



BULLETIN OF ECONOMIC THEORY AND ANALYSIS

Journal homepage: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/beta>

Türkiye’de Phillips Eğrisinin Geçerliliği: MS-VAR Modeli Yaklaşımı

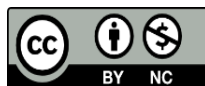
Burhan DURGUN  <https://orcid.org/0000-0001-7742-6059>

To cite this article: Durgun, B. (2025). Türkiye’de Phillips Eğrisinin geçerliliği: MS-VAR modeli yaklaşımı. *Bulletin of Economic Theory and Analysis*, 10(1), 363-394.

Received: 30 Dec 2024

Accepted: 6 Feb 2025

Published online: 28 Feb 2025



This manuscript is licensed under Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License ([CC BY NC](https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)).



©All right reserved



Bulletin of Economic Theory and Analysis

Volume 10, Issue 1, pp. 363-394, 2025

<https://dergipark.org.tr/tr/pub/beta>

Original Article / Araştırma Makalesi

Received / Alınma: 30.12.2024 Accepted / Kabul: 06.02.2025

Doi: <https://doi.org/10.25229/beta.1610392>

Türkiye’de Phillips Eğrisinin Geçerliliği: MS-VAR Modeli Yaklaşımı

Burhan DURGUN^a

^a Arş. Gör. Dr., Dicle Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Diyarbakır, TÜRKİYE

<https://orcid.org/0000-0001-7742-6059>

Öz

İşsizlik ve enflasyon oranlarından birinin veya ikisinin yüksek olması ekonominin istikrarsız olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla bu olguların kontrol altına alınabilmesi için aralarında bir ilişki olup olmadığı ve varsa ilişkinin şeklinin anlaşılması önem arz etmektedir. İşsizlikle enflasyon arasında bir değiş-tokuş olduğunu ileri süren Phillips hipotezi politika yapıcılar tarafından benimsenip uygulama alanı bulmuştur. Ancak literatürdeki çalışmalarda bu hipotezin geçerliliği konusunda bir fikir birliği bulunmamaktadır. Bu çalışmada Türkiye için işsizlik ile enflasyon arasındaki dinamik ilişkiler Markov rejim değişim modeli kullanılarak araştırılmıştır. İki rejimli modelin veri yapısına uygun olduğu belirlenmiş ve bu rejimler düşük istikrarsızlık ve yüksek istikrarsızlık dönemleri olarak adlandırılmıştır. MS-VAR modeli sonuçlarına göre düşük istikrarsızlık döneminde enflasyonla işsizlik arasında pozitif ve zayıf bir ilişki bulunmaktayken yüksek istikrarsızlık döneminde güçlü ve negatif bir ilişki bulunmaktadır. Doğrusal olmayan nedensellik testi işsizlikten enflasyona doğru bir nedensellik ilişkisinin olduğunu göstermiştir. Rejimlere bağlı nedensellik analizinde ise yüksek istikrarsızlık dönemlerinde işsizlikten enflasyona doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu sonuçlar ekonomide yüksek istikrarsızlık dönemlerinde Phillips eğrisinin geçerli olduğunu göstermektedir.

Anahtar Kelimeler

İşsizlik, Enflasyon, Phillips Eğrisi, MS-VAR Modeli

JEL Kodu

E24, E31, E63

İletişim Burhan DURGUN ✉ burhan.durgun@dicle.edu.tr Dicle Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Diyarbakır, TÜRKİYE

Atıf Durgun, B. (2025). Türkiye’de Phillips Eğrisinin geçerliliği: MS-VAR modeli yaklaşımı. *Bulletin of Economic Theory and Analysis*, 10(1), 363-394.



This manuscript is licensed under Creative Commons Attribution NonCommercial 4.0 International License ([CC BY NC](https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)).

Validity of the Phillips Curve in Türkiye: MS-VAR Model Approach

Abstract

In the context of economic analysis, the presence of high unemployment and inflation rates signifies an unstable economy. Consequently, it is imperative to ascertain the existence of a relationship between these phenomena and to determine the nature of the relationship, if any. The Phillips hypothesis, which posits a trade-off between unemployment and inflation, has been adopted and implemented by policymakers. However, there is a lack of consensus within the academic community regarding the validity of this hypothesis. This study utilizes the Markov regime-switching model to examine the dynamic relationship between unemployment and inflation in Türkiye. The analysis determines a two-regime model as being suitable for the data structure, with these regimes designated as low instability and high instability periods. The findings of the MS-VAR model reveal a positive and weak relationship between inflation and unemployment in the low instability period, while a strong and negative relationship is observed in the high instability period. The non-linear causality test indicates a unidirectional causality relationship from unemployment to inflation during periods of high instability. The regime-specific causality analysis suggests a unidirectional causality relationship from unemployment to inflation during periods of high instability, thereby validating the Phillips curve in such economic periods.

Keywords

Unemployment, Inflation, Phillips Curve, MS-VAR Model

JEL Classification

E24, E31, E63

1. Giriş

Bireyler genel olarak temel yaşam gereksinimlerini istihdam vasıtasıyla yerine getirmektedir. İstihdam ayrıca fiziksel ihtiyaçları karşılamaktan daha fazlasını sağlayabilmektedir. İstihdam edilenler kabiliyetlerini ilerletebilir, özgüvenini geliştirebilir ve başarı sağlayıp kendini gerçekleştirmede yeni imkanlar yaratabilir. İşsizlik ise kaygı ve depresyonu artırır, iş bulma çabalarının sonuçsuz kalması öz saygının azalmasına ve fiziksel sağlığın olumsuz yönde etkilenmesine yol açabilmektedir (Linn vd., 1985). Bir ülkede işsizliğin varlığı o ülkedeki insan sermayesinin aşınmasına, yoksulluğun yaygınlaşmasına ve gelir eşitsizliğinin artmasına, sosyal dışlanmaya, protestolara, suç oranlarının ve hastalıkların artmasına neden olabilmektedir. İşsizliğin yarattığı olumsuz ekonomik ve sosyal etkilerden dolayı büyüme hedeflenirken işsizliği azaltacak sağlıklı politikaların hayata geçirilmesi büyük önem taşımaktadır (Makaringe vd., 2018). İşsizlik, ülkelerin karşı karşıya olduğu en önemli sorunlardan biri olduğu için dünya çapında ekonomi politikalarının ana odak noktalarından biri haline gelmiştir.

İşsizliği kontrol altına alabilmek için öncelikle işsizliği arttıran olguları belirlemek gerekmektedir. İşsizliğin etkileşim içinde olduğu makroekonomik değişkenlerin belirlenmesi politika yapıcılara çeşitli seçenekler sunabilmektedir. İşsizliği azaltan olumlu güçlerin tespiti karar alıcılar için bir araç sağlarken, olumsuz güçler bir değiş-tokuş seçeneği sunmaktadır. Bu

tartışmaların sürdüğü yıllarda Phillips (1958) yaptığı çalışmada işsizlik oranı ile parasal ücretlerdeki değişim oranı arasında ters yönlü ilişki olduğunu ortaya koymuştur. Buna göre, iş faaliyetlerinin arttığı, emek talebinin arttığı ve işsizliğin azaldığı bir yılda, işverenler, ortalama işsizliğin aynı olduğu ancak emek talebinin artmadığı bir yıla göre emek için daha fazla ücret artışı teklifinde bulunacaklardır. Samuelson ve Solow (1960) ise işsizlik ile parasal ücretler arasındaki bu ilişkiyi, enflasyon oranıyla işsizlik oranı arasındaki ilişkiyi gösterecek şekilde dönüştürmüşlerdir. Dolayısıyla, enflasyon oranının, işsizlik oranı düşük olduğunda yükseleceğini, işsizlik oranı yüksek olduğunda ise enflasyon oranının düşeceğini ortaya koyarak bu dönüşümü gerçekleştirmişlerdir.

Phillips hipotezi, enflasyon ile işsizlik arasında istikrarlı bir ilişkinin bulunduğu 1960'lı yılların hâkim ekonomi anlayışının bir parçası olmaktaydı. İşsizlik ve enflasyon arasındaki ilişkiyi ortaya koyan Phillips eğrisinin politika yapıcılara seçim menüsü sağladığı düşünülmekteydi. Enflasyona bir miktar katlanmak pahasına işsizliği düşürmek mümkün olabilmekteydi. Calmfors ve Holmlund'a (2000) göre bu görüş zamanla geçerliliğini kaybetmiştir. Teorik ve ampirik kanıtlar, Phillips eğrisinin istikrarlı olduğu yönündeki görüşleri kabul etmemektedir. Uzun dönemde enflasyon ve işsizlik birbirinden bağımsız görünmektedir. Ancak kısa dönemde enflasyon ile işsizlik arasında bir değiş tokuş ilişkisi meydana geldiği görülmektedir. Dolayısıyla kısa dönemde negatif eğimli olan Phillips eğrisi uzun dönemde dikey görünmektedir.

Phillips eğrisi, makroekonominin merkezi bir bileşenidir. İşsizlik oranının bir fonksiyonu olarak enflasyon oranını belirleyen yapısal bir denklem sağlamaktadır. Politika üzerinde temel bir kısıtlama oluşturduğu için politika oluşturma açısından da merkezi bir öneme sahiptir. Phillips eğrisi, enflasyonu kontrol altına almayı amaçlayan sıkılaştırıcı para ve maliye politikalarının daha yüksek işsizlik oranlarına neden olabileceğini göstermektedir. Bu durum, politika yapıcılara düşük enflasyon oranlarına veya düşük işsizlik oranlarına öncelik verme konusunda bir seçim imkânı sunmaktadır. Enflasyonist baskıların güçlü olmadığı durumlarda ekonomik aktiviteyi hızlandırmak ve işsizliği azaltmak için politika alanı sağlamaktadır. Bununla birlikte, enflasyonist baskıların arttığı durumlarda bu değiş tokuşla ilgili tartışmalar yoğunlaşmaktadır. Çünkü enflasyonu aşağı çekebilmek için durgunluklar ve işsizlikte önemli artışların yaşanması gerekebilmektedir.

