 2 birlikte değerlendirildiğinde FBG ve ECI ilişkisi açısından Doğuda yer alanlar ile Batıda yer alan ülkeler arasında bir kümelenmenin olduğu gözükürken, zamana bağlı olarak bu kümelenmenin giderek derinleşip, Batıda yer alanların daha fazla ayrıştıkları gözükmektedir.

### 3 Karmaşıklık ve Büyüme İlişkilerine İlişkin Literatür İncelemesi

Ülkelerin büyümesinin nicelikten ziyade kalite boyutuna temas eden iktisatçılardan Kuznets (1955) büyümenin gelir dağılımıyla, Rosenstein-Rodan (1943) dış ticaretin bileşimiyle, Hirschman (1945) ve Herfindahl (1950) tarım, sanayi ve hizmetler sektörleriyle ilintilerini ortaya koymaya yönelmişlerdir. Dolayısıyla büyümede kalite boyutu araştırmalarındaki evrim süreciyle birlikte gelir, eğitim ve sağlık göstergelerinden oluşan İnsani Gelişmişlik Endeksi-HDI (Human Development Index), özne yaşam doyumu, doğumda beklenen yaşam ve kişi başı ekolojik ayak izinden oluşan Mutluluk Endeksi-HPI (Happy Planet Index), 2011'de ihracat bileşenlerine dayalı Hausmann ve Hidalgo tarafından geliştirilen Ekonomik Karmaşıklık Endeksi-GCI (Global Competitiveness Index)'nin yükselişe geçtiğini söylemek mümkündür (Cherednichenko vd., 2018).

Ekonomik karmaşıklığın ekonomik etkileri bağlamında literatürde gelir dağılımına, çevre kirliliğine, insani gelişmişliğe varıncaya kadar birtakım çalışmaların varlığı dikkati çekerken, aynı zamanda ekonomik büyümenin belirleyicisi olarak da ele alan çalışmaların olduğu da gözükmemektedir. Dolayısıyla büyüme dışındaki çalışmaları birinci grup çalışmalar ve büyüme üzerine etkilerine dair çalışmaları da ikinci grup çalışmalar olarak nitelendirmek mümkündür. Birinci grupta yer alan çalışmalar arasında yer alan Cherednichenko vd. (2018) Rusya’da ihracat farklılaştırması ve gelir eşitsizliğinin varlığını karmaşıklık endeksi bağlamında kullandıkları çalışmada, doğal kaynak zenginliği ve bütçe fazlaları eşliğinde Rusya ekonomisinde büyümeye karşılık gelir eşitsizliğinin derinleştiğine dair bulgular yakalamışlardır. Dış ticaret fazlası vermesine karşın mal çeşitliliğinin sağlanamamasının gelir eşitsizliğini derinleştirici etkiler yaptığı tespit edilmiştir. Lapatinas vd. (2019)’de 2002-2012 arası dönem için 88 ülke üzerine karmaşıklık endeksi ile çevresel performans endeksi (Environmental Performance Index) arasındaki ilişkileri havuzlanmış en küçük kareler tahmincisi ile araştırmışlardır. Kontrol değişkenler olarak gelir ve karesi, yolsuzluk, nüfus, eğitim, tarım ve sanayinin GSYİH payları vb. değişkenler kullanılmıştır. İhraç edilen ürünlerin karmaşıklığının, yani ilksel mallardan yüksek enerji kullanımı gerektiren kompleks mallara kaymanın çevresel bozulmaya neden olmakla birlikte, özellikle hava kalitesinde bozulmaları tetiklediği belirtilmiştir. Ferras vd. (2018) ise karmaşıklık endeksinin insani gelişmişlik boyutuna etkilerini veri zarflama ve Window analizi yardımıyla 2010-2014 arası dönem için analiz etmişlerdir. Latin Amerika ve bir kısım Asya ülkelerinden oluşan 26 örnekleme genel olarak karmaşıklık endeksinin insani gelişmişlik göstergelerinde iyileşmeye yol açtığı, ancak bunun Çin, Filipinler ve Küba’da etkin olmadığı, buna karşılık Japonya, Güney Kore ve Singapur’da oldukça etkin olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Dolayısıyla karmaşıklık ne kadar yükselirse, insani gelişmenin de o kadar yukarıda olacağına dair hipotezi destekleyen bulgular elde edilmiştir.

