

Enflasyon, Sabit Sermaye Oluşumu ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: OECD Ülkelerinde Mundell-Tobin Etkisinin Analizi

Ali ACARAVCI¹

Emre ÇULHA²

Gizem BAŞ³

Özge MILİK⁴

Özet

Enflasyonun, sabit sermaye oluşumu ve ekonomik büyüme üzerine etkisi iktisat literatüründe önemli tartışma alanlarından birisidir. Neo-Klasik yaklaşımda enflasyonun, bu iki değişken üzerinde negatif bir etkisinin olduğu ileri sürülmektedir. Ancak Mundell ve Tobin, enflasyonun bireylerin portföy tercihlerini etkileyeceğini dolayısıyla bu ilişkinin pozitif olabileceğini belirtmişlerdir. Bu çalışmada enflasyonun, sermaye birikimi ve ekonomik büyüme üzerine etkisi, OECD ülkeleri için 1995-2023 dönemini kapsayan panel veri seti kullanılarak AMG yöntemi ile analiz edilmiştir. Çalışmadan elde edilen genel sonuçlara göre, tüketici fiyatlarındaki artışların reel sabit sermaye oluşumu ve reel GSYH üzerindeki etkileri ülkelere göre farklılık göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Enflasyon, Ekonomik büyüme, Mundell-Tobin Etkisi, AMG tahmincisi

JEL Kodları: E31, O47, C23

Relationship between Inflation, Fixed Capital Formation and Economic Growth: Analysis of Mundell-Tobin Effect in OECD Countries

Abstract

The effect of inflation on fixed capital formation and economic growth is one of the important areas of discussion in economics literature. In the neoclassical approach, it is argued that inflation has a negative effect on these two variables. However, Mundell and Tobin stated that inflation will affect the portfolio preferences of individuals and therefore this relationship can be positive. In this study, the effect of inflation on capital accumulation and economic growth is analyzed with the AMG method using a panel data set covering the period 1995-2023 for OECD countries. The general result obtained from the study is that the effects of increases in consumer prices on real fixed capital formation and real GDP vary by country.

Keywords: Inflation, Economic growth, Mundell-Tobin Effect, AMG estimator

¹ Prof. Dr., Hatay Mustafa Kemal Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, acaravci@mku.edu.tr, orcid.org/0000-0002-6662-6175

² Doktora Öğrencisi, Hatay Mustafa Kemal Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat ABD, emreculha1907@hotmail.com.tr, orcid.org/0000-0002-3039-5467

³ Arş. Gör., Hatay Mustafa Kemal Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, gizemercelik@mku.edu.tr, orcid.org/0000-0002-7667-2992

⁴ Doktora Öğrencisi, Hatay Mustafa Kemal Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat ABD, ozgemilik@gmail.com, orcid.org/0000-0002-9198-5647

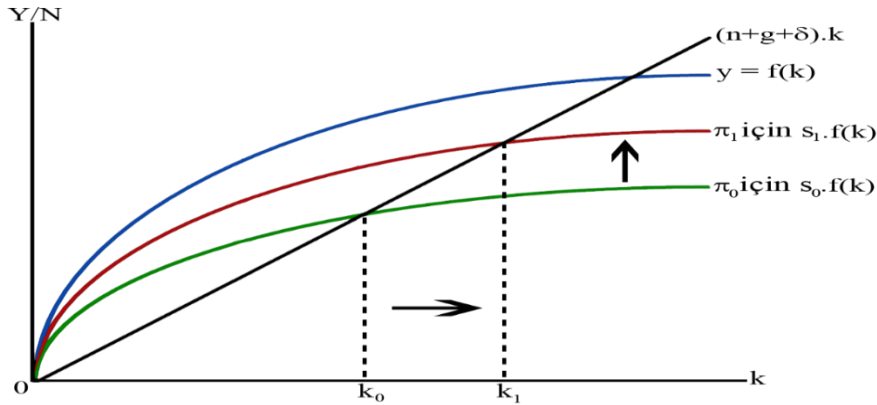
1. Giriş

Hükümetler, toplumsal refahın artmasında sürdürülebilir yüksek oranlı ekonomik büyüme hedefine ilave olarak fiyat istikrarını da dikkate almaktadırlar. Fiyat istikrarı; ekonomik bireylerin yatırım, tüketim ve üretim kararlarına etki ederek, ekonomik büyüme süreçlerini şekillendirmektedir. Fiyat istikrarsızlığı ise, risk ve belirsizlikleri arttırıcı rol oynayabilmektedir. Ekonomik büyüme ve fiyat istikrarı ilişkisi, teorik ve ampirik çalışmalar yoğun olduğu bir iktisadi çalışma alanı olmuştur.

Neo-Klasik iktisat yaklaşımında enflasyon, faiz oranlarının uzun dönemde yükselmesine sebebiyet verirken, yatırımların gelecekteki kârlılığını belirsizleştirmektedir. Bu belirsizlik yatırım miktarını ve kamu maliyesini olumsuz etkilemektedir. Bu durum firmaları yatırım yaparak üretimi arttırmak yerine yüksek faiz kazancı, döviz, gayrimenkul tarzı alanlara yönlendirerek ekonominin büyümesini sınırlamaktadır (De Gregorio, 1993: 273; Terzi ve Oltulular, 2006: 2). Neo-Klasik iktisatçı Fisher (1930) ise enflasyondaki bir artışın, nominal faiz oranlarında da aynı oranda artışa neden olacağını savunmuştur. Enflasyon oranının artması, nominal faiz oranlarını arttırarak yatırımları olumsuz etkileyecektir. Böylelikle yatırımların azalması büyümeyi de olumsuz etkileyecektir. Neo-Klasik ekolden gelen Barro (1995) da enflasyon ve büyüme arasındaki etkileşimin negatif olduğunu savunmaktadır.

Diğer taraftan Mundell (1963, 1965) ve Tobin (1965), nominal faiz oranlarının enflasyondaki artışla aynı oranda artmayacağını; reel faizlerin düşebileceğini savunmaktadırlar. Neo-Klasik İktisat yaklaşımına alternatif olarak öne sürülen bu görüş, *Mundell-Tobin Etkisi* olarak adlandırılmaktadır. Mundell-Tobin etkisine göre yüksek enflasyon dönemlerinde ekonomik bireyler, risklerini minimize etmek için portföylerinde daha az nakit ve daha fazla sermaye malı tutmaya yönelirler. Satın alma gücü düşen bireylerin tasarrufa yönelmesi, ekonomide yatırımları ve sermaye birikimini arttırarak ekonomik büyümeyi destekleyecektir.