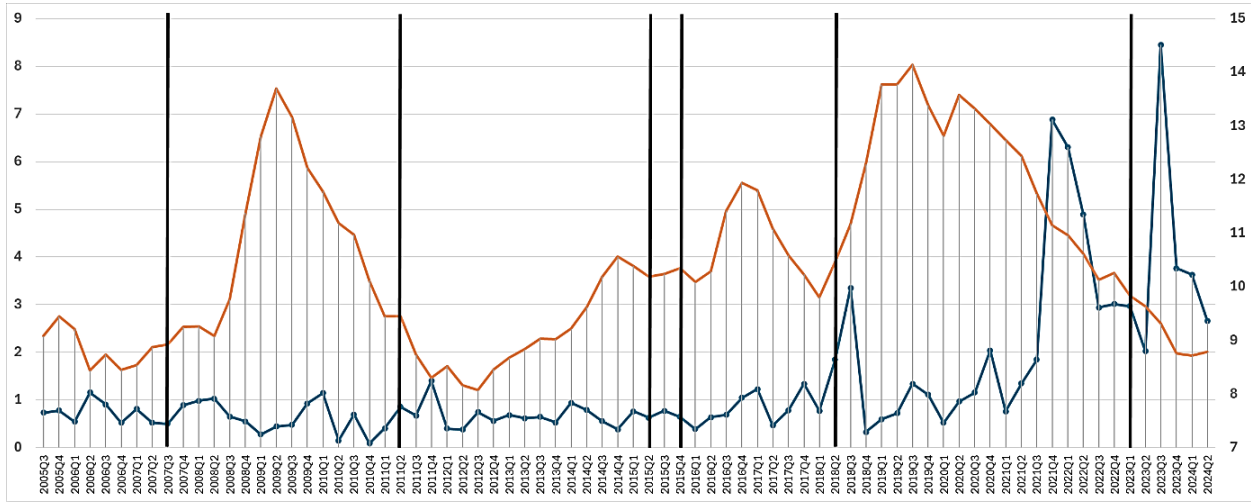
Politikacıların işsizlik ve enflasyonla ilgili görüşleri belli dönemlerde değişkenlik arz edebilmektedir. Bununla ilgili olarak kamu tercihi teorisi, iktidarların tekrar seçilebilmek için

uyguladığı seçim ekonomisi nedeniyle ekonomide meydana gelen dalgalanmaları gösteren politik konjonktürel hareketleri incelemektedir. Bu teori, siyasetçilerin oy maksimizasyonu peşinde koştuklarını varsaymakta ve ellerinde bulunan politika araçlarını kullanarak ekonomiyi politize ettiklerini savunmaktadır (Aktan ve Güdenoğlu, 2023). Nordhaus (1975) tarafından kaleme alınan “Politik konjonktür hareketleri (The political business cycle)” başlıklı makale, siyaset ve ekonomi arasındaki ilişkilerden kaynaklanan iktisadi dalgalanmaların incelendiği öncü çalışmalardan biridir. Söz konusu çalışma, kararların siyasi bir çerçeve içerisinde alındığı basit bir kamusal zamanlar arası tercih modelini araştırmaktadır.

Nordhaus (1975) makalesinde fırsatçı “politik iş döngüsü” fikrini formülize etmiş ve açıklığa kavuşturmuştur. Model, enflasyon ve işsizlik üzerinde sömürülebilir bir Phillips eğrisi ve seçimlerden hemen önce ekonominin performansına dayanarak oy kullanan miyop seçmenlerin olduğunu varsaymaktadır. Bu modele göre, politikacılar hızlı büyüme yaratmak ve işsizliği azaltmak için seçimlerden önce toplam talebi teşvik etmektedir. Bu politikaların enflasyonist sonuçları daha sonra seçim sonrası bir daralma ile ortadan kaldırılmaktadır (Alesina vd., 1993). İktisadi veriler seçmenlerin tercihlerini etkileyen önemli göstergelerdir. Yeniden seçilmeyi ve oy oranını artırmayı amaçlayan hükümetler, seçim döneminde oy miktarını artıracak genişletici politikalar izlemektedir. Seçim döneminde izlenen genişletici politikalar, düşük işsizliğin; seçimden sonraki dönemde ise yüksek enflasyonun ortaya çıkmasına yol açmaktadır. Sonuç olarak, seçim döneminde izlenen politikalar siyasetçileri işsizlik ve enflasyon arasında bir tercih yapmaya itmekte ve izlenen politikalardan konjonktürel dalgalanmalar ortaya çıkmaktadır.

Şekil 1’de Türkiye’de 2005-2024 dönemindeki genel seçim dönemleri dikkate alınarak işsizlik ve enflasyondaki eğilimler gösterilmektedir. Beş genel seçim ve bir erken seçimin yaşandığı dönemde (kalın siyah çizgiler) genel olarak seçim öncesinde enflasyonda artış ve işsizlikte düşüş eğilimi görülmektedir. Avrupa Birliği ile ilişkilerin olumlu ilerlediği, nispeten daha düşük enflasyon ve işsizlik oranlarını görüldüğü ve döviz kurlarının istikrarlı olduğu 22 Temmuz 2007 seçimi öncesinde istikrar bozucu seçim ekonomisi uygulanmasına gerek duyulmamıştır. Küresel finans krizinin etkilerinin azalmaya başladığı yıllarda 12 Eylül 2010 referandumunda istediği sonucu elde eden AK Parti hükümetinin uyguladığı politikalarla 12 Haziran 2011 seçimi öncesinde işsizlikte düşüşe enflasyonda nispeten artış eşlik etmiştir. 7 Haziran 2015 tarihinde gerçekleştirilen seçim öncesi düşük oranlarda da olsa işsizlikte düşüş-enflasyonda yükseliş görülmüştür. Hükümet kurulamadığı için 1 Kasım 2015 tarihinde tekrarlanan genel seçim

öncesinde ise kısa dönemli seçim sürecinde daha çok ulusal güvenlikle ilgili konular belirleyici olmuştur. 24 Haziran 2018 genel seçimleri öncesinde seçim ekonomisinin uygulandığı net olarak görülmektedir. Seçim öncesinde işsizlikteki düşüşle birlikte enflasyondaki artış eğilimi seçim sonrasında tersine dönmüştür. Aynı yılın Ağustos ayında yaşanan Rahip Brunson olayı nedeniyle ülke ekonomisine yönelik saldırılar kur şokuna neden olmuş ve maliyet itişli enflasyon yaratmıştır. 2023 yılının Mayıs ayında yapılan son genel seçimler öncesinde de uygulanan iktisadi gerçeklikten uzak genişletici para ve maliye politikaları işsizliği azaltıp 2000’li yılların en yüksek enflasyonunun yaşanmasına neden olmuştur. Seçim sonrasında maliye politikasına göre daha sıkı bir şekilde uygulanan para politikasının dezenflasyon sürecine katkısı sınırlı kalmıştır.



Şekil 1. Türkiye’de Seçim Dönemlerinde İşsizlik ve Enflasyon Eğilimleri, Kaynak: TÜİK

Phillips eğrisinin geçerliliğini Türkiye özelinde inceleyen bu çalışma da süregelen tartışmalara yeni bir katkı yapmak amacıyla kaleme alınmıştır. Bu konuyu ele alan önceki çalışmaların çoğunda analiz edilen dönem için tek bir sonuç veren yöntemler kullanılmıştır. Kantil bazlı veya zamanla değişen etkileri ortaya çıkaran analizler daha kapsamlı sonuçlar verebilse de dönemleri homojen olarak ele almaktadır. Ancak belli dönemlerdeki politika değişimlerinin etkisini inceleyen analizler uygulanan politikaların sonuçlarının değerlendirilmesi açısından faydalı bilgiler sunabilmektedir. Bu anlamda piyasa veya ekonomilerde istikrarsızlık veya yüksek oynaklık durumunda değişkenler arasındaki ilişkileri ortaya çıkaran rejim değişimi bazlı yöntemlerin katkısı daha değerli olabilmektedir. Bu çalışmada da işsizlik ve enflasyon arasındaki bağı farklı rejimler için test eden MS-VAR modeli kullanılmıştır. Türkiye özelinde yapılan çalışmalarda tek değişkene bağlı rejimleri baz alan MS-AR yönteminin kullanılması ve rejim

değişimini her iki değişkendeki değişikliklere göre belirleyen bir çalışmanın bulunmamasının yanında Türkiye’nin özellikle son yıllardaki yüksek enflasyon ve işsizlik oranları ve bu oranların oynaklığı mevcut çalışmanın şekillenmesinde motivasyon kaynağı olmuştur. Çalışmadaki bir başka farklılık ise işsizlikle enflasyon arasındaki nedensellik ilişkilerini de rejimlere bağlı olarak analiz etmesidir.

Çalışmanın izleyen kısımlarında ilk olarak konu ile ilgili literatüre yer verilmiştir. Daha sonra ampirik bölümde öncelikle veri ve yöntemler tanıtılmış ardından analiz bulguları yorumlanmıştır. Genel değerlendirmenin yapılab politik önerilerinin sunulduğu kısım ise sonuç bölümünü oluşturmaktadır.

2. Ampirik Literatür

Literatürde enflasyon ve işsizlik arasındaki teorik ve ampirik ilişkileri araştıran birçok çalışma olmasına rağmen bazı çalışmalar karşıt ve çelişkili sonuçlara ulaştığı için enflasyon ve işsizlik arasındaki ilişki tartışmaları devam etmektedir. Bu tartışmalar, A. W. Phillips’in (1958) önermelerinin geçerliliği çerçevesinde devam etmektedir. Bu bağlamda mevcut çalışmanın Türkiye’de Phillips eğrisine göre mevcut durumun ortaya konulmasına ve politika önerileri sunulmasına olanak sağlayacağı düşünülmektedir. Ampirik literatürde Phillips hipotezi üzerine yapılmış bazı çalışmalar aşağıda özetlenmiştir. Literatür özetlemesi uluslararası çalışmalar, Türkiye’yi ele alan çalışmalar ve Markov rejim değişim modellerini baz alan çalışmalara ayrı ayrı yer verilerek sınıflandırılmıştır.

9 OECD ülkesini inceleyen DiNardo ve Moore (1999), ortak bir Phillips eğrisini analiz etmek için 1970-1996 dönemindeki çeyreklik verilerden faydalanmışlardır. Panel veri analizinin kullanıldığı çalışmada, elde edilen bulgular ele alınan ülkelerde ortak bir Phillips eğrisinin varlığını doğrulamaktadır. Phillips eğrisinin 1970’ler, 1980’ler ve 1990’lar için aynı fonksiyonel formla tahmin edildiği çalışma, 1970’lerde Phillips eğrisinin ampirik olarak başarısız olmasını beklentilerin değişmesine ve en az onun kadar önemli olan arz şoklarına bağlamaktadır.

Furuoka (2007), 1973-2004 yıllarını kapsayan çalışmasında, Malezya’da enflasyon oranı ile işsizlik oranı arasındaki ilişkiyi ampirik olarak incelemiştir. Çalışma Malezya’da işsizlik oranı ile enflasyon oranı arasında uzun vadeli ve değiş-tokuş ilişkisinin ve aynı zamanda nedensel ilişkinin var olduğunu göstermektedir. Özetle çalışmada Malezya örneğinde Phillips eğrisinin varlığını destekleyen ampirik bir kanıt bulunmuştur.

Dritsaki ve Dritsaki (2013), 1980-2010 döneminde yıllık verilerden yararlanarak Yunanistan'da enflasyonla işsizlik arasındaki ilişkiyi ortaya koymaya çalışmışlardır. Bu amaçla Johansen eşbütünleşme testi ve Granger nedensellik testinden yararlanılmıştır. Sonuçlar, söz konusu dönemde Yunanistan'da enflasyonla işsizlik arasında uzun dönemli ve nedensel ilişkinin var olduğunu gösterirken, kısa dönemde enflasyon-işsizlik arasında bir bağın olmadığını göstermektedir.

Klasik Phillips eğrisi enflasyon ve işsizlik arasında negatif bir ilişki göstermektedir. Ancak bazı araştırmalar enflasyon ve işsizlik arasında zamansal pozitif ve negatif ilişkiler olduğunu ortaya koymuş ve bu durum Phillips eğrisinin eleştirilmesine yol açmıştır. Ho ve Iyke (2019) tarafından, 1999:M1-2017:M2 periyodunda aylık veriler kullanılarak 11 Avro Bölgesi ülkesi için hem kısa hem de uzun vadeli Phillips eğrileri tahmin edilmiştir. Doğrusallık varsayımıyla kısa ve uzun dönemde Phillips eğrisinin geçerli olduğu bulunmuştur. Ayrıca, eşik etkilerine dair kanıtlar bulunduğu için klasik Phillips eğrisindeki doğrusallık varsayımının çok güçlü olabileceği tespit edilmiştir. İşsizlikteki eşikler %5 ve %6.54 olarak bulunmuştur. İşsizlik %5'ten düşük olduğunda enflasyon ve işsizlik arasındaki ilişki negatif iken, işsizlik %5 ile %6.54 arasındayken ilişki pozitifte dönmekte ve %6.54'lük bir işsizlik oranı eşik aşıldığında enflasyon ve işsizlik arasındaki ilişki ilgisiz hale gelmektedir. Çalışmanın bulguları, Phillips eğrisindeki eşik etkilerinin önemini vurgulamıştır.