İkinci grupta yer alan çalışmalar karmaşıklık ve büyüme ilişkilerini ele almışlardır. Bu bağlamda Moiseev ve Bondarenko (2020) çalışmalarında 2017 yılı için karmaşıklık endeksi açısından ülkeleri dört grupta (gelişmekte olan, gelişmiş, Sovyet sonrası ve Merkezi Doğu Avrupa ülkeleri şeklinde 25 ülke) sınıflandırmışlar, Sovyet sonrası alanda Rusya’nın bu grupta yer alan ülkeler açısından ortalamanın üzerinde olduğunu, kendinden kopan Baltık ülkelerinin ise gerisinde bulunduğunu ortaya koymuşlardır. Karmaşıklık endeksinin mal sınıflandırmasına göre farklılık arz edeceğinin ileri sürüldüğü çalışmada bu farklılıklar bağlamında ülkelerin para arzının yatırımlara oranı, sektörel borcun GSYİH’ye oranı gibi değişkenler ile karmaşıklık endeksi arasındaki ilişkilerin 2012-2015 arası yıllar için korelasyon katsayılarında negatif ilişkilerin varlığı tespit edilmiştir. Güneri (2019) de 84 ülke için 1981-2015 arası dönemde kişi başı gelirin logaritmasının farkları bağımlı değişken olmak üzere yakınsama temelli olarak karmaşıklık endeksi, makroekonomik göstergeler (yatırımların GSYİH’ye oranı, nüfus artışı, beşeri sermaye, enflasyon, ticari açıklık ve bölgesel ticaret anlaşmaları) ve kurumsal değişkenler (kurumsal kaliteyi temsilen politika) alınmıştır. Sistem GMM ve panel VAR tahmin sonuçlarında, karmaşıklığın büyümeyi artırmasının yanı sıra üretim oynaklığını azalttığı ve böylece ülkeleri daha istikrarlı bir ekonomik çevreye taşıdığı ve yakınsama mekanizmasının işlemesine yardımcı olduğu tespit edilmiştir. Pérez-Balsalobre vd. (2019) ise İspanya’da 1995-2016 arası dönem için hem ülke içerisinde bölge bazında hem de uluslararası ticaret bağlamında karmaşıklık endeksi yardımıyla ekonomik büyümenin uzun dönemli belirleyicilerini araştırmışlardır. Sürdürülebilir büyümenin bölgesel yakınsama bağlamında gerçekleşip gerçekleşmediğini araştırdıkları çalışmada 5’er yıllık ortalamalar kullanılmış ve panel en küçük kareler tahminlemesi yapılmıştır. Kendilerinin oluşturdukları karmaşıklık endeksinin yanında fiziki sermaye ve beşeri sermayenin kullanıldığı çalışmada karmaşıklığın pozitif ve anlamlı olduğu, bölgesel bazda da karmaşıklığı sağlayıcı politikaların bölgesel farklılıkları gidermeye yardımcı olacağı belirtilmiştir. Albeaik vd. (2017) tarafından yapılan çalışmada da 91 ülke için 1995-2015 arası dönemde bileşik yıllıklandırılmış büyüme oranı bağımlı değişken olmak üzere kişi başı başlangıç geliri ve karmaşıklık endeksi alınmıştır. Kontrol değişkenler olarak başlangıç nüfus düzeyi, başlangıç beşeri sermaye ve başlangıç işçi başına sermaye ile küresel ekonomik resesyon gölge değişkeni kullanılmıştır. Değişkenler beşer, onar ve yirmişer yıllık ortalamalar cinsinden panel regresyon analizlerine tabi tutulmuştur. Neo-klasik forma göre karmaşıklığın büyüme üzerine yansımalarının olumlu olduğu tespit edilmiştir. Stojkoski ve Kocarev (2017) Güneydoğu ve Merkezi Avrupa ülkeleri (16 ülke) özelinde GSYİH bağımlı değişken olmak üzere karmaşıklık endeksi ile olan ilişkileri içsel büyüme modelleri perspektifinde (kontrol değişkenler olarak gayri safi sermaye birikiminin GSYİH’ya oranı ve mal ve hizmetler ihracatının GSYİH’ya oranı) incelemişlerdir. 1995-2013 arası dönem için karmaşıklık endeksi dışındaki değişkenler logaritmik formda alınmış ve eş-bütünleşme ve hata düzeltme formundan hareketle elde edilen bulgulara iki değişken arasında uzun dönemli ilişki yakalanırken, kısa dönemli ilişkiler tespit edilememiştir. Ferrarini ve Scaramozzino (2013) tarafından yapılan çalışmada 89 ülke için 1990-2009 arası dönemi için kişi başı gelir büyüme formunda karmaşıklığın etkileri 5’er yıllık ortalamalar cinsinden alınmış ve kontrol değişkenler olarak işgücüne katılım ile beşeri sermayeyi temsilen okullaşma oranı kullanılarak içsel büyüme formu oluşturulmuştur. Karmaşıklığın bütün örnekleme pozitif etkili olduğu tespit edilmiştir.

Literatür incelemeleri sonucunda daha çok panel veri niteliğindeki çalışmaların varlığı dikkat çekerken, bu çalışmalarda içsel büyüme formu mantığı ile karmaşıklıkta ilerlemelerin hem büyümeyi artırıcı etkiler yaptığı hem de insani gelişmişliği iyileştirici, çevre kirliliğini azaltıcı ve gelir dağılımında adaleti sağlayıcı fonksiyonlar gördüğü gözlenmiştir.

## 4 Eski Sovyetlerden Kopan Ülkelerde Karmaşıklık ve Büyüme İlişkileri Üzerine Ampirik Bulgular

Cari literatür incelemelerinden de görüleceği gibi karmaşıklık endeksi üretilen ürünün bilgi içeriğine ve ihracatta görece daha az rakibin olduğu bir yapıya bağlı olarak kompleks mallar ihracatçısı ülkelerde endeks değerinin yüksek olduğuna; buna karşılık ilksel mallara ve dolayısıyla rekabetin daha geniş olduğu yapıya sahip ihracatçı ülkelerde endeks değerinin düşük olduğuna işaret etmektedir. Çalışmada karmaşıklık ile büyüme ilişkilerinin araştırılması amaçlandığından, ilk olarak standart Neo-klasik büyüme formuna göre büyüme eşitliğinin baz alınmasına ihtiyaç vardır. Bu çerçevede Solow tarafından geliştirilmiş olan ve Neo-klasik büyüme formu şu şekildedir:

$$Y = A(K, L) \quad (1)$$

(1) nolu eşitlikte Y ulusal geliri, K sermaye stokunu, L işgücünü, A ölçülemeyen boyutu ifade etmektedir. Bu eşitliğin her iki tarafı L'ye bölündüğünde, özel olarak eşitliğin sol kısmı işçi başına çıktıyı “y” ve sağ tarafı işçi başına sermaye miktarını “k” ifade ederken, genel olarak nüfusa bölündüğünde ise kişi başı gelir ve sermaye stokuna ulaşılır:

$$y = A(k) \quad (2)$$

Solow modeli A'nın K ve L ile ölçülemeyen boyutunu ifade ederken, içsel büyüme formunda A ölçülebilir olarak değişik şekillerde tanımlanmaktadır. Buna göre A'yı ifade edecek şekilde dış ticaret, kamu harcamaları, ar-ge ve inovasyon, eğitim ve beşeri sermaye gibi değişkenler kullanılırken, bu çalışmada çıktı üzerine K'nın ve A'yı temsilen ECI'nin etkisi CI şeklinde kısaltılmak suretiyle modellenerek içsel büyüme formu oluşturulmaya çalışılmıştır. Böylece yukarıdaki (2) nolu eşitlik aşağıdaki matematiksel içsel büyüme formuna dönüştürülmüştür:

$$y = f(k, CI) \quad (3)$$

(3) nolu model basitçe bir içsel büyüme formunu ifade etmektedir. Eşitliğin solunda yer alan y ile eşitliğin sağında yer alan k değişkenleri logaritmik forma dönüştürülmüş ve logaritma ifadesi de “l” işareti ile sembolize edilerek aşağıdaki (4) nolu form ile ifade edilmiştir:

$$ly = f(lk, CI) \quad (4)$$

Dolayısıyla (4) nolu formu şu şekilde açıklamak mümkündür. ly cari dolar bazlı kişi başı gelirin logaritmasını, lk cari dolar bazlı kişi başı sermaye birikiminin logaritmasını, CI karmaşıklık endeksini ifade eder ve bu ilişkiler ekonometrik formda şu şekilde gösterilmiştir:

$$ly = \beta_0 + \beta_1 lk + \beta_2 CI + \varepsilon_t \quad (5)$$

(5) nolu modelde  $\beta_0$  sabitin,  $\beta_1$  sermayenin ve  $\beta_2$  karmaşıklık endeksinin parametreleri olup  $\varepsilon_t$  de hata terimini ifade eder.

### 4.1 Veri Seti ve Yöntem

Denklem 5 dikkate alınarak yapılacak ampirik analizlerde kullanılan değişkenler ve bu değişkenlerin kaynakları Tablo 1’de yer almaktadır. Tabloda yer alan değişkenlerden kişi başı gelir ve kişi başı brüt sabit sermaye yatırımları değişkenleri denklem 5 dikkate alınarak analizlerde logaritmik formda kullanılmıştır.

Kısaltma	Veri İçeriği	Kaynak
Yp	Kişi başı GSYİH (cari dolar)	Dünya Bankası/ Dünya Gelişmişlik Göstergeleri Veritabanı
k	Brüt sabit sermaye yatırımları (Cari dolar)/Nüfus (*)	Dünya Bankası / Dünya Gelişmişlik Göstergeleri Veritabanı
CI	Karmaşıklık Endeksi	Harvard Üniversitesi Büyüme Laboratuvarı/ Ekonomik Karmaşıklık Atlası

(\*) Tacikistan için bu veri Dünya Bankası veri tabanında 2017 yılına kadar olduğu için, bu ülkeye özgü olarak Birleşmiş Milletler Veri Tabanından (UNDATA) elde edilen veriler cari dolara çevrilerek kullanılmıştır.

**Tablo 1: Analizlerde Kullanılan Değişkenler**

Analizlerde kullanılan tüm veriler 1996-2018 yıllarını içermektedir. Eski SSCB ülkeleri arasında olmasına rağmen verilerine güncel olarak ulaşamayan Türkmenistan analiz dışında tutulmuştur. Geriye kalan 15 ülke topluca analiz edilmek yerine, eski SSCB ülkelerinin tamamında karmaşıklık endeksinin büyüme üzerinde standart bir etkisi olmadığı düşünülerek Şekil 1 ve Şekil 2’deki dağılım dikkate alınmış, karmaşıklık endeks değeri 2018 itibari ile pozitif değer alanlar ve eksi değer alanlar olarak iki gruba bölünmüştür. Endeks değeri pozitif olan ülkeler Beyaz Rusya, Estonya, Kırgızistan, Letonya, Litvanya, Slovenya ve Ukrayna olmak üzere 7 ülkeden oluşmaktadır. Endeks değeri negatif olan 8 ülkenin yer aldığı ikinci grupta ise Ermenistan, Azerbaycan, Gürcistan, Kazakistan, Moldova, Rusya, Tacikistan ve Özbekistan yer almaktadır. Her iki grupta panel veri analizlerinden uygun olanlar analiz edilmiştir. Bu sınıflandırmada dikkat çeken farklılık gelişmişler grubunda Kırgızistan’ın, gelişmemişler grubunda ise Rusya’nın bulunmasıdır. Burada Kırgızistan’ın karmaşıklık endeksi açısından üst grupta

bulunmasının kuvvetle muhtemel dünyanın fabrikası fonksiyonu üstlenmiş olan Çin ile eski Sovyet ülkeleri arasında bulunmasından kaynaklandığı söylenebilir. Kırgızistan bir tür lojistik avantajı ile adeta re-exportçu bir fonksiyon üstlenmiş olabilir ve bundan dolayı karmaşıklık endeksinde üst sırada yer aldığı düşünülebilir. Bir örnek teşkil etmesi açısından Dünya Bankası (2021) verilerine göre doğal kaynak zengini Kazakistan ile nispeten kaynak fakiri Kırgızistan'ın mal ve hizmet ihracat ve ithalat toplamının GSYİH'ya oranlarına bakıldığında sırasıyla 2008 yılında %94,3 ve %146,1; 2013 yılında %65,4 ve %134,0; 2019 yılında %64,9 ve %99,4 olan verilerinden anlaşılmaktadır. Diğer taraftan Sovyetlerin ana nüvesini oluşturan Rusya'nın karmaşıklık endeksi açısından alt grupta yer almasını da Sovyetlerden aldığı ağır-silah sanayiye bünyesinde taşımasının ve bunu sürdürmesinin getirdiği kompleksite düşüklüğü ile açıklamak mümkündür.