Tobin (1965), Solow (1956) ve Swan (1956) büyüme modellerine dayanarak enflasyon ve büyüme arasındaki ilişkiyi *Tobin Modeli* ile açıklamaktadır. Bu modelde fiyatlar arttığında finansal varlıkların getirilerin düşmesi, yatırımların reel sektöre yönelmesine ve tasarrufların artmasına neden olmaktadır. Sonuç olarak yatırım artışları, sermaye birikimini ve ekonomik büyümeyi olumlu etkileyecektir. Tobin Modeline ilişkin grafik Şekil 1’de gösterilmektedir. Burada π enflasyon oranını, s tasarruf oranı, k ise sermaye stokunu temsil etmektedir. Enflasyonun π_0 ’dan π_1 ’e yükselmesi durumunda bireylerin satın alma gücü ve paranın reel getirisi azalacağından, bireylerin tasarruf oranı s_0 ’dan s_1 ’e yükselmektedir. Tasarruf oranlarındaki artışlar, yatırımlarda ve sermaye stokunda artışa yol açmaktadır. Ekonomide sermaye stokunun artması, daha fazla üretim ve ekonomik büyümeye yol açacaktır.



Şekil 1: Tobin Modeli

Kaynak: Gokal ve Hanif, 2004: 11.

Enflasyonun, sabit sermaye oluşumu ve ekonomik büyüme üzerine etkisi, makro ekonomi literatüründe uzun süredir araştırılan ve tartışılan bir konu olmuştur. Çalışmada, Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü (OECD)'ne üye olan 38 ülkeye ait 1995-2023 dönemini kapsayan veri seti kullanılarak son dönemlerde geliştirilen ikinci nesil panel veri ekonometrisi yöntemleriyle analizler yapılmıştır. Gelişmiş ve gelişmekte olan OECD ülke ekonomileri için elde edilen detaylı bulgular ve değerlendirmelerle ilgili literatüre katkı sağlanması amaçlanmıştır. Çalışmada, değişkenlerin yatay kesit bağımlılık durumlarını tespiti için Pesaran vd. (2008) tarafından geliştirilen ölçeklendirilmiş LM testi ve Baltagi vd. (2012) tarafından geliştirilen sapması-düzeltilmiş ölçeklendirilmiş LM testi; katsayıların homojenlik durumu için Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen Delta Testi; durağanlık analizi için Smith vd. (2004) tarafından geliştirilmiş panel bootstrap birim kök testi; değişkenler arasındaki eş-bütünleşme ilişkisinin tespiti için Westerlund ve Edgerton (2007) tarafından geliştirilen Panel Bootstrap Eş Bütünleşme Testi; son olarak katsayıların tahmini için Eberhardt ve Bond (2009) tarafından geliştirilen Genişletilmiş Ortalama Grup (AMG) Tahmincisi yöntemleri kullanılmıştır. Çalışmanın ikinci kısmında, ilgili literatürün değerlendirilmesi; üçüncü kısımda, veri ve yöntem açıklanması; dördüncü kısımda, analiz sonuçları ve son olarak beşinci kısımda ise sonuç ve öneriler yer almaktadır.

2. Literatür

Enflasyon ile büyüme arasındaki ilişki ve yönü hakkında literatürde birden fazla görüş mevcuttur. Baumol (1958)'e göre bu iki değişken arasındaki ilişki karmaşıktır ve birbirini etkileyebilmektedir. Büyüme, işgücü ve kaynaklar arasında rekabet yaratırken bu durum ücretleri ve girdi maliyetlerini yükseltir. Bu da enflasyonu tetikler. Ayrıca Baumol, ılımlı enflasyonun büyümeyi olumlu etki ettiğini, yüksek enflasyonun da zarar verdiğini savunmaktadır. Farklı ülkeler, zaman dönemleri ve analiz yöntemleri içeren ampirik çalışmalar değerlendirildiğinde, enflasyon ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki ülkelere farklılık göstermektedir. Literatürde Mundell-Tobin etkisinin geçerli olduğunu belirten çalışmalar bulunmasına rağmen söz konusu etkinin geçerli olmadığı sonucuna ulaşan çalışmalar da mevcuttur.

Mundell-Tobin etkisinin geçerliliğini vurgulayan öne çıkan çalışmaların bulguları özetlendiğinde: Romer (1996), enflasyon ve ekonomik büyüme ilişkisi uzun dönemli tarihsel verileri kullanarak incelemiştir. Düşük ve istikrarlı enflasyon dönemlerinde ekonomik büyümenin olumsuz etkilenmediği, ancak yüksek ve dalgalı enflasyonun ekonomik belirsizlik yaratarak büyümeyi yavaşlatabileceği sonucuna ulaşmıştır. Mallik ve Chowdhury (2001), Bangladeş, Hindistan, Pakistan ve Sri Lanka için 1961-1997 dönemini kapsayan çalışmada, enflasyon ile büyüme arasında pozitif bir ilişki olduğu sonucunu elde etmiştir. Ahmad ve Joyia (2012), Pakistan için 1971-2011 arası dönemi kapsayan çalışmada, enflasyondaki artışın GSYH'yi arttırdığı sonucuna varmıştır. Dinç (2019), Rusya için 1992-2014 dönemini kapsayan çalışmada, enflasyonun, ekonomik büyümenin nedeni olduğu sonucunu elde etmiştir. Keating vd. (2021), ABD için 1948-2018 dönemini kapsayan çalışmada, Mundell-Tobin etkisi geçerli olduğu bulgusuna ulaşmıştır. Kumar ve Kaushal (2023), Güney Asya ülkeleri için 1990-2022 dönemini kapsayan çalışmada Fisher etkisinin varlığı reddedilirken, Mundell-Tobin etkisinin geçerli olduğu sonucuna varmışlardır.