1991-2019 döneminde yıllık verilerin kullanıldığı çalışmada, Kırca ve Canbay (2020) tarafından Kırılgan Beşli ülkeler olarak adlandırılan ülkelerde enflasyon ve işsizlik arasındaki ilişkiler panel veri yöntemiyle analiz edilmiştir. Analiz sonuçlarına göre, Hindistan'da işsizlikten enflasyona doğru negatif ve Türkiye'de enflasyondan işsizliğe doğru negatif nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Diğer üç ülkede ise işsizlikle enflasyon arasında ilişki bulunamamıştır.

Korkmaz ve Abdullazade (2020), G6 ülkelerinde 2009–2017 döneminde yıllık verileri kullanmış ve enflasyondan işsizliğe doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulmuşlardır. Demez ve Polat (2021), 1997-2019 yılları arasında EAGLEs ülkelerinde enflasyon, işsizlik ve büyüme arasındaki nedensellik ilişkilerini değerlendirmişlerdir. Çeşitli ülkelerde büyüme değişkeninin işsizlik ve enflasyonla nedensel bağlantılarının tespit edildiği çalışmaya göre sadece Brezilya'da işsizliğin enflasyonun nedeni olduğu raporlanmıştır.

Popescu ve Diaconu (2022), G7 ülkelerinde yeni Keynesyen yaklaşımın uygulanmaya başladığı 1971 yılından 2020 yılına kadar olan dönemde Phillips eğrisinin geçerliliğini test etmişlerdir. Johansen yaklaşımının benimsendiği çalışmada kısa dönemde hipotezle uyumlu olarak enflasyon ve işsizlik arasında bir değiş-tokuşun bulunduğu fakat uzun dönemde hem enflasyonun hem de işsizliğin birlikte var olabileceği tespit edilmiştir.

Bükey ve Kalkan (2024), 1992:M1-2023:M4 döneminde Almanya’da işsizlik enflasyon bağlantısını Johansen eşbütünleşme ve Toda-Yamamoto nedensellik testiyle incelemişlerdir. Yazarlar Phillips eğrisinin önerdiği şekilde uzun ve kısa dönemde eşbütünleşme veya nedensellik ilişkisi tespit edememişlerdir.

2000-2022 periyodunda çeyreklik verilerin kullanıldığı çalışmada, El-Shagi ve Tochkov (2024), Çin’deki çıktı açığındaki değişikliklere enflasyonun verdiği tepkide bölgesel heterojenliğin varlığını panel veri yöntemiyle incelemişlerdir. Çalışmada bölgesel heterojenliğin varlığı, sabit etkiler ve ortalama grup tahmincisi karşılaştırılarak test edilmiştir. Elde edilen bulgular, enflasyonun illerdeki talep şoklarına duyarlılığına sanayi ve pazar ilerlemesinin payının önemli katkı sağladığına işaret etmektedir. Ayrıca, ulusal ve il düzeyindeki çıktı açıkları ile enflasyon oranları arasında nispeten düşük bir korelasyon olduğu tespit edilirken, bu durum bölgesel heterojenliğin TÜFE enflasyonunu hedefleyen üniter para politikasının etkinliği üzerinde olumsuz bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir.

Türkiye özelinde yapılan çalışmalarda çeşitli yaklaşımlarla işsizlik ile enflasyon ilişkisi irdelenmiştir. Literatürdeki bazı çalışmaların özeti yer almaktadır.

Kuştepelı (2005), Phillips eğrisinin geçerli olup olmadığını yıllık (1980-2001) ve altı aylık (1988:2-2003:1) veri seti kullanarak regresyon analizi yöntemiyle araştırmıştır. Sonuçlar, tüm spesifikasyonlar ve her iki veri seti için Phillips eğrisinin Türkiye’de geçerli olmadığını, yani enflasyon ve işsizlik arasında bir denge olmadığını göstermiştir. Regresyon analizinden elde edilen en önemli sonuç, enflasyon beklentilerinin cari dönemde işsizlik oranından ziyade enflasyon açısından anlamlı olmasıdır. Başka bir deyişle, sonuçlar Türkiye'nin enflasyon sorununu, ekonomideki enflasyon beklentilerini düşürmeyi amaçlayan uygun politikalarla çözmesi gerektiğini ima etmektedir. Bu durumda ekonomideki aktörlerin enflasyonu, enflasyon beklentilerini düşürmeyi amaçlayan uygun mali ve parasal politikalarla çözmeleri gerekmektedir.

Tabar ve Çetin (2016), 2003-2016 döneminde Phillips eğrisinin kısa ve uzun dönemde geçerli olup olmadığını araştırmışlardır. Yapılan araştırma sonucunda, Phillips eğrisinin hem kısa dönemde hem de uzun dönemde geçerli olmadığı tespit edilmiştir. 2005:M1-2018:M4 dönemindeki aylık verilerin kullanıldığı bir başka çalışmada Şahin (2019), işsizlik ve enflasyon arasındaki ilişkiyi zaman serisi yöntemleriyle sınamıştır. Test sonuçlarına göre, enflasyonla işsizlik arasında uzun dönemli ilişki tespit edilmiş ve bu iki değişken arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

1988-2017 döneminde Türkiye'yi ARDL yaklaşımıyla inceleyen Dereli (2019), hem kısa hem de uzun dönemde işsizlik ile enflasyon arasında ödünleşim olduğunu tespit etmiştir. Özer (2020), 2006:M1-2017:M12 döneminde işsizlik enflasyon bağlantısını Fourier tabanlı FADL eşbütünleşme testiyle araştırmıştır. Enflasyonun bağımlı değişken olduğu spesifikasyonda eşbütünleşik ilişkinin varlığı doğrulanmıştır. Uzun dönem esnekliğinde ise işsizlikteki artışın enflasyon oranını düşürdüğü yani Phillips hipoteziyle uyumlu olarak aralarında değiş-tokuş ilişkisinin bulunduğu tespit edilmiştir. Türkiye'yi inceleyen bir başka çalışmada Yıldırım ve Sarı (2021), 2005:M1-2020:M8 dönemine odaklanmıştır. Fourier Shin eşbütünleşme testi sonuçları işsizlik ve enflasyon arasında önceki çalışmadan farklı olarak uzun dönem ilişkisinin bulunmadığını göstermiştir.

Literatür taramasında son olarak Markov rejim değişim modellerinin baz alındığı çalışmalar incelenmiştir. Konunun Türkiye özelinde de değerlendirildiği çalışmalar aşağıda özetlenmiştir.

Vredin ve Warne (2000), üç ülkede (İsveç, Birleşik Krallık ve ABD) MS-VAR modelleriyle düşük enflasyon dönemlerinin yüksek veya düşük işsizlik oynaklığı ile ilişkili olup olmadığını incelemişlerdir. İki rejimli durumun dikkate alındığı çalışmadan elde edilen hem teorik hem de ampirik sonuçlar, merkez bankası "muhafazakarlığındaki" artışın işsizlikte daha yüksek veya daha düşük bir varyansla ilişkilendirilebileceğini göstermektedir. ABD'de düşük enflasyon rejiminde işsizlik varyansının yüksek enflasyon rejimine göre daha düşük olduğunu, İsveç ve İngiltere örneklerinde ise düşük enflasyon rejiminde işsizlik değişkenliğinin daha yüksek olduğunu göstermektedir.

Phillips eğrisi genellikle doğrusallık ve parametre sabitliği varsayımı altında tahmin edilmektedir. Ancak doğrusal enflasyon modellerini zayıf tahmin performansları nedeniyle eleştiren Demers (2003), Kanada'da doğrusallık ve sabitlik varsayımı iki farklı yöntem (Bai-Perron

ve üç rejimli Markov regresyon modeli (MS-AR)) kullanarak değerlendirme yapmıştır. Kullanılan her iki modelde de doğrusallık ve sabitlik varsayımı güçlü bir şekilde reddedilmiştir. Çalışma, düşük ve istikrarlı enflasyon durumunda uygulanan enflasyon hedeflemeli para politikası altında, çıktı-enflasyon ilişkisinin geçerli olmadığını ortaya koymaktadır. Başka bir deyişle, enflasyon beklentileri Kanada’da enflasyon hedefinin uygulanmasından bu yana sağlam bir şekilde sabitlenmiştir. Ayrıca, düşük enflasyon rejiminin ürettiği yenilikler ortalama olarak enflasyon beklentilerini kalıcı olarak etkilememektedir.

Önder (2009), Türkiye’de Phillips eğrisinin istikrarlı olup olmadığını ortaya koymak için 1987:M1-2004:M7 döneminde yapısal değişim ve Markov rejim modellerini kullanarak test etmiştir. Çalışmada elde edilen bulgular, Türkiye’de Phillips eğrisinin kararlı ve doğrusal olmadığını gösterirken, Şubat 2001’de yaşanan krizin yapısal değişmeye yol açtığına dair kanıtlara ulaşılmıştır. Markov rejim modeli, enflasyonun düşük olduğu dönemde Phillips eğrisinin varlığını desteklerken, yüksek enflasyon rejimi için istatistiksel anlamlılığın azaldığını göstermektedir. Türkiye’deki iki ekonomik krizin de dahil olduğu yüksek ve değişken dönem için modelin anlamsız olduğu görülmüştür.

Brezilya’yı inceleyen Nobrega vd. (2020), 2000:Q1-2016:Q4 dönemindeki ücret artışı-işsizlik dinamiklerini Markov rejim değişim modeliyle değerlendirmişlerdir. Çalışma bulguları, varyansın daha büyük olduğu ikinci rejimde Phillips hipotezinin geçerli olduğunu birinci rejimde ise geçerli olmadığını ortaya koymuştur. Ayrıca ücret artışının rejimler arasındaki değişkenliğinin tek sorumlusunun işsizlik oranı olduğu sonucuna varılmıştır.

Buthelezi (2023), Güney Afrika’nın 2008:Q1-2022:Q1 döneminde farklı işsizlik rejimlerinde Phillips eğrisinin geçerliliğini Markov rejim değişim dinamik regresyonu yaklaşımıyla test etmiştir. Yüksek işsizlik oranlarının yaşandığı Güney Afrika’da nispeten düşük işsizlik rejiminde (%25.55) enflasyon oranındaki %1’lik artışın işsizlikte %2.62’lik bir artışa yol açacağı; yüksek işsizlik rejiminde ise (%33.59) enflasyondaki %1’lik artışın işsizlikte %0.06’lık düşüşle sonuçlanacağı tespit edilmiştir. Özet olarak ciddi bir işsizlik sorunuyla boğuşan Güney Afrika’da işsizliğin yüksek olduğu dönemlerde Phillips eğrisinin geçerli olduğu bildirilmiştir.