Panel veri analizleri yatay kesit ve zaman serisi özelliklerini bir arada içerdiği için her iki analiz yapısının dezavantajlarını ortadan kaldırabilmekte ve kaynak çeşitliliğinin yanı sıra parametre tahminlerinin daha etkin olmasını da desteklemektedir. Ayrıca panel veri analizi; birimlere özgü farklılığın model içerisinde kontrolüne ve ölçülebilmesine izin vermekte, zaman ve kesit etkilerinin farklı ihtimallerinin bağımlı değişken üzerindeki olası etkilerini de dikkate almaktadır. Bu avantajlarının yanı sıra bu analiz yöntemi tek başına kurtarıcı bir yöntem olamamakta, kısa zaman boyutları, veri toplama problemleri gibi birtakım dezavantajları da bünyesinde taşımaktadır (Tarı, 2010; Yerdelen-Tatoğlu, 2016; Baltagi, 2005).

Zaman serisi analizlerinden daha karmaşık olarak panel veri analizlerinde heterojenlik ve yatay kesit bağımlılığının bilinmesi parametre tahminlerinin güvenilirliği açısından önem arz etmektedir. Bu nedenle analizler yapılmadan önce yatay kesit bağımlılığı ve heterojenliğin belirlenmesi için testler yapılmakta, sonra birim kök analizleri ve eş-bütünleşiklik ilişkisi her iki grup ülkeler için ayrı ayrı Stata paket programı kullanılarak test edilmektedir.

#### 4.2 Pozitif Karmaşıklık Endeksine Sahip Ülke Grubu İçin Analizler

Endeks değeri pozitif olan Grup 1 ülkeleri (Beyaz Rusya, Estonya, Kırgızistan, Letonya, Litvanya, Slovenya, Ukrayna) için yapılacak panel eş-bütünleşme analizlerinden önce birimler arasında yatay kesit bağımlılığının test edilmesi gerekmektedir. Bu nedenle verilere literatürde sıklıkla kullanılan Breusch-Pagan LM testi uygulanmıştır.

Test	İstatistik	P değeri
LM	54.3	0.001
LM-Adj	12.13	0.000
LM-CD	3.759	0.002

**Tablo 2:** Grup 1 Ülkeler İçin Yatay Kesit Bağımlılık Testi Sonuçları, **Not:**  $H_0$ : Kalıntılarda birimler arası korelasyon bulunmamaktadır.

Breusch-Pagan LM testi sonuçlarına göre kalıntılarda birimler arası korelasyonun olmadığını öne süren sıfır hipotezi %5 önem düzeyinde reddedilmiştir. Birimler arası korelasyonun bulunması ikinci kuşak test ve tahmincilerin kullanılmasını gerektirmektedir. Parametrelerin heterojenliğinin test edilmesi için de Swamy panel homojenlik testi kullanılmıştır.

	chi2	Prob
Parametre sabitliği Testi	1968.07	0.0000

**Tablo 3:** Grup 1 Ülkeler İçin Parametrelerin Heterojenliği Testi, **Not:**  $H_0$ : Parametreler Sabittir.

Homojenlik testi sonuçlarına göre homojenlik olduğunu ifade eden sıfır hipotez reddedilerek panelin heterojen olduğu belirlenmiştir.

Panel verilerle yapılan çalışmalarda birim kökün varlığını test edebilmek için önce yatay kesit bağımlılığının sınanması gerekmektedir. Yatay kesit bağımlılığı yoksa 1. kuşak, varsa 2. kuşak birim kök testlerin kullanılması daha etkin, tutarlı ve güçlü tahminlerin yapılmasını sağlayacaktır (Çınar, 2011). Hem yatay kesit bağımlılığı hem de heterojenliğin reddedilmediği 1. Grup ülkelerde 2. Kuşak birim kök testlerinden Fisher ADF testi ile durağanlık sınanması yapılmıştır.

Değişken	Sabit		Sabitli ve Trendli	
	FADF	P	FADF	P
lnYp	25.1352	0.0333	18.7571	0.1744
lnK	26.5472	0.0220	19.0460	0.1632
CI	17.5940	0.2259	38.7376	0.0004
$\Delta$ lnYp	49.1829	0.0000	28.3440	0.0128
$\Delta$ ln K	64.2622	0.0000	38.3683	0.0005
$\Delta$ CI	146.3619	0.0000	119.4328	0.0000

**Tablo 4:** Grup 1 Ülkeler İçin Birim Kök Testi Sonuçları, **Not:**  $H_0$ : Tüm birimler birim kök içermektedir.  $H_1$ : En az bir birim durağandır.