Mundell-Tobin etkisinin geçerli olmadığını belirten çalışmaların bulguları özetlendiğinde: Wai (1959), 31 gelişmemiş ülke için 1940-1955 arası farklı dönemleri kapsayan çalışmada, düşük enflasyonlu ülkelerde daha yüksek ekonomik büyümenin olduğu sonucuna varılmıştır. Sarel (1996), 87 ülke için 1970-1990 dönemini kapsayan çalışmada, enflasyon oranının %8'i geçmesi halinde ekonomik büyümeye negatif etki edeceği sonucunu elde etmiştir. Barro (1997), 100 ülke için 1960-1990 dönemini kapsayan çalışmada, enflasyondaki %1'lik bir artışın, kişi başı GSYH'yi yaklaşık %2-3 arasında azalmaya neden olduğu sonucuna ulaşmıştır. Bittencourt (2011), Arjantin, Brezilya, Bolivya ve Peru için 1970-2007 dönemini kapsayan çalışmada, enflasyon ile büyüme arasında negatif bir ilişki olduğu sonucunu elde etmiştir. Montes (2013), Nikaragua için 1961-2011 dönemini kapsayan çalışmada, enflasyon ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin negatif olduğu sonucunu tespit etmiştir. Vinayagathan (2013), 32 Asya ülkesi için 1980-2009 dönemini kapsayan çalışmada, %5.43'lük bir eşik değerini elde etmiştir. Bu değere kadar, enflasyonun ekonomik büyüme üzerinde etkisinin olmadığı, bu değerden sonra ekonomik büyüme üzerinde negatif bir etkiye sahip olduğu sonucuna varmıştır. Sekmen ve Topuz (2019), OECD ülkeleri için 1996-2016 dönemini kapsayan çalışmada, enflasyon %3,62 eşik değerinin üzerinde olduğunda ekonomik büyümeyi negatif etkilediği sonucunu elde etmiştir.

Literatürde Türkiye'yi ele çalışmalar değerlendirildiğinde, genel olarak enflasyon ve ekonomik büyüme arasında negatif ilişki bulunmaktadır. Bu çalışmalar genel anlamda Mundell-Tobin etkisinin Türkiye'de geçerli olmadığını belirtmektedir. Türkiye için Mundell-Tobin etkisinin geçerli olduğuna yönelik bir çalışmaya rastlanmıştır: Canbay vd. (2019), 2011-2019 dönemini kapsayan çalışmada, enflasyondaki %1'lik bir artış, ekonomik büyümeyi %0.05 arttırdığı sonucunu elde etmişlerdir. Türkiye için Mundell-Tobin etkisinin geçersiz olduğunu ortaya koyan çalışmalar özetlendiğinde: Karaca (2003), 1987-2002 dönemi için Türkiye'de enflasyonun büyümeyi olumsuz etkilediği sonucuna ulaşmıştır. Artan (2006), 1987-

2003 döneminde enflasyon ve enflasyon belirsizliğinin büyümeyi olumsuz etkilediğini sonucunu elde etmiştir. Terzi ve Oltular (2006), 1976-2003 dönemini kapsayan çalışmada, sabit sermaye oluşumu ve büyüme arasındaki ilişkinin pozitif, enflasyon-sabit sermaye yatırımları ve enflasyon-büyüme arasındaki ilişkinin negatif olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Yapraklı (2007), 1987-2007 dönemini kapsayan çalışmada, enflasyon ile büyüme arasındaki uzun dönemli ilişkinin negatif olduğunu sonucunu tespit etmiştir. Toker ve Gürel (2019), 1980-2016 dönemini ve Yur vd. (2019) 2004-2018 dönemini çalışmalarda, enflasyon ile büyüme arasında negatif bir ilişki olduğu sonucu elde etmişlerdir.

3.1. Model

Enflasyonun, sermaye stokunu ve ekonomik büyümeyi pozitif olarak etkilemesi durumunda Mundell-Tobin etkisinin geçerli olduğu anlamına gelmektedir. Bu etkilerin ampirik olarak geçerliliğini araştırmak üzere kurulabilecek iki ayrı model, aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$CF_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CPI_{it} + e_{it} \quad (1)$$

$$GDP_{it} = \beta_0 + \beta_1 CPI_{it} + u_{it} \quad (2)$$

Burada CPI, tüketici fiyatlar endeksi (2010=100); CF, 2015 US\$ sabit fiyatlarıyla reel sermaye oluşumu ve GDP, 2015 US\$ sabit fiyatlarıyla reel GSYH'dır. Tüm değişkenlerin doğal logaritması alınmıştır. $i=1,2,...,38$ ülke sayısı; $t=1,2,...,29$ zamanı; u ve e denklemlerin hata terimlerini ifade eder.

Bu modellerdeki değişkenler için 38 OECD ülkesinin 1995-2023 yılları arasını kapsayan yıllık frekanslı verileri kullanılmıştır. Çalışmada kullanılacak veriler, panel veri formundadır. Her değişken için hazırlanan veri, 1102 gözlem (38 ülke x 29 yıl) oluşmaktadır. Günümüzde OECD'ye üye 38 ülke bulunmaktadır. Çalışmaya 1995 yılından başlanmasının sebebi ise şu an OECD üyesi olan Eski Sovyetler Birliği ve Yugoslavya ülkelerinin (Estonya, Letonya, Litvanya, Slovenya) söz konusu dönemden hemen önce bağımsızlıklarını kazanmalarındır. Verilerin tamamı Dünya Bankası Ekonomik Kalkınma Göstergeleri veri tabanından alınmıştır.

3.2. Yöntem ve Ampirik Sonuçlar

Çalışmada, son dönemlerde geliştirilen ikinci nesil panel veri ekonometrisi yöntemleriyle analizler yapılmıştır. Değişkenlerin yatay kesit bağımlılık durumlarını tespiti için Pesaran vd. (2008) tarafından geliştirilen ölçeklendirilmiş LM testi ve Baltagi vd. (2012) tarafından geliştirilen sapması-düzeltilmiş ölçeklendirilmiş LM testi; katsayıların homojenlik durumu için Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen Delta Testi; durağanlık analizi için Smith vd. (2004) tarafından geliştirilen panel bootstrap birim kök testi; değişkenler arasındaki eş-bütünleşme ilişkisinin tespiti için Westerlund ve Edgerton (2007) tarafından geliştirilen Panel Bootstrap Eş Bütünleşme Testi; son olarak katsayıların tahmini için Eberhardt ve Bond (2009) tarafından geliştirilen AMG tahmincisi yöntemleri kullanılmıştır. Çalışmanın temel amacına göre ampirik analizler, beş aşamalı olarak planlanmıştır. Her bir aşamada elde edilecek ampirik sonuç, sonraki aşamada kullanılacak yöntemi belirlemektedir. Bu nedenle, her bir aşamada

ekonometrik yöntem açıklanmış ve ilgili yöntemden elde edilen ampirik sonuçlar raporlanarak değerlendirilmiştir.

