



Abrams Eğrisi Hipotezinde Cinsiyet ve Eğitimin Rolü: Türkiye Örneği

Nagihan Aksoy¹

Mehmet İvrendi²

Fatma Türken³

RESEARCH ARTICLE

Araştırma Makalesi

MAKALE BİLGİSİ

Gönderme: 28.04.2022

Düzeltilme : 02.06.2022

Kabul : 23.06.2022

Yayın : 29.12.2022

iThenticate benzerlik oranı: %7

JEL Kodu:

E24, H50, J16, J21, J64

Anahtar Kelimeler:

Abrams Eğrisi,
Cinsiyet, Eğitim

Ö Z

Kamu sektör hacmi ile işsizlik arasındaki pozitif ilişki literatürde Abrams Eğrisi Hipotezi olarak yer almaktadır. Abrams Eğrisi'nin geçerli olduğu bir ekonomide kamu hacminde meydana gelen bir artış beraberinde işsizlik oranını da artırmaktadır. Bu çalışmada 2009:Q1-2020:Q4 döneminde Abrams Eğrisi'nin Türkiye için geçerliliği Vektör Otoregresif (VAR) model ile incelenmiştir. Literatürden farklı olarak çalışmada Abrams Eğrisi'nin geçerliliği hem genel hem de kadın ve erkek işsizlik oranına göre ayrı ayrı incelenmiştir. Ayrıca kadın ve erkek işsizlik oranları da eğitim seviyelerine göre sınıflandırılıp tekrar analiz edilmiştir. Elde edilen bulgulardan ilki analiz döneminde Abrams Eğrisi'nin genel ve erkek işsizlik oranları için geçerli olduğu, fakat kadın işsizlik oranında geçerli olmadığı ya da marjinal bir etki yarattığı yönündedir.

Eğitim seviyesinin dikkate alındığı analiz bulguları ise Abrams Eğrisi'nin erkeklerde temel ve orta eğitimde, kadınlarda ise orta eğitim düzeyinde çok kısa bir dönemde geçerli olduğu yönündedir. Yani kamu harcamaları vasıfsız emek üzerinde (temel ve orta eğitim) etkili iken, vasıflı emek (gelişmiş eğitim) üzerinde etkili değildir. Bu sonuç ise kamu harcamalarının niteliksiz emeğe göre nitelikli emeğe daha az ihtiyaç duyması ile ilişkilendirilebilir.

Citation: Aksoy, N., İvrendi, M. & Türken, F. (2022). "Abrams Eğrisi Hipotezinde Cinsiyet ve Eğitimin Rolü: Türkiye Örneği". *International Journal of Public Finance*, 7(2), 487-508.

<https://doi.org/10.30927/ijpf.1110638>

¹ 100/2000 CoHE PhD Scholars, Pamukkale University, Department of Economics, Türkiye, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2407-0498>, nagihan_ksy@hotmail.com

² Prof. PhD., Pamukkale University, Department of Economics, Türkiye, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-5944-666X>, mivrendi@pau.edu.tr

³ Graduate Student, Pamukkale University, Department of Economics, Türkiye, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-8849-8936>, fturken18@posta.pau.edu.tr

The Role of Gender and Education in the Abrams Curve Hypothesis: The Case of Turkey

ARTICLE INFO

Submitted : 28.04.2022
Revised : 02.06.2022
Accepted : 23.06.2022
Available : 29.12.2022

iThenticate similarity
score: 7%

JEL Codes:

E24, H50, J16, J21,
J64

Keywords:

Abrams Curve, Gender,
Education

ABSTRACT

The positive relationship between the public sector volume and unemployment is known as the Abrams Curve Hypothesis. In an economy where the Abrams Curve is valid, an increase in the public sector also increases the unemployment rate. In this study, the validity of the Abrams Curve for Turkey in the 2009:Q1-2020:Q4 periods was examined together with the Vector Autoregressive (VAR) model. Unlike the literature, the validity of the Abrams Curve was examined in the study by taking general, male and female unemployment rates into consideration. In addition, female and male unemployment rates were also classified according to education levels and again analyzed. The first of the findings is that the Abrams Curve is valid for the general and male unemployment rates in the analysis period, but it is not valid for the female unemployment rate or has a marginal effect.

The analysis findings, in which the education level is taken into account, show that the Abrams Curve is valid for a very short period of time in basic and secondary education for men and at secondary education level for women. In other words, public expenditures are effective on unskilled labor (basic and secondary education), but not on skilled labor (advanced education). This result can be associated with the fact that public expenditures need qualified labor less than unskilled labor.

1. Giriş

İşsizlik tüm dünya ülkelerinin makroekonomik sorunları içerisinde yer almaktadır. İşsizliği etkileyen nüfus artışı, teknolojik gelişme, enflasyon ve faiz oranları gibi birçok faktör bulunmakla birlikte küreselleşen dünya koşullarında dış ülkelerde meydana gelen krizlerin yansımaları sadece krizin nüksettiği ülkede değil, aralarında kilometrelerce mesafe olan diğer ülkelerde de görülebilmektedir. Bunun örneklerinden biri 2008 yılının sonlarında ABD’de başlayan ve kısa sürede tüm dünya ülkelerini etkisi altına alan mortgage krizidir. Etkisini 2009 yılının başlarında net bir şekilde gösteren bu kriz Türkiye’nin emek piyasasında da olumsuz birtakım etkiler yaratmıştır. İktisadi faaliyetlerde daralma, talepte düşüş gibi etkenler dünya genelinde görülürken bu durum Türkiye’nin üretim yapısını da etkilemiş ve bazı kurumlarda işten çıkarmalar meydana gelmiştir (Altuntepe, 2009: 142). Uluslararası Çalışma Örgütü (ILO) rakamlarına göre 2008 yılının üçüncü çeyreğinde %9.1, dördüncü çeyreğinde %11.3 olan işsizlik oranı 2009 yılının ilk çeyreğinde %14.3’e yükselmiştir.