Fisher ADF test sonuçlarına göre %5 önem düzeyinde hem trendli hem de trendsiz model birlikte değerlendirildiğinde  $\ln Y_t$ ,  $\ln K$  ve  $CI$  değişkenlerinin birim kök içerdiği yani serilerin düzeyde durağan olmadıkları belirlenmiştir. Durağan olmayan değişkenlerin farkları alındığında ise Fisher ADF testi sonuçlarına göre durağan oldukları belirlenmiştir.

Panel verilerle çalışılırken aynı mertebeden entegre olan değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını sınamak amacıyla eş-bütünleşme testleri yapılmaktadır. Yapılacak testler homojenlik ve yatay kesit bağımlılığına göre seçilmektedir. Araştırmada kullanılan serilerin hem heterojen hem de yatay kesit bağımlılığı içermesi nedeniyle yeni nesil eş-bütünleşme testlerinden Westerlund eş-bütünleşme testinin analizde kullanımı uygundur. Westerlund, eş bütünleşme ilişkisini heterojenlik ve yatay kesit bağımlılığının olduğu durumlarda hata düzeltme katsayısının anlamlılığı ile test etmektedir. Elde edilen test istatistikleri parametrelere ilişkin homojenlik ve heterojenlik varsayımına göre iki gruba ayrılmaktadır. Homojenlik varsayımı için yatay kesit birim değerler kullanılarak panelde eş bütünleşmenin olmadığına dair sıfır hipotezi test edilmektedir. Bu hipotez sınanırken  $P_t$  ve  $P_a$  panel test istatistikleri kullanılmaktadır. Heterojenlik varsayımında ise birimlerin birbirinden farklı hata düzeltme katsayılarına sahip olduğu kabul edilmekte ve bütün birimler açısından eş-bütünleşme yoktur sıfır hipotezi  $G_t$  ve  $G_a$  grup test istatistikleri ile sınanmaktadır (Aytun ve Akın, 2014). Bu açıklamalar doğrultusunda Grup 1 ülkeleri için yapılan Westerlund eş-bütünleşme testi sonuçları Tablo 5’de yer almaktadır.

İstatistik	Z	Olasılık Değeri	Dirençli Olasılık Değeri
<b>Gt</b>	-4.701	0.000	0.000
<b>Ga</b>	-1.660	0.049	0.000
<b>Pt</b>	-4.936	0.000	0.000
<b>Pa</b>	-4.881	0.000	0.000

**Tablo 5:** Grup 1 Ülkeleri İçin Eş-bütünleşme Testi Sonuçları, **Not:**  $H_0$ : Eş-bütünleşme yoktur.

Tablo 5’de Westerlund panel eş-bütünleşme testi için  $G_t$ ,  $G_a$ ,  $P_t$  ve  $P_a$  istatistikleri görülmektedir. Birimler arası korelasyona karşı dirençli olasılık değerleri ve panel heterojen olduğundan  $G_t$  ve  $G_a$  istatistikleri %5 önem düzeyinde değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olduğunu göstermektedir.

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin tahmini için, birimler arası korelasyon olduğundan ve panel heterojen olduğundan, ikinci kuşak hetorejen PDOLS tahmincisi kullanılmıştır. Pedroni (2000) tarafından geliştirilen panel DOLS ve FMOLS tahmincileri, bağımsız değişken(ler) ve hata terimi arasındaki içsellik ve hata terimindeki kesit bağımlılığı problemlerinin ortadan kaldırılmasında panel en küçük kareler tahmincisine kıyasla daha etkin oldukları için özellikle tercih edilmektedir (Nazlıoğlu, 2010). Eş-bütünleşme ilişkisi tespit edilen değişkenlerin tahmin katsayılarının hesaplanması için PDOLS tahmincisi sonuçları Tablo 6’da verilmiştir.

Değişkenler	Beta Katsayısı	t istatistiği
<b>dl_k_td</b>	0.4898	15.56
<b>dCI_td</b>	0.1057	0.7538

**Tablo 6:** Grup 1 Ülkeleri İçin PDOLS Tahmincisi Sonuçları, **Not:** t tablo değeri  $\alpha=0.05$  için 1,96’dır.

Çıktıda verilen hetorejen PDOLS tahmin sonuçlarına göre  $\ln K$  %5 önem seviyesinde istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. Uzun dönemde brüt sermaye yatırımlarındaki %1’lik artış, kişi başına GDP’yi %0,48 artırmaktadır.  $CI$  değişkenine ait uzun dönemli ilişki katsayısı anlamlı bulunamamış fakat ilişki yönünün pozitif olduğu tespit edilmiştir. Bu ülkelerin başlangıç şartlarında da ilksel mallardan ziyade kompleks mallardaki yapılarının derinleşmesinin büyümeyi olumlulaştırdığı söylenebilir.

#### 4.3 Negatif Karmaşıklık Endeksine Sahip Ülke Grubu İçin Analizler

Endeks değeri negatif olan Grup 2 ülkeleri (Ermenistan, Azerbaycan, Gürcistan, Kazakistan, Moldova, Rusya, Tacikistan, Özbekistan) için yapılan Breusch-Pagan LM testi sonuçları Tablo 7’de yer almaktadır.

Test	İstatistik	P değeri
LM	65.26	0.0001
LM-Adj	11.59	0.0000
LM-CD	2.684	0.0073

**Tablo 7:** Grup 2 Ülkeler İçin Yatay Kesit Bağımlılık Testi Sonuçları, **Not:**  $H_0$ : Kalıntılarda birimler arası korelasyon bulunmamaktadır.