Çalışmanın ampirik analiz aşamaları: (i) Birinci aşamada denklemlerdeki değişkenlerin yatay kesit bağımlılık testleri; (ii) ikinci aşamada Denklem 1 ve 2'deki katsayıların tüm ülkeler için aynı olup olmadığına yönelik homojenlik testleri; (iii) üçüncü aşamada olarak denklemlerdeki değişkenlerin durağanlık analizi için birim kök testleri; (iv) dördüncü aşamada, denklemlerdeki değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığına yönelik eşbütünleşme testi ve (v) son aşamada, denklemlerdeki katsayıların tahmin edilmesinden oluşmaktadır.

3.2.1. Yatay Kesit Bağımlılığı

Panel veri analizinde, seriler için yatay kesit bağımsızlık testi kritik bir öneme sahiptir. Bu test, kesit birimlerinin birbirlerinden bağımsız olup olmadığını ve seriye gelen bir şokun tüm birimleri aynı derecede etkileyip etkilemediğini belirlemek amacıyla uygulanmaktadır (Erataş vd., 2013: 24). Serilerin yatay kesit bağımlılık analizi için ampirik literatürde serilerin zaman boyutu (T) yatay kesit boyutundan küçük olması durumunda ($T < N$), sapmalı sonuçlar karşı Pesaran vd. Ölçeklendirilmiş LM (2008) ve Baltagi vd. Sapması-Düzeltilmiş Ölçeklendirilmiş LM (2012) testleri önerilmektedir. Bu çalışmada, serilerin zaman boyutu ($T=29$) ve kesit boyutu ($N=38$) olduğundan Ölçeklendirilmiş LM (LM_{Adj}) ve Sapması-Düzeltilmiş Ölçeklendirilmiş LM (LM_{BKF}) testleri kullanılmıştır. Bu testler için istatistikler, aşağıdaki denklemler aracılığıyla elde edilmektedir:

$$LM_{Adj} = \sqrt{\frac{N}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \frac{(T-k)\rho_{ij}^2 - \mu_{Tij}}{v_{Tij}} \rightarrow N(0,1) \quad (3)$$

$$LM_{BKF} = \sqrt{\frac{N}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (T_i \rho_{ij}^2 - 1) - \frac{N}{2(T-1)} \rightarrow N(0,1) \quad (4)$$

Testlerin hipotezleri aynıdır: “ H_0 : Yatay Kesit Bağımlılık Yoktur, H_a : Yatay Kesit Bağımlılık Vardır” şeklindedir. Elde edilen sonuçlar Tablo 1’de yer almaktadır. “Yatay Kesit Bağımlılık Yoktur” hipotezi tüm testler için güçlü bir şekilde reddedilmektedir. Yani serilerde yatay kesit bağımlılığı mevcuttur. Elde edilen sonuçlar durağanlık analizi için ikinci nesil birim kök testlerinin kullanılmasını önermektedir. Yatay kesit bağımlılık durumunda ikinci nesil birim kök testlerinin kullanması, daha tutarlı, etkin ve güçlü tahmin yapılmasını sağlamaktadır.

Tablo 1: Yatay Kesit Bağımlılık Testleri

Testler	CPI	CF	GDP
LM_{Adj}	473,47 (0,0000)	308,71 (0,0000)	449,14 (0,0000)
LM_{BKF}	472,79 (0,0000)	308,03 (0,0000)	448,47 (0,0000)

Açıklama: Parantez içerisindeki değerler olasılık değerlerini ifade etmektedir.

3.2.2. Homojenlik Testi

Denklemlerdeki katsayıların homojenlik durumları, durağanlık ve eş bütünleşme testlerinin seçiminden belirleyici olmaktadır. Bu nedenle öncelikle katsayıların homojen ve heterojen olup olmadıkları incelenmektedir. Katsayıların homojenlik

durumu, Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen Delta Testi ile incelenmektedir. Pesaran ve Yamagata, küçük zaman boyutu ve yatay kesit için $\tilde{\Delta}$ test istatistiğini ve büyük örneklem için $\tilde{\Delta}_{adj}$ test istatistiğini önermektedir:

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (5)$$

$$\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - k}{\sqrt{Var(t,k)}} \right) \quad (6)$$

Bu testler, “ H_0 : Eğim katsayıları homojendir, H_1 : Eğim katsayıları homojen değildir (heterojendir)” şeklinde kurulan hipotezler için kullanılmaktadır. İki model için yapılan Delta testi sonuçları Tablo 2’dedir. Bu sonuçlara göre eğim katsayılarının homojen olduğunu savunan H_0 hipotezi iki denklem için reddedilmiştir; iki modelin eğim katsayıları heterojendir. Bu sonuçlara göre iki modelin eğim katsayıları, her bir ülke için ayrı ayrı tahmin edilmelidir.

Tablo 2: Homojenlik Testi Sonuçları

Modeller	$\tilde{\Delta}$ İstatistiği	$\tilde{\Delta}_{adj}$ İstatistiği
CF=f(CPI)	44,276 (0,0000)	46,760 (0,0000)
GDP=f(CPI)	57,139 (0,0000)	60,345 (0,0000)

Açıklama: Parantez içerisindeki değerler olasılık değerlerini ifade etmektedir.

3.2.3. Birim Kök Analizi

Bu çalışmada durağanlık analizi için Smith vd. (2004) tarafından geliştirilmiş panel bootstrap birim kök testi kullanılmıştır. Bu yaklaşımda yatay kesit bağımlılığına göre hesaplanan dört ayrı panel birim kök istatistiği elde edilmektedir. Tüm testler için H_0 hipotezi, seriler durağan değildir; H_1 hipotezi en az bir serinin durağan olduğu yönündedir. Tablo 3’te yer alan birim kök test sonuçlarına göre modellerdeki üç değişken için, yokluk hipotezleri kabul edilmektedir. Değişkenlerin farkı alındığında ise yokluk hipotezleri reddedilmiştir. Bu sonuçlara göre, üç değişken de düzeyde durağan değildir, fark durağandır.