İlhan (2024), Türkiye’de 2006:M1-2023:M9 dönemindeki aylık verileri kullanarak farklı enflasyon rejimlerinde enflasyonun belirleyicilerini Markov rejim değişim modeliyle (MS-AR) araştırmıştır. Döviz kuru, petrol fiyatları ve işsizliğin dahil edildiği modelde her iki rejimde de

Phillips eğrisinin geçerli olmadığı tespit edilmiştir. Ayrıca petrol fiyatları sadece düşük enflasyon döneminde enflasyonu artırırken döviz kuru her iki rejimde de enflasyonu arttırmaktadır.

Ampirik literatürdeki sonuçlar incelendiğinde Phillips eğrisinin geçerliliği ve şekli hakkında net bir fikir söylemek güçtür. Analiz edilen ülkelerin farklı ekonomik profillerde olması, ele alınan dönemlerin farklılaşması ve yine farklı yöntemlerin kullanılması dominant bir eğilimden bahsedilmesini güçleştirmektedir. Mevcut çalışma istikrarsızlığın sadece enflasyon veya sadece işsizlik değil her iki göstergenin yüksek olduğu durumlardan da kaynaklandığı varsayımı altında Phillips eğrisinin geçerliliğini araştırarak yeni bir katkı sunmaktadır.

3. Veri ve Yöntem

3.1. Veri

İşsizlik ile enflasyon arasındaki ilişkinin değerlendirildiği bu çalışmada açık kaynaklardan elde edilen ikincil veriler kullanılmıştır. 2005:Q1-2024:Q2 dönemini kapsayan veri seti TÜİK istatistiklerinden derlenerek oluşturulmuştur. Aylık değerlerde gözlenen aykırı değerlerin etkisini sınırlamak amacıyla Stock ve Watson (2008) ve Mutascu'nun (2019) çalışmalarını takip ederek çeyreklik ortalama veriler kullanılmıştır. Her iki değişken de TRAMO/SEAT yöntemiyle mevsimsellikten arındırılmıştır. Analizlerde işsizlik *unr* şeklinde enflasyon ise *cpi* şeklinde gösterilmektedir. Analizlerden önce bu analizlerde kullanılan yöntemlerin arka planı hakkında bilgi verilmiştir. İlk olarak serilerin doğrusallığı klasik doğrusal olmamayı test eden BDS (Brock, Dechert ve Scheinkman) testi ve Markov rejim değişim spesifik doğrusallık sınaması olan Di Sanzo (2009) testiyle sınanmıştır. Daha sonra serilerin durağanlık mertebesi hem doğrusal durumu dikkate alan ADF ve PP testi hem de doğrusal olmayan durumu dikkate alan LNV (Leybourne-Newbold-Vougas) testiyle tespit edilmiştir. MS-VAR modeliyle işsizlikle enflasyon arasındaki ilişkiler belirlendikten sonra Dicks-Panchenko ve MS-Granger nedensellik testleriyle nedensel bağlantılar irdelenmiştir.

3.2. Yöntem

3.2.1. Doğrusal Olmama Testleri

Doğrusal yapıdaki zaman serilerinin tahminlerinden elde edilen hataların ilişkisiz (korelasyonsuz) olduğu varsayılmaktayken bağımsız ve özdeş bir dağılıma (iid) tabi olması gerekmektedir. Ancak doğrusallık göstermeyen zaman serilerinde, tahminlerden elde edilen

hatalarla gözlemlenebilen zaman serileri arasında hem doğrusal dışı bir ilişkinin olduğu ileri sürülmekte hem de tahminlerden elde edilen hataların bağımsız, özdeş bir dağılıma (iid) uygunluk göstermelidir (Campbell vd., 1997). Doğrusal olmama durumu söz konusuysen doğrusal sınamaların tercih edilmesi spesifikasyon hatalarına yol açabilmektedir. Bundan dolayı serilerin doğrusal olup olmadığının tespit edilmesi gerekmektedir. BDS doğrusal olmama testi gölge değişken kullanarak hata terimleri üzerinden dağılımların benzeş olup olmadığını sınamaktadır. Durağanlık varsayımı geçerliysen kullanılabilen sınamanın modeli (1) numaralı denklem ile ifade edilmekteyken test istatistiği (2) numaralı denklemle hesaplanmaktadır (Brock vd., 1987: 203).

$$C_{m,n}(\epsilon) = \frac{1}{\binom{n}{2}} \sum_{1 \leq s < t \leq n} \chi_{\epsilon}(\|e_s^m - e_t^m\|) \quad (1)$$

$$V_{\epsilon} = \sqrt{n} \frac{C_{m,n}(\epsilon) - C_1(\epsilon)^m}{\sigma_m(\epsilon)} \quad (2)$$

Di Sanzo (2009) doğrusal olmama sınaması ise bootstrap tabanlı bir yaklaşıma sahip olup Markov rejim değişim özellikli spesifik bir doğrusal olmama testidir. Bu bağlamda sınama klasik LR test istatistiği yerine özel bir LR test istatistiği hesaplamakta ve bu hesaplama ile küçük örneklerde de iyi sonuçlar elde edebilmektedir. Sınama için öncelikle doğrusal model test edilerek boş hipotez altında standardize hatalar elde edilmektedir. Sonraki aşamada alternatif hipotez varsayımında Markov rejim değişim modeli tahmin edilerek LR test istatistiği (3) numaralı denklemle hesaplanmaktadır. Bu denklemde yer alan $\hat{\theta}$ Markov rejim değişim modelinin log-olabilirlik değerini ifade etmekteyken $\hat{\theta}_0$ doğrusal modelin log-olabilirlik değerini göstermektedir.

$$LR = 2[L(\hat{\theta}|\Omega_T) - L(\hat{\theta}_0|\Omega_T)] \quad (3)$$

Uygulama prosedüründe ilk olarak standardize hatalar kullanılarak bootstrap hatalar belirlenip bootstrap örneklem oluşturulur. Bootstrap örneklem için de LR^* test istatistiği hesaplanır. Sınama bootstrap temelli olduğu için bu hatalar ve örneklem bootstrap sayısınca tekrarlanarak

$$p_B = \frac{card(LR^* \geq LR)}{B}$$

şeklinde bootstrap p değeri elde edilir. (Di Sanzo, 2009:153-161).

3.2.2. Birim Kök Testleri

Kökleşmiş doğrusal birim kök testlerinden olan Genişletilmiş Dickey-Fuller sınaması yüksek mertebeden otoregresif süreçlerin olduğu durumlar için klasik Dickey ve Fuller’in (1979) testine bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri eklenerek geliştirilmiş bir yöntemdir. Phillips-Perron sınaması ise hata terimlerinin doğrudan otokorelasyonlu olduğunu varsaymakta ve ADF

sınaması ile kıyaslandığında hata terimleri açısından daha esnek işleyiş sergilemektedir (Phillips ve Perron, 1988: 338). Ancak her iki sınama da doğrusal yapıda olup doğrusal olmama durumu söz konusu olduğunda yeterli olmamaktadır. Doğrusal olmayan zaman serileri için doğrusal birim kök testlerine başvurulduğunda tahmin sonuçları durağan olmama yönünde çıkabilmekte ve yanıltıcı olabilmektedir. Yumuşak geçişli eşik değerli otoregresif model (STAR) tipi doğrusal olmayan birim kök testlerinden biri olan Leybourne-Newbold-Vougas (LNV) sınaması STAR tipi modellerden lojistik dağılım fonksiyonlu yumuşak geçişli eşik değerli otoregresif model (LSTAR) yapısına sahiptir. Genişletilmiş Dickey-Fuller test prosedürünü takip eden sınamanın trendsiz (Model A), trendli (Model B) ve lojistik formu trendle ilişkilendiren biçim (Model C) olmak üzere üç modeli bulunmaktadır (Leybourne vd., 1998: 84). Kritik değerler Leybourne vd.'nin (1998) çalışmasında yer almaktadır.

3.2.3. Markov Rejim Değişim Vektör Otoregresif (MS-VAR) Modeli

Klasik zaman serilerine dayanan modeller değişkenler arasında var olan ilişkilerin, rejimlerin (konjonktürel dalgalanmaların, krizlerin, savaşların vb.) değiştiği dönemlerde değişmeyerek aynı kaldığını varsaymaktadır. Bu varsayım dahilinde doğrusallık göstermeyen yapılara doğrusal modellerin kullanılması güvenilir olmayan yanlı sonuçların doğmasına yol açabilmektedir. Bu durumu önleyebilmek adına doğrusal olmayan modeller geliştirilmiştir. Bu modeller ortalamada ya da varyansta doğrusal olmama şeklindedir. Markov rejim değişim modelleri de bu bağlamda hem ortalamada hem de varyansta doğrusallık göstermeyen modeller olarak kabul edilmektedir (Durgun ve Temurlenk, 2021: 559).

Krolzig (1997) tarafından geliştirilen Markov Rejim Değişim Vektör Otoregresif (MS-VAR) Modeli, Hamilton'ın (1989) geliştirdiği ve tek değişkendeki durumlar için kullanılan MS-AR modelinin birden çok değişkendeki durumlar için uyarlanmış biçimidir. MS-VAR modeli, geçmişteki olaylardan bağımsız olarak işleyiş sergilemektedir. Model, içinde bulunulan andaki faaliyetlerin olasılıklarını dikkate alarak gelecekteki olasılıkları gözlemlenemeyen rassal değişkenlere göre tespit etmektedir. Markov geçiş olasılıklarına bağlı olarak işleyen sistemde rejimlerin adlandırılması model tahmininden elde edilen sabit terim ile standart hatalara bağlı olarak belirlenmektedir (Çevik vd., 2012: 140). Modelin tahmininde en çok benzerlik (maximum likelihood) yönteminden yararlanılmakta ve eş zamanlı olarak regresyon katsayıları ile geçiş

olasılıkları hesaplanmaktadır. Bu bağlamda ortalamaya göre MS-VAR modeli (4) numaralı denklemde; sabit terimli MS-VAR modeli ise (5) numaralı denklemde gösterilmektedir.

$$y_t - \mu(s_t) = A_1(s_t)[y_{t-1} - \mu(s_{t-1})] + \dots + A_p(s_t)[y_{t-p} - \mu(s_{t-p})] + u_t \quad (4)$$

$$y_t = v(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t \quad (5)$$

İfade edilen modeller için y_t gözlemlenen zaman serisini, $s_t \in \{1, \dots, M\}$ olmak üzere olası rejim sayısını, $A_i(s_t)$ farklı rejimlerdeki değişkenlerin gecikmeli değerlerinin katsayısını, $\mu(s_t)$ ortalamanın rejimlere bağlı olarak değişimini ve $v(s_t)$ ise rejimlere göre değişen (her bir rejimdeki) sabit terimi göstermektedir (Krolzig, 1997: 11; Krolzig, 2003: 5; Krolzig, 2006: 2). $p_{ij} = t-1$ döneminde i rejimindeyken, t döneminde j rejimine geçiş olasılığını göstermek üzere geçiş olasılıkları ile tanımlanan rejim üreten süreç (6) numaralı denklemdeki gibidir. (Hamilton, 1994: 678).

$$p_{ij} = Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \sum_{j=1}^M p_{ij} = 1 \quad (6)$$

Markov stokastik sürecinin M rejimli bir durum için geçiş olasılıklarının matrisi ise (7) numaralı denklemde gösterilmektedir (Krolzig, 1997: 5).