Breusch-Pagan LM testi sonuçlarına göre kalıntılarda birimler arası korelasyonun olduğunu öne süren sıfır hipotezi %5 önem düzeyinde reddedilmiştir.

	chi2	Prob
<b>Test of parameter constancy</b>	2264.52	0.0000

**Tablo 8:** Grup 2 Ülkeler İçin Parametrelerin Heterojenliği Testi, **Not:**  $H_0$ : Parametreler Sabittir

Swamy homojenlik testi sonuçlarına göre ise homojenlik olduğunu ifade eden sıfır hipotez reddedilerek panelin heterojen olduğu belirlenmiştir.

Hem yatay kesit bağımlılığı hem de heterojenliğin reddedilmediği Grup 2 ülkelerde 2. kuşak birim kök testlerinden Fisher ADF testi ile durağanlık sınaması sonuçları Tablo 9'da verilmiştir.

Değişken	Sabit		Sabitli ve Trendli	
	FADF	P	FADF	P
ln Yp	32.9555	0.3667	26.2407	0.0510
ln K	46.9454	0.0001	30.4455	0.0685
CI	30.6618	0.0149	18.1787	0.3135
$\Delta$ ln Yp	102.2952	0.0000	84.9621	0.0000
$\Delta$ ln K	69.6157	0.0000	56.8169	0.0000
$\Delta$ CI	122.6192	0.0000	103.1457	0.0000

**Tablo 9:** Grup 2 Ülkeler İçin Birim Kök Testi Sonuçları, **Not:** Tüm birimler birim kök içermektedir.  $H_1$ : En az bir birim durağandır.

Fisher ADF test sonuçlarına göre %5 önem düzeyinde hem trendli hem de trendsiz model birlikte değerlendirildiğinde lnYp, lnK ve CI değişkenlerinin birim kök içerdiği, yani serilerin düzeyde durağan olmadıkları kabul edilmiştir. Durağan olmayan değişkenlerin farkları alındığında Fisher ADF testi sonuçlarına göre durağan oldukları belirlenmiştir. Panel verilerle çalışılırken aynı mertebeden entegre olan değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını sınamak amacıyla yapılan Westerlund panel eş-bütünleşme testi sonuçları Tablo 10'da gösterilmiştir.

İstatistik	Z	Olasılık Değeri	Dirençli Olasılık Değeri
Gt	-5.169	0.000	0.000
Ga	-2.059	0.020	0.010
Pt	-4.793	0.000	0.010
Pa	-4.792	0.000	0.000

**Tablo 10:** Grup 2 Ülkeleri İçin Eş-bütünleşme Testi Sonuçları, **Not:**  $H_0$ : Eş-bütünleşme yoktur.

Westerlund panel eş-bütünleşme testi için Gt, Ga, Pt ve Pa istatistikleri görülmektedir. Birimler arası korelasyona karşı dirençli olasılık değerleri ve panel heterojen olduğundan Gt ve Ga istatistiklerine göre %1 önem düzeyinde değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir.

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi tahmin etmek için birimler arası korelasyon olduğundan ve panel heterojen olduğundan ikinci kuşak heterojen PDOLS tahmincisi kullanılmış ve sonuçları Tablo 11'de verilmiştir.

Değişkenler	Beta	t istatistiği
d ln K td	0.3384	10.68
CI td	-0.326	-3.807

**Tablo 11:** Grup 2 Ülkeleri İçin PDOLS Tahmincisi Sonuçları, **Not:** t tablo değeri  $\alpha=0.05$  için 1,96'dır.

Heterojen PDOLS tahmin sonuçlarına göre lnK ve CI değişkeni %5 önem seviyesinde istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. Uzun dönemde brüt sermaye yatırımlarındaki %1'lik artış, kişi başına GSYİH'yı %0,33 artırmaktayken, CI'deki 1 birimlik artış GDP'yi %0,32 azaltmaktadır.

Grup 1 ve Grup 2'de yer alan ülkeler için analiz sonuçları değerlendirildiğinde, kısa dönemli değil, uzun dönemli ilişkiler yakalanabilmiştir. CI katsayısının gelişmişler grubunda büyümeyi pozitif etkilediğine dair bulgular Boleti vd. (2019), Ferras vd. (2018), Moiseev ve Bondarenko (2020), Güneri (2019), Pérez-Balsalobre vd. (2019), Albeaik vd. (2017), Stojkoski ve Kocarev (2017) ve Ferrarini ve Scaramozzino (2013)'ün bulguları ile paralellik göstermiş, ancak literatürdeki gibi istatistiki açıdan anlamlılık yakalanamamıştır.

## 5 Sonuç

SSCB'nin dağılmasıyla birlikte kendi bünyesinden 16 ülke bağımsızlığına kavuşmuştur. Sovyetlerin çöküşünde Batı ile olan silahlanma ve özel tüketimi ihmal etme gibi çeşitli etkenler ileri sürülmekle birlikte asıl sorunlardan birisi Sovyetlerin bireysel ve bölgesel bazda eşitlikçi yapı inşa edememesi olmuştur. Bu durum Sovyetlerde Gini katsayısının sıfıra yaklaşmamasından anlaşılmaktadır. Benzer şekilde bölgesel anlamda gelir-gelişmişlik farklılıklarının olmaması gerekliliğine dair iddia da 1991 yılında bağımsızlığına kavuşan ülkelerde başlangıç gelirinin aynı olmamasıyla çelişmiştir. Bu farklılıkların bir başka boyutu karmaşıklık endeksinde kendini göstermiştir. Buna göre karmaşıklık endeksinin düşük olduğu ülkelerde ilkel mal üretimi ve ihracatı ile ülke çeşitliliğinin oluşmadığı bir yapı söz konusu iken, endeksin yüksek olduğu ülkelerde kompleks mal üretimi ve ihracatı ile ülke çeşitliliğinin oluştuğu bir yapı söz konusudur. Bu bağlamda karmaşıklık endeksinin yüksek olmasından, Scumpeteryan bakış açısıyla inovatif mal üreten ve dolayısıyla dünya pazarlarında monopolist