Tablo 3: Smith vd Panel Bootstrap Birim Kök Testi Sonuçları

Seviye (Sabit ve Trendli Model)			
	CPI	CF	GDP
$\overline{WS}$	-1,7865 (0,6816)	-2,1193 (0,4990)	-1,6384 (0,8782)
$\overline{Max}$	-0,9362 (0,7728)	-1,8308 (0,3892)	-1,1627 (0,8916)
$\overline{LM}$	4,2403 (0,7132)	5,7146 (0,2552)	5,2010 (0,4422)
$\overline{MinLM}$	2,7465 (0,6630)	3,9584 (0,4236)	2,2364 (0,8872)
Fark (Sabitli Model)			
	CPI	CF	GDP
$\overline{WS}$	-2,3135 (0,0048)	-4,0612 (0,0000)	-4,5933 (0,0000)
$\overline{Max}$	-2,0649 (0,0064)	-3,7964 (0,0000)	-4,3395 (0,0000)
$\overline{LM}$	7,1355 (0,0066)	11,1529 (0,0000)	12,4042 (0,0000)
$\overline{MinLM}$	5,3845 (0,0010)	10,6611 (0,0000)	12,1090 (0,0000)

Açıklamalar: Parantez içerisindeki değerler olasılık değerlerini ifade etmektedir. Bootstrap sayısı 5000’dir.

3.2.4. Eşbütünleşme Testi

Çalışmada Model 1 ve 2'deki durağan olmayan değişkenler için uzun dönemli ilişkinin varlığının araştırılması için Westerlund ve Edgerton (2007) tarafından geliştirilen yatay kesit birimleri arasındaki bağımlılığı dikkate alan Panel Bootstrap Eş Bütünleşme Testi kullanılmıştır. Westerlund ve Edgerton eşbütünleşme testi, küçük örneklemelerde de iyi sonuçlar vermekte; değişen varyansa ve otokorelasyona izin vermektedir (Şahin, 2018). Hesaplanan LM_N^+ test istatistiği ile eş bütünleşmenin mevcut olduğuna yönünde kurulan H_0 hipotezi sınanmaktadır. LM_N^+ Test istatistiği ise aşağıdaki denklem aracılığıyla elde edilmektedir:

$$LM_N^+ = \frac{1}{NT^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\omega}_i^{-2} s_{it}^2 \quad (7)$$

Yokluk hipotezi ($H_0: \sigma_i^2 = 0$ tüm i 'ler için) eş bütünleşmenin var olduğu; alternatif hipotezi ise ($H_a: \sigma_i^2 > 0$ bazı i 'ler için) eş bütünleşmenin olmadığı biçimindedir. Yatay kesit bağımlılığı olmadığında, asimptotik kritik değerleri; yatay kesit bağımlılığı olduğunda ise bootstrap ile elde edilen kritik değerler kullanılmaktadır.

Bu çalışmadaki değişkenler için yatay kesit bağımlılığı sonucu elde edildiğinden bootstrap p-değeri sonuçları dikkate alınmıştır. İki model için eş bütünleşme testi sonuçları Tablo 4'te yer almaktadır. Tabloya göre eş bütünleşmenin var olduğunu belirten H_0 hipotezi her iki model için kabul edilmiştir. Bu sonuç, her iki modeldeki değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunduğu anlamına gelmektedir.

Tablo 4: Westerlund ve Edgerton Eş Bütünleşme Testi Sonuçları

Modeller	LM İstatistiği	Bootstrap P-Değeri
CF=f(CPI)	3,904	0,509
GDP=f(CPI)	5,837	0,483

Açıklama: Bootstrap sayısı 5000'dir

3.2.5. Genişletilmiş Ortalama Grup Tahmincisi

Seriler arasındaki eş bütünleşme ilişkisinin analizinden sonra katsayı tahmini analizine geçilmiştir. Katsayı analizi için Eberhardt ve Bond (2009) tarafından geliştirilen yatay kesitler arasındaki bağımlılığı dikkate alan Genişletilmiş Ortalama Grup (Augmented Mean Group-AMG) Tahmincisi kullanılmıştır. Bu yöntemde, tüm panel için genel bir sonuç elde edilirken, bireysel katsayılar ağırlıklandırılarak ortalama grup etkisi belirlenir (Göçer, 2013: 233). Eberhardt ve Bond aşağıdaki denklemler ile AMG tahmincisini elde etmektedir:

$$y_{it} = \beta_i' x_{it} + u_{it}; u_{it} = \alpha_i + \lambda_i' f_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$x_{mit} = \pi_{mi} + \delta_{mi}' g_{mt} + \rho_{1mi} f_{1mt} + \dots + \rho_{nmi} f_{nmt} + v_{mit} \quad (9)$$

$$f_t = \varphi' f_{t-1} + \varepsilon_{it} \text{ ve } g_t = \aleph' g_{t-1} + \omega_t \quad (10)$$

Burada, x terimleri gözlenen açıklayıcı faktörleri; α_i , gruplara özel sabit etkileri g_t ve f_t gözlenemeyen ortak faktörleri; λ_i ise ülkelere özgü faktör yüklerini ifade etmektedir. Tablo 1'de delta testi sonuçlarına göre her iki model için eğim

katsayıları heterojen olduğu sonucu elde edildiğinden, Tablo 5'te her bir ülke için ayrı ayrı eğim katsayıların tahmin edilerek raporlanmıştır:

Tablo 5: Ülkeler için Katsayı Tahminleri

Ülkeler	Model 1: CF=f(CPI)		Model 2: GDP=f(CPI)		Mundell-Tobin Etkisi
	Katsayı	P-değeri	Katsayı	P-değeri	
ABD	0,0503	0,804	0,1446	0,146	
Almanya	0,6127	0,006***	0,1495	0,200	
Avustralya	1,0917	0,000***	0,6040	0,000***	Geçerli
Avusturya	0,2845	0,011**	-0,1086	0,042**	
Belçika	0,3993	0,000***	0,0775	0,139	
Birleşik K.	0,1194	0,343	-0,2674	0,001***	
Çek Cum,	0,1657	0,267	-0,2915	0,001***	
Danimarka	-0,6180	0,003***	-0,3035	0,081*	
Estonya	-0,3637	0,122	-0,3095	0,037**	
Finlandiya	-0,5374	0,008***	-0,9020	0,000***	
Fransa	-0,0532	0,735	-0,2382	0,072*	
Güney Kore	0,8560	0,000***	0,8819	0,000***	Geçerli
Hollanda	-0,2630	0,251	0,0453	0,724	
İrlanda	-3,6752	0,000***	-1,5360	0,000***	
İspanya	-1,5021	0,000***	-0,0500	0,864	
İsrail	0,5124	0,300	0,0040	0,987	
İsveç	0,4550	0,003***	-0,0199	0,747	
İsviçre	0,1856	0,645	-0,2451	0,374	
İtalya	-1,067	0,018**	-0,3307	0,215	
İzlanda	-1,316	0,000***	-0,1493	0,000***	
Japonya	1,6254	0,000***	0,0141	0,917	
Kanada	0,1418	0,673	-0,0455	0,687	
Kolombiya	0,1979	0,684	-0,0431	0,017**	
Kosta Rika	0,4027	0,000***	0,1127	0,073*	Geçerli
Letonya	-0,7734	0,034**	-0,2295	0,214	
Litvanya	-0,1638	0,171	-0,0177	0,018**	
Lüksemburg	0,7928	0,002***	-0,0161	0,276	
Macaristan	-0,1764	0,193	-0,1109	0,071*	
Meksika	0,3679	0,009***	0,1628	0,002***	Geçerli
Norveç	0,3127	0,140	-0,0227	0,667	
Polonya	0,4672	0,035**	-0,0384	0,726	
Portekiz	-2,1776	0,000***	-0,0842	0,788	
Slovakya	-0,2345	0,196	-0,1352	0,310	
Slovenya	-0,0967	0,766	0,0868	0,289	
Şili	0,9992	0,007***	0,2252	0,204	
Türkiye	-0,1386	0,100	-0,1437	0,000***	
Yeni Zelanda	0,2328	0,047**	0,6764	0,002***	Geçerli
Yunanistan	0,7721	0,058*	-1,1011	0,250	
Tüm Panel	-0,0741	0,251	-0,0932	0,551	

Açıklamalar: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılığı ifade etmektedir.

Model 1 ve 2’de *cpi* değişkeninin katsayıları, Mundell-Tobin etkisinin ve neoklasik görüşün geçerliliğini değerlendirmek için kullanılmıştır. Bu katsayılar, istatistiksel olarak anlamlı pozitif olması durumunda Mundell-Tobin etkisinin geçerli olduğu kabul edilmektedir. Bu çalışmadan elde edilen temel sonuca göre, tüketici fiyatlarındaki artışın reel sabit sermaye oluşumu ve reel GSYH üzerindeki etkileri, ülkelere göre değişmektedir. Ülkelerin geneli için ortak bir bulgunun olmaması, ülkelerin kalkınma ve ekonomik göstergelerinin benzer olmaması bağlanabilir. Ayrıca, düşük veya yüksek enflasyonist süreçlerinde değişkenler arasındaki etkileşiminin yönü de farklılaşmaktadır. Analize konu edilen ülkeler özelinde elde edilen istatistiksel olarak anlamlı sonuçlar aşağıdaki gibi özetlenebilir:

- i. OECD ülkeleri için panel katsayıları, negatif olup, istatistiksel olarak anlamsızdır. Bu sonuç, Mundell-Tobin Etkisinin OECD’nin geneli için geçerli olmadığını göstermektedir. İncelenen dönem, analizi yöntemi ve ülke özelinde ayrıntılı sonuçlar değerlendirildiğinde, fiyat artışlarının reel sabit sermaye oluşumu ve reel GSYH üzerine etkilerinin her ülke için farklı olduğu sonucunu göstermektedir. Keating vd. (2021) ise OECD ülkelerinde belli bir eşik düzeyinin üzerinde enflasyonun ekonomik büyümeyi olumsuz etkilediği sonucunu elde etmişlerdir.
- ii. Tüketici fiyatlarındaki artışların hem reel sabit sermaye oluşumu hem de reel GSYH üzerinde pozitif etkiye sahip olduğu 5 ülke bulunmaktadır: Avustralya, Güney Kore, Kosta Rika, Meksika ve Yeni Zelanda. Bu ülkelerde Mundell-Tobin etkisinin geçerli olduğu kabul edilebilir. Bu ülkelerde enflasyonist süreç, firmaları yatırımlarını artırmaya teşvik ederek sermaye stokunun artmasına ve uzun vadede üretkenliğin yükselmesine katkıda bulunmaktadır.
- iii. Tüketici fiyatlarındaki artışların sadece reel sabit sermaye oluşumu üzerinde pozitif etkiye sahip olduğu 9 ülke bulunmaktadır: Almanya, Avusturya, Belçika, İsveç, Japonya, Lüksemburg, Polonya, Şili ve Yunanistan. Bu ülkelerde, tüketici fiyatlarındaki artışlar, uzun vadede reel sabit sermaye oluşumunu olumlu etkilemektedir.
- iv. Tüketici fiyatlarındaki artışların hem reel sabit sermaye oluşumu hem de reel GSYH üzerinde negatif etkiye sahip olduğu 4 ülke bulunmaktadır: Danimarka, Finlandiya, İrlanda ve İzlanda. Bu ülkelerde neo-klasik görüşün beklentilerinin geçerli olduğu görülmektedir. Bu ülkelerde enflasyonist süreç, belirsizlik yaratarak sermaye stokunu ve reel GSYH’yı olumsuz etkilemektedir.
- v. Tüketici fiyatlarındaki artışların sadece reel sabit sermaye oluşumu üzerinde negatif etkiye sahip olduğu 4 ülke bulunmaktadır: İspanya, İtalya, Letonya ve Portekiz. Bu ülkelerde enflasyonist süreç, belirsizlik yaratarak uzun vadede reel sabit sermaye oluşumunu olumsuz etkilemektedir.
- vi. Tüketici fiyatlarındaki artışların sadece reel GSYH üzerinde negatif etkiye sahip olduğu 9 ülke bulunmaktadır: Avusturya, Birleşik Krallık, Çek Cumhuriyeti, Estonya, Fransa, Kolombiya, Litvanya, Macaristan ve Türkiye. Bu ülkelerde enflasyonist süreç, belirsizlik yaratarak uzun vadede reel GSYH’yı olumsuz etkilemektedir.