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \dots & p_{M1} \\ p_{12} & p_{22} & \dots & p_{M2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1M} & p_{2M} & \dots & p_{MM} \end{bmatrix} \quad (7)$$

3.2.4. Nedensellik Testleri

Klasik nedensellik sınamaları, yapısal değişimleri ya da konjonktürel dalgalanmalar gibi durumları dikkate almayıp vektör otoregresif (VAR) modele ait parametrelerin incelenen periyod boyunca sabit kaldığını varsaymaktadır. Ancak rejim değişimleri karşısında bu yaklaşım doğru nedensellik sonuçları verememektedir. Bu bağlamda Warne (2000) ve Psaradakis vd. (2005) vektör otoregresif modele bağlı parametrelerin incelenen dönem süresince değişebileceğini varsayarak Markov rejim değişim modeline bağlı olan Markov rejim değişim Granger nedensellik (MS-Granger) testini geliştirmişlerdir. Testin mevcut çalışmaya uyarlanmış modeli, (8) numaralı denklemde gösterilmektedir (Droumaguet, 2016: 804; Psaradakis vd., 2005: 669; Warne, 2000: 7).

$$\begin{bmatrix} cpi_t \\ unr_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} + \mu_{11}S_{1,t} \\ \mu_{20} + \mu_{21}S_{2,t} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^q \begin{bmatrix} \phi_{10}^{(k)} + \phi_{11}^{(k)}S_{1,t} & \lambda_1^{(k)}S_{1,t} \\ \lambda_2^{(k)}S_{2,t} & \phi_{20}^{(k)} + \phi_{21}^{(k)}S_{2,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} cpi_{t-k} \\ unr_{t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix} \quad (8)$$

Diks ve Panchenko'nun (2006) geliştirdiği nedensellik sınaması hem doğrusal hem de doğrusal olmayan zaman serilerine uygulanabilmekte olup Hiemstra ve Jones (1994) tarafından geliştirilmiş olan nedensellik sınamasına alternatif olarak türetilmiştir (Durgun, 2023: 61). Testin modeli, (9) numaralı denklemde gösterilmektedir (Diks ve Panchenko, 2006: 1656).

$$T_n(\varepsilon) = \frac{(n-1)}{n(n-2)} \sum_i \left(\hat{f}_{X,Y,Z}(X_i, Y_i, Z_i) \hat{f}_Y(Y_i) - \hat{f}_{X,Y}(X_i, Y_i) \hat{f}_{Y,Z}(Y_i, Z_i) \right) \quad (9)$$

4. Analiz Sonuçları

Ampirik kısımda ilk olarak serilere ait tanımlayıcı istatistiklere yer verilmiştir. Tablo 1'deki sonuçlara göre değişkenlere ait standart sapma değerleri birbirine yakındır. En yüksek işsizlik oranının %14.15 en düşük işsizlik oranının ise %8.07 olduğu dönemde doğal işsizlik oranı %10.41 civarındadır. Enflasyon oranlarında ise en yüksek değer 2023 yılının üçüncü çeyreğinde gözlenmiştir.

Tablo 1

Tanımlayıcı İstatistikler

	<i>cpi</i>	<i>unr</i>
Ortalama	1.3084	10.4145
Medyan	0.7679	10.1600
Maksimum Değer	8.4542	14.1454
Minimum Değer	0.0878	8.0713
Standart Sapma	1.5053	1.6519
Çarpıklık	2.8374	0.6513
Basıklık	11.5002	2.3243
Jarque-Bera	339.4915 (0.0000)	6.9992 (0.0302)

Durağanlık analizinden önce serilerin doğrusal olup olmadığının saptanması gerekmektedir. Tablo 2'deki BDS test sonuçlarına göre hem enflasyon hem de işsizlik için hesaplanan test istatistiği tüm boyutlarda anlamlı olduğundan her iki serinin de doğrusal olmadıkları belirlenmiştir. Markov rejim değişim spesifik doğrusallık sınaması olan Di Sanzo (2009) testine göre de hem enflasyon serisinin hem de işsizlik serisinin olasılık değeri %5'ten küçük olduğundan, verilerin doğrusal modele uygun olduğunu iddia eden sıfır hipotezi reddedilerek verilerin Markov rejim değişim modeline uygun olduğunu ileri süren alternatif hipotez kabul edilmiştir. BDS sınamasına ait test istatistikleri de dikkate alındığında serilerin doğrusal olmadığı sonucuna varılmaktadır.

Tablo 2

BDS ve Di Sanzo Doğrusal Olmama Testleri Sonuçları

Değişken	Boyut	BDS İstatistiği	Standart Hata	z-istatistiği	p Değeri	Di Sanzo p değeri
<i>cpi</i>	2	0.1294	0.0161	8.0255	0.0000	0.0325
	3	0.2049	0.0261	7.8617	0.0000	
	4	0.2431	0.0316	7.6962	0.0000	
	5	0.2617	0.0335	7.8045	0.0000	
	6	0.2811	0.0329	8.5320	0.0000	
<i>unr</i>	2	0.1505	0.0071	21.3421	0.0000	0.0000
	3	0.2408	0.0113	21.2769	0.0000	
	4	0.2899	0.0136	21.3118	0.0000	
	5	0.3132	0.0143	21.8815	0.0000	
	6	0.3164	0.0139	22.7007	0.0000	

Her ne kadar serilerin doğrusal olmadığı tespit edilmiş olsa da karşılaştırma yapmak bakımından öncelikle doğrusal birim kök testlerinin sonuçlarına bakılmıştır. Doğrusal birim kök testlerinin sonuçları Tablo 3’te yer almaktadır. Enflasyon değişkeninin seviye değerleri her üç modelde de durağanlığı işaret etmektedir. İşsizlik değişkeninin seviye değerlerinin ise birim kök barındırdığı ve durağan olmadığı görülmektedir. Her iki değişken de fark değerlerinde durağanlık sergilemektedir.

Tablo 3

ADF ve PP Birim Kök Testleri

ADF	Seviye		Birinci Fark	
Model	<i>cpi</i>	<i>unr</i>	<i>cpi</i>	<i>unr</i>
Sabitli	-3.9395***	-2.5224	-7.3243***	-5.0218***
Sabitli ve Trendli	-5.0927***	-2.5494	-4.5434***	-5.0104***
Sabitsiz ve Trendsiz	-1.7847*	-0.4926	-12.354***	-5.0546***
PP	Seviye		Birinci Fark	
Model	<i>cpi</i>	<i>unr</i>	<i>cpi</i>	<i>unr</i>
Sabitli	-3.9395***	-2.0743	-38.017***	-5.0607***
Sabitli ve Trendli	-5.0927***	-1.8922	-43.6984***	-5.0517***
Sabitsiz ve Trendsiz	-2.3724**	-0.3404	-25.1434***	-5.0931***

Not. *, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Doğrusal olmayan seriler için uygulanan LNV birim kök testi sonuçları Tablo 4’te verilmiştir. Test sonuçları incelendiğinde her iki seri için de tahminlerden elde edilen test istatistiklerinin kritik değerlerden küçük olduğu görülmektedir. Bu durumda hem işsizlik hem de enflasyon değişkeninin seviyesinde durağan olduğu sonucuna varılmaktadır.

Tablo 4

LNV Testi Sonuçları

Test İstatistiği	Model A	Model B	Model C
<i>cpi</i>	-7.8055	-6.7763	-8.4212
<i>unr</i>	-2.7934	-2.4745	-3.1630

Not. Kritik değerler %10, %5 ve %1 için sırasıyla -1.6140, -1.9451 ve -2.5953'tir.

Seviyesinde durağanlık şartını sağlayan seriler arasındaki ilişkiler MS-VAR modeliyle tahmin edilmiştir. Uygun modelin seçimi sırasında hem yakınsama sorununa neden olabildiğinden hem de geçiş olasılıkları matrisinin kararsız kalmasına yol açabilmesinden dolayı değişen ortalamaya sahip modeller dışlanarak sabitte değişen modeller tercih edilmiştir. Rejim sayısını belirlemek için iki ve üç rejimli modellerle tahminler yapılmış ve model seçim kriterleri kullanılarak gecikme uzunluğu LR test istatistiği ile hesaplanmıştır. Bu bağlamda Tablo 5'te verilen MSIAH(2)-VAR(2) modelinin klasik doğrusal VAR modeline kıyasla verileri daha iyi ifade ettiği belirlenmiştir. Doğrusal VAR modelinde geçiş olasılığı bulunmadığından direkt LR sınaması ile karşılaştırma yapılamamaktadır. Bundan dolayı Davies testine ait p (olasılık) değeri dikkate alınmaktadır. Bu sınamaya ait olasılık değeri de MSIAH(2)-VAR(2) modelinin veriyi daha iyi yansıttığını desteklemektedir (Durgun ve Temurlenk, 2021: 564).

Tablo 5

Tahmin Edilen Uygun Model

	MSIAH(2)-VAR(2)	Doğrusal VAR
Log-Like.	-89.6714	-162.8326
Akaike	3.0966	4.6272
Hannan-Quinn	3.4398	4.7865
Schwarz	3.9553	5.0259
LR	Linearity test: 146.3223	$\chi^2(13)=[0.0000]$ $\chi^2(15)=[0.0000]$
Davies p		DAVIES=[0.0000]

MSIAH(2)-VAR(2) modelinin katsayıları Tablo 6'da sunulmuştur. Tablodaki değerler incelendiğinde t-1 ve t-2 döneminde işsizlikte iken t döneminde enflasyonda bulunmaya ait katsayıların ikinci rejim için anlamlı olduğu görülmektedir. Bu durum işsizliğin gecikmeli değerlerinin enflasyonun gelecek değerleri hakkında bilgi verdiğini göstermektedir. Aynı zamanda aralarında işsizlikten enflasyona olmak üzere bir nedensellik ilişkisi olabileceğini de ima etmektedir. Ancak bunun netleştirilmesi için nedensellik testine başvurmak gerekmektedir. Serilerin sabit terimleri ile standart hataları dikkate alındığında ikinci rejime ait değerlerin hem

sabit terim için hem de standart hatalar için daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuçlar ışığında ikinci rejim ekonomik istikrarsızlığın yüksek olduğu dönem; birinci rejim ise ekonomik istikrarsızlığın düşük olduğu dönem şeklinde isimlendirilmiştir.

Tablo 6

Tahmin Edilen Uygun Modele Ait Katsayılar

Değişken	Rejim 1 (Ekonomik istikrarsızlığın düşük olduğu dönem)		Rejim 2 (Ekonomik istikrarsızlığın yüksek olduğu dönem)	
	cpi_t	unr_t	cpi_t	unr_t
	Sabit	-0.0590 (0.3036) [-0.1943]	1.1270 (0.2771) [4.0667]	5.6115 (5.1904) [1.0811]
cpi_{t-1}	0.3596 (0.0476) [7.5563]	-0.0573 (0.0400) [-1.4343]	0.4113 (0.3263) [1.2603]	-0.0963 (0.0752) [-1.2807]
cpi_{t-2}	0.2498 (0.0438) [5.6966]	0.0342 (0.0367) [0.9321]	0.8188 (0.6018) [1.3607]	-0.0579 (0.1410) [-0.4106]
unr_{t-1}	0.0054 (0.1019) [0.0527]	1.1752 (0.1105) [10.6355]	-2.1211 (0.9043) [-2.3455]	1.5360 (0.2175) [7.0627]
unr_{t-2}	0.0333 (0.1018) [0.3271]	-0.2943 (0.1045) [-2.8173]	1.7314 (0.7669) [2.2578]	-0.5998 (0.1821) [-3.2946]

Not. Parantez ve köşeli parantez içerisindeki değerler sırasıyla standart hataları ve t istatistiklerini göstermektedir.