konumda olan ülkeler anlaşılmakta ve bu ülkeler yüksek katma değerli üretim ve kazançlarından dolayı gelişmişliklerini sürdürme avantajını devam ettirmektedirler. Eşitlikçiliği sağlama iddiasındaki Sovyetlerden kopan ülkelerde ilk başlarda karmaşıklık endeksinin Doğuda yer alan ülkelerde düşük, buna karşılık Batıda yer alan ülkelerde yüksek olduğu görülmüş ve bunun da hâlihazırda devam ettiği gözlenmiştir.

Sovyetlerin eşitsizlik mirasının karmaşıklık endeksi boyutuyla büyümeye yansımaları incelendiğinde, Doğuda yer alan (2 Grup) ülkelerde karmaşıklık endeksinin büyüme üzerine etkileri negatif ve istatistiki açıdan anlamlı bulunmuştur, ancak bu bulgu literatür ile örtüşmemektedir. Bu ülkeler başlangıç itibarıyla ilkel mallarda gözlenen üstünlüklerini kompleks mallara evirme çabalarının kuvvetle muhtemel kaynak kullanımında etkinliği bozarak büyümeyi azaltıcı etkiler yaratmakla birlikte, kompleksitede derinleşme çabalarının şüphesiz ileride daha anlamlılık kazanacağı söylenebilir. Batıda yer alan ülkelerde ise karmaşıklık endeksinin büyüme üzerindeki etkisi istatistiki açıdan anlamlı olmamakla birlikte ilgili literatürle benzer şekilde pozitif yönde olduğu belirlenmiştir.

Elde edilen bu bulgu, Sovyetlerde eşitsizliğin varlığının devam edegelen süreçte gelişmişlik farklılıklarının derinleşmesine yol açtığını karmaşıklık endeksi açısından da ortaya koymaktadır. Doğudaki ülkelerin ilkel mal olarak nitelendirilebilecek gaz ve petrole dayalı ihracatçı yapısının farklılaştırılması yönündeki çabalarının büyümeyi olumsuzlaştırıcı yapısını telafi edebilmek amacıyla hem insana hem de kurumsallaşmaya yatırımı önceleyici uygulamalar ile paralellik arz etmesi gerektiği söylenebilir. Zira yatırımların üretkenliğinin ortaya çıkabilmesi için hem fiziki hem de beşeri iklimin olumlulaştırılması gerekliliğini ihmal eden kompleks mal üretme çabaları verimliliği göz ardı ederek kaynak kullanımında etkinsizliğe neden olabileceği ve dolayısıyla büyümeyi olumsuz etkileyeceği söylenebilir. Bu çalışmanın, mal ve hizmet grupları açısından ele alınmasını amaçlayan geleceğe dönük araştırmalar için bir zemin oluşturacağı düşünülmektedir.

### Kaynakça

- Albeaik, S., Kaltenberg, M., Alsaleh, M., & Hidalgo, C. A. (2017). Improving the Economic Complexity Index. *ArXiv:1707.05826*. <http://arxiv.org/abs/1707.05826>
- Aytun, C., & Akin, C. S. (2014). OECD Ülkelerinde Telekomünikasyon Altyapısı ve Ekonomik Büyüme: Yatay Kesit Bağımlı Heterojen Panel Nedensellik Analizi. *İktisat İşletme ve Finans*, 29(340), 69–94.
- Balassa, B. (1965). Trade Liberalization and “Revealed” Comparative Advantage. *The Manchester School of Economic and Social Studies*, 33(2), 99–123. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.1965.tb00050.x>
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data* (3rd ed). J. Wiley & Sons.
- Baltagi, B. H. (2011). *Econometrics* (5th ed). Springer.
- Cherednichenko, L. G., Dubovik, M. V., Ermolaev, S. A., & Seleznev, A. Z. (2018). Economic Complexity and Inclusive growth in a Climate of Outside Sanctions. *Espacios*, 39(18), 8.
- Çınar, S. (2011). Gelir ve CO2 emisyonu ilişkisi: Panel birim kök ve eşbütünleşme testi. *Uludağ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 30(2), 71–83.
- Coase, R., & Wang, N. (2015). *Çin Nasıl Kapitalist Oldu?* Tarcan Matbaası.
- Emsen, Ö. S. (2020). Türkiye ve Türk Cumhuriyetleri Dış Ticaret İlişkileri, *Türkiye’de Dış Ticaret ve Lojistik - Uygulamalı ve Teorik Seçme Konular* içinde, (Ed. İ. N. Yalman), Nobel Akademik Yayıncılık Eğitim Danışmanlık, Ankara.
- Emsen, Ö. S., & Karaköy, Ç. (2009). Merkezi Asya ve Kafkas Geçiş Ekonomilerinde Entegrasyonun Olabilirliği: AB’deki Kömür-Çelik Topluluğu Benzeri Su ve Enerjide İşbirliği Arayışı, *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 18(1): 181-202.
- Emsen, Ö. S., Yurttañıkırmaz, Z. Ç., & Ganiev, J. (2012). КЫРГЫЗСТАН НА ПУТИ К ЭКОНОМИЧЕСКОЙ НЕЗАВИСИМОСТИ (Devlet Özelleştirmesinde Kırgızistan Örneği: Dünya ve Türkiye Açısından Yabancı Sermaye Çekebilirlik ve Dış Rekabet Gücü, *Reforma*, 2(54): 16-25.
- Ferrarini, B., & Scaramozzino, P. (2013). Complexity, Specialization, and Growth, *Asia Development Bank, Economics Working Paper Series*, No. 344. <https://www.adb.org/sites/default/files/publication/30213/economics-wp-344-complexity-specialization-growth.pdf>
- Ferraz, D., Moralles, H. F., Campoli, J. S., Oliveira, F. C. R. D., & Rebelatto, D. A. D. N. (2018). Economic complexity and human development: DEA performance measurement in Asia and Latin America. *Gestão & Produção*, 25, 839-853.
- Güneri, B. (2019). *Economic Complexity and Economic Performance*. Hacettepe University Graduate School of Sciences, Ankara.
- Kazgan, G. (2005). *Küreselleşme ve Ulus-Devlet: Yeni Ekonomik Düzen*. İstanbul Bilgi Üniversitesi Yayınları, İstanbul.