vii. Tüketici fiyatlarındaki artışların ne reel sabit sermaye oluşumu ne de reel GSYH üzerinde pozitif veya negatif etkiye yol açmadığı 7 ülke bulunmaktadır: Hollanda, İsrail, İsviçre, Kanada, Norveç, Slovakya ve Slovenya. Bu ülkelerde enflasyonist sürecin, uzun vadede reel sabit sermaye oluşumu ve reel GSYH üzerinde anlamlı bir etkisi bulunmamaktadır.

viii. Türkiye özelinde ise enflasyon ile ekonomik büyüme için negatif ilişkinin olduğu sonucu elde edilmiştir. Dolayısıyla Mundell-Tobin Etkisi Türkiye için geçersiz olduğu söylenebilir. Benzer sonuç, Toker ve Gürel (2019), Yur vd. (2019), Yapraklı (2007) Terzi ve Oltular (2006) çalışmalarında da mevcuttur. Türkiye'nin ekonomisinde uzun süredir mücadele edilen enflasyon, uzun dönemli ekonomik büyümeyi sınırlamaktadır.

4. Sonuç

Enflasyon ülkelerin ekonomik istikrar ve refahlarına etki eden en önemli konulardan birisidir. Tüm ülkelerde ekonomik büyümenin fiyat istikrarı sağlanarak gerçekleştirilmesi iktisat politikalarının temel amaçlarındandır. Bu nedenle, enflasyon-büyüme ilişkisi iktisat yazınında oldukça yer almış ve iktisatçıların ilgi alanına girmiştir. Konu ile ilgili literatür değerlendirildiğinde, enflasyon ile ekonomik büyüme arasında negatif bir ilişkinin olduğu sonucuna ulaşan çalışmalar çoğunluktadır. Çalışmaların bir kısmında ise, enflasyonun belirli bir eşik değeri geçtiğinde ekonomik büyümeyi negatif etkilediğine vurgu yapılmaktadır.

Bu çalışmada enflasyonun ekonomik büyüme üzerine etkileri tartışılmış ve değişkenler arasındaki ilişkilere yönelik değerlendirmeler özetlenmiştir. Neo-Klasik görüş, enflasyonun ekonomik büyüme üzerinde negatif etkisini savunmaktayken; Mundell ve Tobin ise bu değişkenler arasındaki ilişkinin pozitif olabileceği görüşünü belirtmişlerdir. Bu durumu ise ekonomik bireylerin yükselen enflasyonu göz önüne alarak portföy tercihlerini değiştirebilmeleri ile açıklamışlardır. Mundell ve Tobin, enflasyonun tasarruf ve yatırım kararları üzerinden reel faiz oranlarını da düşürebileceğini öne sürmüşlerdir.

Çalışmada 1995-2023 yılları arasında 38 OECD ülkesi için Mundell-Tobin Etkisinin geçerli olup olmadığı analiz edilmiştir. Analizlerden 38 OECD ülkesi için Mundell-Tobin Etkisinin geçerli veya geçersiz olduğuna yönelik genel bir sonuca ulaşılamamıştır. Tüketici fiyatlarındaki artışın etkileri, ülkelere göre farklılık göstermektedir. Mundell-Tobin Etkisinin geçerliliği konusunda Avustralya, Güney Kore, Kosta Rika, Meksika ve Yeni Zelanda ülkeleri için kabul edilebilmektedir. Diğer ülkeler için Mundell-Tobin Etkisinin geçerliliğine yönelik anlamlı bulgular bulunmamaktadır.

Çalışmanın bulguları iktisat politikaları çerçevesinde değerlendirildiğinde Mundell-Tobin Etkisi veya Neo-Klasik görüşün geçerliliği, iktisat politikalarının tasarlanmasında önemli bir rehber olmaktadır. Bu nedenle sürdürülebilir ekonomik büyümeye yönelik iktisat politikaları, ülkelerin enflasyonist süreçleri göz önüne alınarak tasarlanmalı ve uygulanmalıdır. Mundell-Tobin Etkisinin geçerli olduğu ülkelere enflasyonist süreçler, özel sektör yatırımlarını ve ekonomik büyümeyi dışlamamaktadır. Bu ülkelerde ekonomik büyümeyi destekleyebilecek şeffaf ve

kurumsal reformlarla desteklenen iktisat politikası uygulamaları: Düşük ve kontrollü enflasyon sağlayan birbiriyle uyumlu para ve maliye politikaları uygulamaları, yatırımcı dostu ortamların ve finansal istikrarın oluşturulması, istihdamı artışı sağlayan yatırım teşvikleri, vb. sıralanabilir. Bu ülkelerde maliye politikaları, altyapı yatırımları ve ekonomideki sürükleyici sektörleri teşvik ederken; para politikaları ise düşük faiz oranları ile özel sektörü ve piyasaları destekleyebilir. Böylece düşük faiz oranları, yatırım teşvikleri ve vergi indirimi gibi uygulamalarla özel sektör, uzun vadeli ve üretim odaklı yatırımlara yönlendirilebilir. Diğer taraftan finansal piyasalarda istikrarı sağlayan ve koruyan düzenlemeler ile bireysel ve kurumsal yatırımcılar için, güvenli ve uzun vadeli yatırım ortamı oluşturulmalıdır.