MSIAH(2)-VAR(2) modelinin hata terimlerine ait sınamalarının bulunduğu Tablo 7’ye göre hata terimlerinde değişen varyans sorununun olmadığı ve serilerin normal dağılım sergilediği görülmektedir. %5 düzeyinde tespit edilen otokorelasyon sorunu veri yapısından kaynaklı olmaktadır. Test kesinliği en yüksek düzey olan %1 anlamlılık düzeyi baz alındığında otokorelasyon sorununun olmadığı sonucuna varılmaktadır.

Tablo 7

Tahmin Edilen Modelinin Hata Terimlerine ait Sınamalar

	Rejim 1		Rejim 2	
	cpi_t	unr_t	cpi_t	unr_t
Serilerin Standart Hatası	0.3735	0.3101	1.8074	0.4192
Normallik		χ^2 (4)	2.8356	[0.5857]
Otokorelasyon		χ^2 (24)	37.5714	[0.0383]

Değişen Varyans	χ^2 (24) 30.4587 [0.1700]
	F(24,174) 1.2256 [0.2257]
Değişen Varyans -X	χ^2 (42) 39.6887 [0.5729]
	F(42,160) 0.8670 [0.7000]

Not. Köşeli parantez içindeki değerler p (olasılık) değerlerini göstermektedir.

Tablo 8’de rejimlere göre işsizlikle enflasyon arasındaki korelasyonlar gösterilmektedir. Birinci rejimde (0.0641) değişkenler arasında zayıf ve aynı yönlü bir ilişki gözlemlenmişken ikinci rejimde (-0.9469) değişkenler arasında güçlü ve ters yönlü bir ilişki gözlemlenmiştir.

Tablo 8

Rejimlere Göre Değişkenler Arası Korelasyon

	Rejim 1		Rejim 2	
	CP	UN	CP	UN
CP	1.0000	0.0641	1.0000	-0.9469
UN	0.0641	1.0000	-0.9469	1.0000

MSIAH(2)-VAR(2) modelinin rejim geçiş olasılıkları ve rejimlerin ortalama kalıcılık süresinin bulunduğu Tablo 9’a göre serinin t döneminde birinci rejimdeyken t+1 dönemde tekrar birinci rejimde olma olasılığı %89.30, birinci rejimden ikinci rejime geçme olasılığı ise %10.64 olarak belirlenmiştir. t döneminde ikinci rejimdeyken t+1 döneminde tekrar ikinci rejimde olma olasılığı %43.57, ikinci rejimdeyken birinci rejime geçme olasılığı ise %56.43 olarak tahmin edilmiştir. Kalıcılık süreleri incelendiğinde birinci rejimin geçerli olduğu dönem 63 çeyrek iken serilerin birinci rejimde ortalama kalma süresi 9 çeyrek olarak belirlenmiştir. İkinci rejimin geçerli olduğu dönem ise 12 çeyrek olup serilerin ikinci rejimde ortalama kalma süresi yaklaşık 2 çeyrek olarak tespit edilmiştir.

Tablo 9

Geçiş Olasılıkları ve Ortalama Rejimde Kalma Süreleri

Geçiş Olasılıkları	Rejim 1	Rejim 2
Rejim 1	0.8936	0.1064
Rejim 2	0.5643	0.4357
Kalıcılık Süresi	Toplam Rejimde Kalma	Ortalama Rejimde Kalma
Rejim 1	63.6	9.40
Rejim 2	12.4	1.77

Şekil 2’de geçiş olasılıklarına göre Rejim 1 ve Rejim 2 dönemleri gösterilmektedir. Şekil 2 ile Şekil 1 birlikte incelendiğinde yüksek istikrarsızlığın ilk dönemlerde yüksek işsizlikten kaynaklı olduğu, daha sonra hem işsizlik hem de enflasyonun yüksek olmasından kaynaklandığı ve son dönemlerde ise yüksek enflasyonist eğilimden kaynaklı olduğu sonucuna varılmaktadır. Şekil 2 incelendiğinde ele alınan dönem için ikinci rejimin başladığı ilk dönem 2008 yılının sonlarına denk gelmektedir. 2008 yılının üçüncü çeyreğinde Ak Parti’nin kapatılması yönünde açılan davanın kapatılmaması şeklinde sonuçlanmış olması piyasalarda pozitif bir etki yaratmış olmasına rağmen dördüncü çeyrekte global krizin etkilerinin Türkiye’ye yansmasıyla işsizlikte artış görülmüştür. 2009 yılının üçüncü çeyreğine kadar bu rejimde devam etmiş sonrasında birinci rejime geçiş yapmıştır. Bu dönemde ekonomiyi canlandırmak amacıyla uygulamaya konulan tedbir paketleri faiz oranlarını düşürmüş ve işsizliği azaltmıştır. Özellikle krizin etkilerinin azalması, enflasyonun istikrarlı bir şekilde düşerek tek haneli rakamlara gerilemesi, piyasalardaki güven ortamının devam etmesi, 2011 yılında gerçekleşen genel seçim sonrası siyasi istikrarın korunması ve işsizlik oranlarının tek haneye düşmesi gibi durumlar ekonominin bu rejimde uzun süre kalmasında etkili olmuştur. 2016 yılının ikinci çeyreğine kadar birinci rejim devam etmiştir. 15 Temmuz 2016 tarihinde vuku bulan darbe girişimiyle borsada yaşanan etkili düşüş ve akabinde yaşanan politik belgisizlik ekonomiyi tedirgin etmiştir. İzleyen dönemde Fırat Kalkanı Harekatı’nın gerçekleşmesi ve ekonominin de daralmasıyla kısa süreliğine ikinci rejime geçiş yapan ekonomi 2017 yılının ilk çeyreğinde tekrar birinci rejime geçiş yapmıştır. 2018 yılının ikinci çeyreğine kadar bu rejimde kalmış sonrasında tekrar ikinci rejime geçiş olmuştur. Kredi derecelendirme kuruluşu Moody’s tarafınca Türkiye’nin kredi notunun düşürülmesi, genel ve Cumhurbaşkanlığı seçimlerinin gerçekleşmesi, ABD ile Çin arasında ticaret savaşının vuku bulması gibi olayların yanında daha büyük etki yaratan Rahip Brunson olayı nedeniyle çıkan gerginlik ekonomiyi etkileyerek kur şokuna neden olmuştur. Bu bağlamda enflasyonda ve faizde yaşanan artışlar ekonomik göstergelerde bozulmaya yol açmıştır. 2019 yılının ikinci çeyreğinde piyasalar tekrar birinci rejime geçiş yapmıştır. Bunda enflasyonun, faizin ve döviz kurlarının belirli ölçüde kontrolünün sağlanması, ekonomik güven endeksinde yaşanan pozitif gelişmeler ile bütçe açığındaki ılımlı toparlanma etkili olmuştur. 2019 yılının üçüncü çeyreğinden sonra rejim değişimleri arka arkaya yaşanmıştır. 2019 yılının üçüncü çeyreğinde ekonomi ikinci rejime geçmişken dördüncü çeyrekte tekrar birinci rejime geçiş yapmıştır. Rejimler arasındaki bu hızlı değişimde temmuz ayında

Merkez Bankası Başkanının değişmesi ve akabinde alınan agresif faiz kararları ile enflasyondaki istikrarlı gerileme etkili olmuştur.

11 Mart 2020 itibarıyla Covid19 vakalarının Türkiye’de de görülmesiyle 2020 yılının ikinci çeyreğinde tekrar ikinci rejime geçiş olmuşsa da bir çeyrek dönem sonra tekrar birinci rejime geçiş yapmıştır. Bu geçişte çoğu ülkeye göre kapanma politikasının daha gevşek bir şekilde uygulanması ve hükümetin pandemi kaynaklı ekonomik yükü hafifletmek amacıyla uyguladığı politikaların etkili olduğu düşünülmektedir. Ekonomi bir yıl bu rejimde kaldıktan sonra 2021 yılının üçüncü çeyreğinde tekrar ikinci rejime geçiş yapmıştır. Aşılama faaliyetlerinin artması, hem Türkiye de hem de dünyada artan taşımacılık faaliyetleri, buna bağlı olarak küresel anlamda yaşanan gıda fiyatlarındaki genel yükseliş, enerji fiyatlarındaki artış, ilk çeyrekte enflasyonist etkinin artmasıyla Merkez Bankası’nın faizi arttırması sonrasında ise politika değişikliğine gitmesi, enflasyon ve kur konusunda yaşanan sorunların etkisiyle üç çeyrek kadar bu rejimde kalmasına sebep olmuştur. 2022 yılının ikinci çeyreğinde ise tekrar birinci rejime geçiş olmuştur. Bu geçişi daha çok pandeminin ekonomik etkilerinin azalmaya başlamasıyla nispeten sağlıklı bir büyümenin yaşanmış olması etkilemiştir. 2023 yılının ikinci çeyreğinde ekonomi tekrar ikinci rejime geçmiş iki çeyrek sonra tekrar birinci rejime geçerek çalışmaya konu olan 2024 yılının ikinci çeyreğine kadar bu rejimde kalmıştır. Burada 6 Şubat tarihinde meydana gelen Kahramanmaraş depreminin yanında genel seçim öncesinde (2023 yılının ilk yarısı) genişleyen ve seçim sonrasındaki altı ayında ise kademeli bir şekilde sıkılaştıran para ve maliye politikaları ile yüksek enflasyon etkili olmuştur.





Şekil 2. MSIAH(2)-VAR(2) Modelinin Düzleştirilmiş Geçiş Olasılıklarına Göre Rejim 1 ve Rejim 2 Dönemleri

MS-VAR tahmininde ima edilen nedensel bağlantının netleştirilmesi için hem rejimlere bağlı olan MS-Granger nedensellik testine hem de doğrusal olmayan verilere de tatbik edilebilen Diks-Panchenko testine başvurulmuştur. Tablo 10’a göre hem birinci rejimde hem de ikinci rejimde enflasyondan işsizliğe doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmamaktayken ikinci rejimde %10 anlamlılık düzeyinde işsizlikten enflasyona doğru bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu sonuç, tahmin edilen modeldeki anlamlı katsayıların verdiği ön bilgi ile tutarlılık göstermektedir.

Tablo 10

MS-Granger Nedensellik Testi

Nedensellik Yönü	Rejim 1	Rejim 2	Karar
$cpi \rightarrow unr$	2.0786 [0.3537]	2.1489 [0.3415]	X
$unr \rightarrow cpi$	1.8271 [0.4011]	5.6849 [0.0583]	√

Not. Köşeli parantez içindeki değerler p (olasılık) değerlerini göstermektedir

Nedensel bağlantı aynı zamanda Diks-Panchenko yaklaşımı ile Granger nedensellik testiyle de araştırılmıştır. Tablo 11’deki sonuçlara göre %5 anlamlılık düzeyinde işsizlikten enflasyona doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Hem rejimlere bağlı nedensellik testinin verdiği sonuç hem de doğrusal olmayan nedensellik testinden elde edilen tahmin değerleri birbiriyle uyumlu görünmektedir.