- Kuşay, S. Y. (2001). *Sovyet-Tipi Ekonomilerin Merkezi Planlamadan Serbest Piyasaya Geçiş Deneyimi (1989-2000)*. Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Erzurum.
- Lapatinas, A., Garas, A., Boleti, E., & Kyriakou, A. (2019). *Economic Complexity and Environmental Performance: Evidence from a World Sample* (92833). MPRA. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/92833/>
- Luttmmer, E. F. P. (1999). *Measuring Poverty Dynamics and Inequality in Transition Economies: Disentangling Real Events from Noisy Data*. The World Bank, Washington D.C.
- Mealy, P., Farmer, J. D., & Teytelboym, A. (2018). A new interpretation of the economic complexity index (February 4, 2018). Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3075591>
- Moiseev, A. K., & P. A. Bondarenko (2020), Application of the Economic Complexity Index in Macro-Financial Models, *Studies on Russian Economic Development*, 31(3), 318-326.
- Nazlıoğlu, Ş. (2010). *Makro İktisat Politikalarının Tarım Sektörü Üzerindeki Etkileri: Gelişmiş Ve Gelişmekte Olan Ülkeler İçin Bir Karşılaştırma*, Yayınlanmamış Doktora Tezi, T.C. Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Kayseri.
- Observatory of Economic Complexity (OEC), *Economic Complexity Ranking (ECI)*, (Erişim: Mart 2021) <https://oec.world/en/rankings/eci/hs4/hs92>
- Özdemir, D., Riazi, I., Buzdağlı, Ö., ve Emsen, Ö. S. (2018). Doğal Kaynak Keşfine Dayalı Ekonomik Büyüme Literatüründe Hollanda Hastalığı Çelişkisi: Suudi Arabistan ve İran Üzerine İncelemeler (1980-2014), *Atatürk Üniversitesi İİBF Dergisi*, 32(1), 19-43.
- Özden, E. (2020). *Ekonomik Karmaşıklık ve Sürdürülebilir Kalkınmanın Belirleyicileri: OECD Ülkeleri Üzerine Ekonometrik Analizler ve Türkiye Özelinde Karar Verme*, Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Erzurum.
- Pedroni, P. (2001). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. In *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels*. Emerald Group Publishing Limited.
- Pérez-Balsalobre, S., Llano Verduras, C., & Díaz-Lanchas, J. (2019). *Measuring subnational economic complexity: An application with Spanish data* (No. 05/2019). JRC Working Papers on Territorial Modelling and Analysis.
- Sachs, J. D., & Warner, A. M. (2001). The curse of natural resources. *European Economic Review*, 45(4-6), 827-838.
- Stojkoski, V. & Kocarev, K. (2017). The Relationship Between Growth and Economic Complexity: Evidence from Southeastern and Central Europe, *MPRA Paper*, 77837. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/77837/>
- Tarı, R. (2010). *Ekonometri*, 6. Basım, Umuttepe Yayın No:32, Kocaeli.
- Türkmen, A. (2018). *Türkiye İhracatında Ürün ve Ülke Çeşitlemesinin Sosyo-Ekonomik Belirleyicileri*, Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Erzurum.
- Yerdelen-Tatoğlu, F. (2016). *Panel Veri Ekonometrisi - Stata Uygulamalı*, Beta Yayınları, İstanbul.
- Yueh, L. (2020). *Büyük Ekonomistler*, (Çev: M. Karadeniz), Salon Yayınları, İstanbul.
- Yurttaçıkırmaz, Z. Ç., Kabadayı, B., & Emsen, Ö. S. (2014). Ekonomik Büyüme ve Rekabet Gücü Üzerine Türkiye Analizi. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, 21, 21-46.
- Dünya Bankası/ Dünya Gelişmişlik Göstergeleri Veritabanı, [Erişim: 10/03/2021] <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>
- Harvard Üniversitesi Büyüme Labratuarı/ Ekonomik Karmaşıklık Atlası [Erişim: 08/03/2021] <https://atlas.cid.harvard.edu/rankings>
- Birleşmiş Milletler Veri Tabanı (UNDATA) [Erişim: 11/03/2021] <http://data.un.org/Data.aspx?q=Tajikistan&d=SNAAMA&f=grID%3A101%3BcurrID%3ANCU%3BpcFlag%3A0%3BcrID%3A762>
- Hava durumu <https://www.nature.com/news/physicists-makeweather-forecasts-for-economies-1.16963>