Kaynaklar

- Ahmad, N., Joyia, U.T. S. (2012), “The Relationship Between Inflation And Economic Growth In Pakistan: An Econometric Approach”, *Asian Journal of Research in Business Economics and Management*, 2(9): 38-48.
- Artan, S. (2006), *Türkiye’de Enflasyon, Enflasyon Belirsizliği ve Büyüme*, Türkiye Ekonomi Kurumu 1, Ankara.
- Baltagi, B., Feng, Q., Kao, C. (2012), “A Lagrange Multiplier Test for Cross-Sectional Dependence in A Fixed Effects Panel Data Model”, *Journal of Econometrics*, 170(1): 164-177.
- Barro, R.J. (1995), *Inflation and Economic Growth*. NBER Working Paper 5326.
- Barro, R. J. (1997), *Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study*, Development Discussion Paper 579.
- Baumol, W. J. (1958), *Price Behavior, Stability, and Growth*, The Relationship of Prices to Economic Stability and Growth, Joint Committee Print.
- Bittencourt, M. (2011), “Evidence, Inflation and Economic Growth in Latin America: Some Panel Time-Series”, *Economic Modelling*, 29: 333–400.
- Breusch, T., Pagan, A. (1980), “The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics”, *The Review of Economic Studies*, 47(1): 239-253.
- Canbay, Ş., Kırca, M., Pirali, K. (2019), “Türkiye’de Enflasyonun İktisadi Büyüme Üzerindeki Etkileri”, *Uluslararası Yönetim, Ekonomi ve Politika Kongresi*, İstanbul, 155-162.
- De Gregorio, J. (1993), “Inflation, Taxation, and Long-run Growth”, *Journal of Monetary Economics*, 31(3): 271–298.
- Dinç, D. T. (2019), *Rusya Ekonomisinde Enflasyon-Ekonomik Büyüme İlişkisi: Granger Ve Toda-Yamamoto Nedensellik Analizleri*. Siyasi, Sosyal ve Kültürel Yönleriyle Türkiye ve Rusya, Berikan Yayınevi, Ankara.
- Eberhart M., Bond, S.R. (2009), *Cross-Sectional Dependence in Non-Stationary Panel Models: A Novel Estimator*, Nordic Econometric Meetings.

Erataş, F., Başçı Nur, H., Özçalık, M. (2013), “Feldstein-Horioka Bilmecesinin Gelişmiş Değerlendirilmesi: Panel Ülke Veri Ekonomileri Analizi”, *Çankırı Karatekin Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 3(2): 18-33.

Fisher, I. (1930), *The Theory of Interest: As Determined by Impatience to Spend Income and Opportunity to Invest*, Kelley Publishing, USA.

Gokal, V., Hanif, S. (2004), *Relationship between Inflation and Economic Growth*, Economics Department Reserve Bank of Fiji, 4.

Göçer, İ. (2013), “AR-GE Harcamalarının Yüksek Teknolojili Ürün İhracatı, Dış Ticaret Dengesi ve Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkileri”, *Maliye Dergisi*, 165: 215–240.

Karaca, O. (2003), “Türkiye’de Enflasyon-Büyüme İlişkisi: Zaman Serisi Analizi”, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 4(2): 247-255.

Keating, J. W., Smith, A. L., Valcarcel, V. J. (2021), “Testing Superneutrality when Money Growth is Endogenous”, *Unpublished Paper*.

Kumar, A., Kaushal, S. K. (2023), “Real Interest Rates-Inflation Relation in South Asian Countries”, *Asia Pacific Review*, 16: 1435-1449.

Mallik, G., Chowdhury, A. (2001), “Inflation and Economic Growth: Evidence from Four South Asian Countries”, *Asia-Pacific Development Journal*, 8(1):123-135.

Montes, F. A. (2013), *Análisis de la Relación Entre Inflación, Crecimiento Económico de Nicaragua Durante el Período 1961-2011*, Banco Central de Nicaragua.

Mundell, R. (1963), “Inflation and Real Interest”, *Journal of Political Economy*, 71(3): 280–283.

Mundell, R. A. (1965), “Growth, Stability, and Inflationary Finance”, *Journal of Political Economy*, 73(2): 97-109.

Pesaran, M. H., Yamagata, T. (2008), “Testing Slope Homogeneity in Large Panel”, *Journal of Econometrics*, 142(1): 50-93.

Pesaran, M. H., Ullah, A., Yamagata, T. (2008), “A Bias-Adjusted LM Test of Error Cross-Section Independence”, *The Econometrics Journal*, 11(1): 105-127.

Romer, C. (1996), *Inflation and The Growth Rate of Output*. NBER Working Paper 5575.

Sarel, M. (1996), *Nonlinear Effects of Inflation on Economic Growth*, International Monetary Fund Staff Papers, 43(1): 199-215.

Sekmen, T., Topuz, S. G. (2019), “Enflasyon ve Ekonomik Büyüme: Eşik Değer Analizi”, *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 19(2): 255-270.

Smith, L. V., Leybourne, S., Kim, T.H., Newbold, P. (2004), “More Powerful Panel Data Unit Root Tests with An Application to Mean Reversion in Real Exchange Rates”, *Journal of Applied Econometrics*, 19(2): 147-170.

- Solow, R. M. (1956), “A Contribution to the Theory of Economic Growth”, *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1): 65-94.
- Swan, T. W. (1956), “Economic Growth and Capital Accumulation”, *Economic Record*, 32(2): 334–361.
- Şahin, D. (2018), “Gelişmiş Ülkelerde Finansal Gelişme ve Gelir Eşitsizliği İlişkisi”, *Iğdır Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15: 299–322.
- Terzi, H., Oltulular, S. (2006), “Enflasyon-Büyüme Sürecinde Sabit Sermaye Yatırımları”, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 20(1): 1-18.
- Tobin, J. (1965), “Money and Economic Growth”, *Journal of Econometric Society*, 33(4): 671-684.
- Toker, K., Gürel, S. P. (2019), “Enflasyon- Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Ekonomisinde Mundell-Tobin Etkisinin Analizi”, *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (36): 335-348.
- Vinayagathan, T. (2013), “Inflation and Economic Growth: A Dynamic Panel Threshold Analysis for Asian Economies”, *Journal of Asian Economics*, 26: 31-41.
- Wai, U. T. (1959), *The Relation Between Inflation and Economic Development: A Statistical Inductive Study*, IMF Staff Papers, 7(2): 302-317.
- Westerlund, J., Edgerton, D. L. (2007), “A Panel Bootstrap Cointegration Test”, *Economics Letters*, 97(3): 185–190.
- Yapraklı, S. (2007), “Enflasyon ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Türkiye için Eş-Bütünleşme ve Nedensellik Analizi”, *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 10(2): 287-301.
- Yur, E., Ceylan, R., Çeviş, İ. (2019). *Mundell-Tobin Etkisinin Geçerliliğinin Sınanması: Türkiye Örneği*. II. International Conference on Empirical Economics and Social Science (ICEESS' 19): 1007-1023.