Tablo 11

Diks-Panchenko Yaklaşımı ile Granger Nedensellik Testi

Nedensellik Yönü	Gecikme	t-İstatistiği	Olasılık	Karar
$cpi \rightarrow unr$	5	0.107	0.4575	X
$unr \rightarrow cpi$	5	1.832	0.0335	√

Çalışmanın bulguları arasında hem Phillips eğrisinin geçerli olduğu (Rejim 2) hem de geçerli olmadığı (Rejim 1) sonuçların olması çalışmayı önceki çalışmaların birçoğuyla benzeştirmektedir. Çalışmanın ana katkısı iki farklı sonucun hangi koşullarda geçerli olduğunu ortaya çıkarması olmuştur.

5. Sonuç

Bu çalışmada Türkiye’de 2005:Q1-2024:Q2 döneminde işsizlik ile enflasyon bağlantısının dinamikleri ele alınmıştır. Değişkenler arasındaki etkileşimlerin rejimlere bağlı olarak değerlendirilmesine olanak tanıyan MS-VAR modeli, ekonomik istikrarsızlığın yüksek ve düşük olduğu dönemlerde farklı sonuçlar sunmuştur. Ekonomik istikrarsızlıkların daha çok veri setinin ikinci yarısında yaşandığı tespit edilmiştir. Bulgular, düşük istikrarsızlık döneminde işsizlik ile enflasyon arasındaki bağlantının zayıf ve pozitif yönlü olduğunu göstermiştir. İstikrarsızlığın yüksek olduğu dönemlerde ise Phillips hipotezine uygun olarak enflasyon ile işsizlik arasında bir ödüneleşim bulunmaktadır. Negatif ve güçlü ilişki politika yapıcılara özellikle seçim dönemleri öncesinde faydalı bir bilgi sunmaktadır.

İşsizliğin enflasyona neden olması ancak enflasyondan işsizliğe bir nedenselliğin bulunmaması bulgusu karar alıcılar için kullanılabilir bir araç sağlamaktadır. Bu bağlamda ekonomi istikrarsız durumdayken toplam talebi kısım enflasyonu kontrol altına almada düşük istihdam kullanılabilir. Sıkılaştırıcı politikaların düşük gelirliler üzerindeki olumsuz etkilerini kontrol altına almak için de sosyal koruma politikalarıyla desteklenmesi gerekmektedir. Ayrıca kamu harcamalarında etkinliğin sağlanması ve tasarruf tedbirlerinin azami düzeyde uygulanmasıyla yaratılan kaynaklar dezavantajlı kesimin durumunu iyileştirmeye yöneltmelidir. Ancak gelir dağılımını düzenleyici girişimler yapısal açıdan uzun dönemde daha etkili olmaktadır.

Çalışmada özellikle son yıllarda ekonominin sıkça istikrarsız döneme geçiş yapması daha çok ekonomi yönetiminin politika değişikliğine gitmesi ve öngörülebilirliğin azalmasından

kaynaklanmaktadır. Ekonomiyle ilgili kurumların bağımsızlığının tartışmalı olması piyasa aktörlerinin ekonomi yönetiminin aldığı kararları içselleştirmesini engelleyebilmektedir. Bu durum uygulanan politikaların beklenen olumlu sonucunu geciktirmektedir. Özellikle merkez bankasının güvenilirliğinin arttırılması istihdamda daha az kayıp yaşayarak düşük enflasyon hedefinin tutturulmasını sağlayacaktır.

Hem iç hem de dış etkenlerden kaynaklı istikrarsızlıkların etkilerini azaltmak için öncelikle ekonominin şoklara karşı dirençli durmasını sağlayacak şekilde güçlendirilmesi gerekmektedir. Türkiye’de döviz kurundaki dalgalanmaların fiyat geçişkenliğinin yüksek olması nedeniyle yerli paranın değerini düşürebilecek politika ve girişimlerden uzak durulmalıdır. Bu anlamda faiz politikasındaki kararların ani sermaye çıkışlarına sebep olabilecek etkilerini minimize etmek için mali kural dahilinde uygulanması önem arz etmektedir. Döviz kurundaki hareketlerin yanında enerji piyasalarında yaşanan şoklar da enerjide ithal bağımlılığı yüksek olan Türkiye için enflasyonu tırmandırıcı etki yaratabilmektedir. Bu riskten korunmak için yerli ve temiz enerji kaynaklarına yatırımların arttırılması gerekmektedir. Üretim maliyetlerinin düşürülmesi için sübvansiyon veya teşvikler fayda sağlayabilmektedir. Özellikle küçük ve orta büyüklükteki işletmelere sağlanacak istihdam destekleri dezenflasyonist sürecin işsizlik sonucunu belli bir oranda hafifletebilecektir. Hammadde başta olmak üzere arz güvenliğini sağlamak da istikrarın tesisinde etkili olmaktadır. Bunun yanında fiyat ve ücret kontrolleri de kısa dönemli olarak başvurulabilecek araçlardır.

Toplam talebi yükseltebilecek düzensiz göç hareketlerinin kontrol altına alınması hem işsizliği hem de enflasyondaki yukarı yönlü eğilimi dizginleyebilecektir. Yüksek işsizliğin hem ekonomik hem de toplumsal açıdan olumsuz sonuçlarını kontrol altına almak için iş kayıpları azaltılmalıdır. Ayrıca yeni iş yaratımının yanında çağın ve dönüşen işgücü piyasasının ihtiyaçlarına cevap verebilecek yetenek kazandırma programları da aktif bir şekilde uygulanmalıdır. Kapsayıcı hayat boyu öğrenme programları, işbaşında eğitimler ve yaygın staj olanakları ülkenin yetenek havuzunu genişletip nitelikli istihdama katkıda bulunabilecektir.

Özellikle son iki genel seçim öncesinde uygulanan ve hem kamu maliyesi hem de para piyasası üzerinde derin olumsuz etkiler bırakan seçim ekonomisinin ilgili kurumlar güçlendirilerek sınırlandırılması gerekmektedir. Mali disiplinin sağlanmasıyla yurt içi kaynaklı makro ekonomik istikrarsızlıkların yaşanması ihtimali azaltılabilecektir.

Türkiye’de Phillips eğrisinin geçerliliğini farklı rejimlerde test ederek ilgili literatüre katkı yapan bu çalışmanın mevcut kısıtlarının gelecek çalışmalardaki farklı bakış açılarıyla giderilmesi beklenmektedir. Öncelikle devam eden yüksek enflasyonist sürecin, yaklaşan genel seçimlerin, artan jeopolitik risklerin ve yapay zeka devriminin dönüştürebileceği işgücü piyasasının muhtemel etkilerinin dahil edilebilmesi için çalışma gelecekte tekrarlanabilir. Çeyreklik veriler yerine aylık veya yıllık frekanslı veriler kullanılarak ilişkiler yeniden değerlendirilebilir. Dahası Türkiye ile benzer profildeki ülkeler başta olmak üzere farklı ülkelerin de analiz edilmesi karşılaştırma yapma olanağı sunacaktır. Metodolojik açıdan ilişkilerin daha fazla rejimde incelenmesi ve istikrarsızlık yaratan başka değişkenlerin modele eklenmesi ise konunun daha geniş perspektifte değerlendirilmesini sağlayacaktır.

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

Etik komite onayı ve/veya yasal/özel izin gerektirmeyen bu çalışma, araştırma ve yayın etiğine uygundur.

Araştırmacının Katkı Oranı Beyanı

Yazar makalenin tek yazarı olduğu için katkı oranı %100’dür.

Araştırmacının Çıkar Çatışması Beyanı

Bu çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması yoktur.

Kaynakça

- Aktan, C. C., & Güdenoğlu, E. (2023). Seçim ekonomisi ve politik konjonktür hareketleri teorisi. *Sosyal ve Beşeri Bilimler Dergisi*, 15(1), 36–64. <https://doi.org/10.55978/sobiadsbd.1235882>
- Alesina, A., Cohen, G. D., & Roubini, N. (1993). Electoral business cycle in industrial democracies. *European Journal of Political Economy*, 9(1), 1–23. [https://doi.org/10.1016/0176-2680\(93\)90027-R](https://doi.org/10.1016/0176-2680(93)90027-R)
- Brock, W. A., Dechert, W. D., & Scheinkman, J. A. (1987). *A test for independence based on the correlation dimension*. Department of Economics, University of Wisconsin at Madison; University of Houston; University of Chicago.
- Buthelezi, E. M. (2023). Impact of inflation in different states of unemployment: Evidence with the Phillips curve in South Africa from 2008 to 2022. *Economies*, 11(1), Article 29. <https://doi.org/10.3390/economies11010029>
- Bükey, A. M., & Kalkan, M. (2024). Unemployment-inflation relationship in Germany. *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu Dergisi*, 27(1), 106–118. <https://doi.org/10.29249/selcuksbmyd.1408903>
- Calmfors, L., & Holmlund, B. (2000). Unemployment and economic growth: A partial survey. *Swedish Economic Policy Review*, 7(1), 107–154.
- Demers, F. (2003). *The Canadian Phillips curve and regime shifting* (Working Paper No. 2003-32). Bank of Canada.
- Demez, S., & Polat, İ. H. (2021). The relationship between inflation, unemployment and growth: The case of EAGLEs countries. *Uluslararası Afro-Avrasya Araştırmaları Dergisi*, 6(12), 71–90.
- Dereli, D. D. (2019). The relationship between inflation and unemployment in Turkey: An ARDL bounds testing approach. *Kırklareli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8(2), 246–257.
- Di Sanzo, S. (2009). Testing for linearity in Markov switching models: A bootstrap approach. *Statistical Methods and Applications*, 18(2), 153–168. <https://doi.org/10.1007/s10260-007-0080-6>
- DiNardo, J., & Moore, M. P. (1999). *The Phillips curve is back? Using panel data to analyze the relationship between unemployment and inflation in an open economy* (NBER Working Paper No. 7328). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w7328>
- Dritsaki, C., & Dritsaki, M. (2013). Phillips curve inflation and unemployment: An empirical research for Greece. *International Journal of Computational Economics and Econometrics*, 3(1–2), 27–42.

- Droumaguet, M., Warne, A., & Woźniak, T. (2016). Granger causality and regime inference in Markov switching VAR models with Bayesian methods. *Journal of Applied Econometrics*, 32(4), 802–818. <https://doi.org/10.1002/jae.2531>
- Durgun, F. (2023). *Uygulamalı doğrusal olmayan zaman serileri analizi* (1st ed.). Özgür Yayınları. <https://doi.org/10.58830/ozgur.pub118>
- Durgun, F., & Temurlenk, M. (2021). Türkiye’de döviz ve hisse senedi getirileri arasındaki ilişki: MS-VAR yaklaşımı. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 35(2), 551–576. <https://doi.org/10.16951/atauniiibd.789496>
- El-Shagi, M., & Tochkov, K. (2024). Regional heterogeneity and the provincial Phillips curve in China. *Economic Analysis and Policy*, 81, 1036–1044. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2024.01.016>
- Furuoka, F. (2007). Does the “Phillips curve” really exist? New empirical evidence from Malaysia. *Economics Bulletin*, 5(16), 1–14. <http://economicsbulletin.vanderbilt.edu/2007/volume5/EB-07E20006A.pdf>
- Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57(2), 357–384. <https://doi.org/10.2307/1912559>
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*. Princeton University Press.
- Ho, S.-Y., & Iyke, B. N. (2019). Unemployment and inflation: Evidence of a nonlinear Phillips curve in the Eurozone. *The Journal of Developing Areas*, 53(4), 151–164. <https://www.jstor.org/stable/26598330>
- İlhan, A. (2024). Exploring inflation dynamics with the Phillips curve in Türkiye: Evidence from the Markov regime switching model. *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 25(2), 285–296. <https://doi.org/10.37880/cumuiibf.1427745>
- Kırca, M., & Canbay, Ş. (2020). Kırılgan beşli ülkeler için Phillips eğrisi analizi. *İktisadi İdari ve Siyasal Araştırmalar Dergisi*, 5(12), 130–140. <https://doi.org/10.25204/iktisad.717391>
- Korkmaz, S., & Abdullazade, M. (2020). The causal relationship between unemployment and inflation in G6 countries. *Advances in Economics and Business*, 8(5), 303–309. <https://doi.org/10.13189/aeb.2020.080505>
- Krolzig, H. M. (1997). *Markov switching vector autoregressions: Modelling, statistical inference and application to business cycle analysis*. Springer.
- Krolzig, H. M. (2003). *Constructing turning point chronologies with Markov-switching vector autoregressive models: The Euro-Zone business cycle*. Department of Economics and Nuffield College, University of Oxford.
- Krolzig, H. M. (2006). *Impulse-response analysis in Markov switching vector autoregressive models*. Economics Department, University of Kent.

- Kuştepelı, Y. (2005). A comprehensive short-run analysis of a (possible) Turkish Phillips curve. *Applied Economics*, 37(5), 581–591. <https://doi.org/10.1080/000368404200030749>
- Leybourne, S., Newbold, P., & Vougas, D. (1998). Unit roots and smooth transitions. *Journal of Time Series Analysis*, 19(1), 83–97. <https://doi.org/10.1111/1467-9892.00078>
- Linn, M. W., Sandifer, R., & Stein, S. (1985). Effects of unemployment on mental and physical health. *American Journal of Public Health*, 75(5), 502–506. <https://doi.org/10.2105/AJPH.75.5.502>
- Makarınge, S. C., & Khobai, H. (2018). *The effect of unemployment on economic growth in South Africa (1994–2016)*. <https://mpr.a.ub.uni-muenchen.de/85305/>
- Mutascu, M. (2019). Phillips curve in US: New insights in time and frequency. *Research in Economics*, 73(1), 85–96. <https://doi.org/10.1016/j.rie.2019.01.007>
- Nobrega, W. C. L., da Nóbrega Besarria, C., & de Oliveira, F. A. (2020). Unemployment rate and wage growth in Brazil: Evidence from a Markov-switching model. *Economia Aplicada*, 24(2), 171–194. <https://doi.org/10.11606/1980-5330/ea151926>
- Nordhaus, W. D. (1975). The political business cycle. *The Review of Economic Studies*, 42(2), 169–190. <https://doi.org/10.2307/2296528>
- Önder, A. Ö. (2009). The stability of the Turkish Phillips curve and alternative regime shifting models. *Applied Economics*, 41(20), 2597–2604. <https://doi.org/10.1080/00036840701222645>
- Özer, M. O. (2020). Türkiye’de enflasyon ve işsizlik oranları arasındaki uzun dönemli ilişkinin analizi: Phillips eğrisine Fourier yaklaşımı. *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (39), 179–192. <https://doi.org/10.30794/pausbed.560093>
- Phillips, A. W. (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861–1957. *Economica*, 25(100), 283–299. <https://www.jstor.org/stable/2550759>
- Popescu, C. C., & Diaconu, L. (2022). Inflation–unemployment dilemma: A cross-country analysis. *Scientific Annals of Economics and Business*, 69(3), 377–392. <https://doi.org/10.47743/saeb-2022-0012>
- Psaradakis, Z., Ravn, M., & Sola, M. (2005). Markov switching causality and money-output relationship. *Journal of Policy Modeling*, 20(5), 665–683.
- Samuelson, P. A., & Solow, R. M. (1960). Analytical aspects of anti-inflation policy. *The American Economic Review*, 50(2), 177–194. <https://www.jstor.org/stable/1815021>
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2008). *Phillips curve inflation forecasts* (NBER Working Paper No. 14322). National Bureau of Economic Research. <https://ssrn.com/abstract=1267553>

-
- Şahin, B. E. (2019). Türkiye’de enflasyon ve işsizlik arasındaki ilişkinin vektör hata düzeltme modeli ile analizi. *Mali Çözüm Dergisi*, 29(155), 63–75. <https://hdl.handle.net/11413/8109>
- Tabar, Ç., & Kırışkan Çetin, I. (2016). Türkiye ekonomisi özelinde Phillips eğrisi analizi. *Journal of Life Economics*, 3(4), 79–100. <https://doi.org/10.15637/jelecon.161>
- Vredin, A., & Warne, A. (2000). *Unemployment and inflation regimes* (Sveriges Riksbank Working Paper Series No. 107). Sveriges Riksbank. <https://hdl.handle.net/10419/82471>
- Warne, A. (2000). *Causality and regime inference in a Markov switching VAR* (Sveriges Riksbank Working Paper Series No. 118). Sveriges Riksbank. <https://hdl.handle.net/10419/82444>
- Yıldırım, S., & Sarı, S. (2021). Türkiye ekonomisinde Phillips eğrisinin geçerliliğinin analizi. *İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi*, 10(3), 2206–2226. <https://doi.org/10.15869/itobiad.874917>

EXTENDED ABSTRACT

Phillips (1958) demonstrated an inverse relationship between unemployment and wage growth. Samuelson and Solow (1960) transformed this relationship into one between inflation and unemployment, showing that inflation rises when unemployment is low and falls when unemployment is high. The Phillips curve indicates that contractionary monetary and fiscal policies aimed at controlling inflation may lead to higher unemployment rates. This presents policymakers with a trade-off, offering them the choice to prioritize either low inflation or low unemployment. In the absence of strong inflationary pressures, it provides room for policies to stimulate economic activity and reduce unemployment. However, when inflationary pressures intensify, debates surrounding this trade-off become more pronounced, as reducing inflation may require economic slowdowns and significant increases in unemployment.

This study, which examines the validity of the Phillips curve in the context of Türkiye, has been written with the aim of contributing to the ongoing debates. Most of the previous studies addressing this topic have employed methods that yield a single result for the analyzed period. However, analyses that investigate the effects of policy changes during specific periods can provide valuable insights for evaluating the outcomes of implemented policies. In this study, the MS-VAR model, which tests the relationship between unemployment and inflation across different regimes, has been utilized. In studies specific to Türkiye, the MS-AR method, which focuses on regime shifts based on changes in a single variable, has been predominantly used, and there is a lack of research that determines regime shifts based on changes in both variables. Additionally, Türkiye's high inflation and unemployment rates in recent years, along with the volatility of these rates, have served as a key motivation for shaping this study. Another difference in this study is that it also analyzes the causality relations between unemployment and inflation depending on the regimes.

In the literature, the relationship between inflation and unemployment is discussed through the theoretical framework proposed by A.W. Phillips in 1958. Studies analyzing this relationship in the literature present contradictory results for different countries and periods. In international studies, DiNardo and Moore (1999) confirm a common Phillips curve across 9 OECD countries, while Furuoka (2007) finds a long-run relationship between inflation and unemployment in Malaysia. Dritsaki and Dritsaki (2013) find no short-run relationship in Greece, but causality in the long run. Ho and Iyke (2019) argue that the relationship between inflation and unemployment

changes depending on unemployment thresholds in the Eurozone. In studies analyzing Türkiye, Kuştepe (2005) and Tabar and Çetin (2016) find that the Phillips curve is not valid, while Şahin (2019) and Dereli (2019) find a long-term relationship. Studies using Markov regime switching models have revealed that the relationship between inflation and unemployment varies in different regimes. Önder (2009) argues that the Phillips curve is valid in the low inflation regime in Türkiye, while it becomes invalid in the high inflation regime. Buthelezi (2023) finds that the Phillips curve is valid in the high unemployment regime in South Africa, while İlhan (2024) finds that it is not valid in both regimes in Türkiye. To summarize, the relationship between inflation and unemployment varies depending on the country, period and methodology analyzed. This study aims to contribute to the literature by examining the validity of the Phillips curve when both indicators are high in Türkiye.

The relationship between unemployment and inflation in Türkiye has been analyzed using Turkish Statistical Institute (TÜİK) data covering the period from 2005:Q1 to 2024:Q2. To mitigate the impact of outliers in monthly data, quarterly average data were preferred, and seasonality was adjusted using the TRAMO/SEATS method. For the unemployment (*unr*) and inflation (*cpi*) variables, nonlinearity was first examined using the BDS and Di Sanzo (2009) tests, while stationarity was assessed using the ADF, PP, and LNV tests. The MS-VAR model was employed to determine the relationship between unemployment and inflation, followed by an investigation of causal linkages using the Dicks-Panchenko and MS-Granger causality tests.

Nonlinearity tests have revealed that the variables are nonlinear. Traditional unit root tests indicate that the *cpi* variable is stationary at its level, while the *unr* variable is stationary at its first difference. According to the LNV test, both variables are stationary at their levels. The most suitable model for the MS-VAR analysis has been estimated as MSIAH(2)-VAR(2). In the two-regime model, the first regime represents periods of low economic instability, while the second regime represents periods of high economic instability. In the first regime, a low and positive correlation is observed, whereas in the second regime, a strong and negative correlation is found. The economy remained in the first regime for approximately 64 quarters and in the second regime for 12 quarters. In the causality analysis, the Diks-Panchenko approach implied unidirectional causality from unemployment to inflation, while the MS-Granger approach implied unidirectional causality from unemployment to inflation only in the second regime.

High instability initially stemmed from high unemployment, later from both high unemployment and inflation, and in recent periods, it has been driven by high inflation. In 2008, unemployment increased due to the global crisis, leading to a transition to the second regime. In 2009, implemented measures lowered interest rates, reduced unemployment, and returned the economy to the first regime. Political stability and declining inflation in 2011 allowed this regime to persist for an extended period. The coup attempt and political uncertainty in 2016 caused a brief shift to the second regime. In 2018, the downgrade of the credit rating, trade wars, and the Pastor Brunson crisis led to a currency shock and rising inflation. By 2019, inflation and interest rates were brought under control, returning the economy to the first regime. In 2020, the impact of Covid-19 prompted a shift to the second regime, but loose lockdown policies enabled a quick return to the first regime. In 2021, global inflation and rising energy prices caused another transition to the second regime. By 2022, as the effects of the pandemic subsided, the economy reverted to the first regime. In 2023, the earthquake and expansionary policies ahead of the elections led to another shift to the second regime. The economy remained in the first regime until 2024.

The fact that unemployment causes inflation but there is no causality from inflation to unemployment provides an important tool for policymakers. During periods of economic instability, low employment can be used to contain inflation by cutting aggregate demand. However, social protection measures and efficiency in public expenditures should be ensured to mitigate the adverse effects of tightening policies on low-income earners. The economic instability in Türkiye in recent years is due to policy changes and reduced predictability. The independence of institutions and the credibility of the central bank are critical to achieving inflation targets. To make the economy resilient to shocks, policies to minimize exchange rate fluctuations and investments in domestic energy resources should be increased. Moreover, support for small and medium-sized enterprises and employment programs can be effective in reducing unemployment. Controlling irregular migration movements can curb both unemployment and inflation. Training and internship programs should be expanded to increase skilled employment. Fiscal indiscipline during election periods should be limited by strengthening institutions. This study contributes to the literature by examining the validity of the Phillips curve in Türkiye in different regimes. In future studies, it is suggested to include factors such as ongoing high inflation, upcoming general elections, geopolitical risks and the effects of artificial intelligence on the labor market.