2008 küresel krizin ardından 2010 yılı sonlarında başlayan Arap Baharı sürecinde Suriye’de çıkan iç savaş Suriye halkının zorunlu göç hareketi başlatmasına neden olmuştur. Türkiye’nin konum itibarıyla Suriye’ye sınır ülke olması ve kültürel yakınlık gibi sebeplerde uyguladığı açık kapı politikası ile birçok Suriyeli’ye ev sahipliği etmiştir. Göç İdaresi Başkanlığı verilerine göre bugün sayıları 3.768. 716 ‘ya ulaşan

Suriyeli mülteciler ve bununla birlikte diğer sığınmacıların ucuz işgücü arzı oluşturarak işgücü piyasasına etki ettiği açıktır. Caprio & Wagner (2015) Suriyeli mültecilerin Türkiye'deki işgücü piyasasına etkilerini değerlendirmek için yaptıkları çalışmada mültecilerin işgücü piyasasında istihdamın yapısında değişiklikler yarattığını gözlemlemiştir. Özellikle sığınmacıların kayıt dışı sektörlerde ücretleri düşürdüğü, Türk işçilerin yerini alarak onları işinden ettiği, çoğunlukla kadınlar ile düşük eğitim seviyesine sahip kişilerin net bir şekilde yerinden edildiği tespit edilmiştir. Çalışma bulgularına göre kadın çalışanların, vasıfsız işçilerin ve kayıt dışı faaliyette bulunanların istihdamı düşerken erkeklerin kayıtlı istihdamında artış görülmüştür.

Suriye krizinin etkisi devam ederken 2018 yılında gelen döviz-borç krizi, ardından 2019 yılının sonlarında çıkan ve kısa sürede tüm dünyayı etkisi altına alan Covid-19 salgını işsizliği daha da artırmış ve bu durum bilimsel çalışmalarla da doğrulanmıştır. Murat & Aykaç (2020), çalışmasında Covid-19 salgınının işsizliği artırdığına dair kanıtlar sunmuştur. Kılınç (2021), OECD ülkelerinde Covid-19'un sebep olduğu ölümler artış gösterdikçe işsizlik oranlarının da yükseldiğini ve bu değişken arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu belirtmiştir. Erikli (2021) uluslararası kuruluş raporlarından ve mevcut ikincil verilerden yararlandığı çalışmasında işgücünden çıkma, istihdam kayıpları ve işsizlik oranının gençlerde daha yüksek olduğunu saptamıştır.

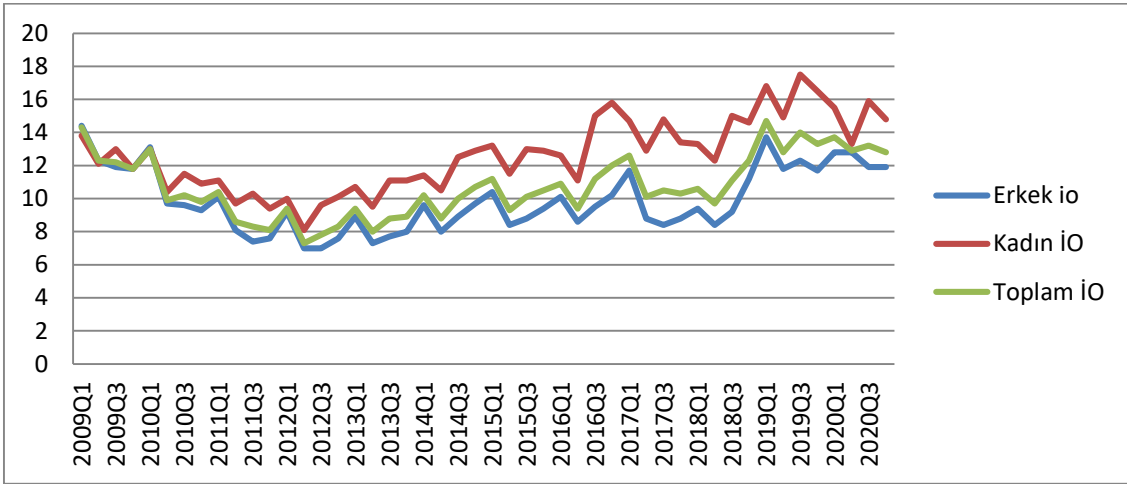
İç ve dış krizlere ek olarak Türkiye'de yaşanan siyasi ve iktisadi istikrarsızlık, kırdan kente göç, hem kamu hem özel sektörde yetersiz yatırım oranları, vasıfsız işgücü, teknolojik gelişmelerin hız kazanması ve nitelikli işgücünün yetersiz kalması, atıl kapasite oranları, faiz ve dış ticaret hadleri, girişimcilere gerekli olan eğitim, kredi ve örgütlenmenin yeterli düzeyde sağlanamaması vb. birçok unsur işsizlik oranını artırmakta ve işsizlik probleminin çözülmesini daha da zorlaştırmaktadır (Özdemir vd., 2006:92).

Tüm bu sayılan faktörlere ek olarak Abrams (1999) kamu sektör hacmindeki artışın işsizliğe neden olabileceğini ileri sürmüş ve kamu hacmi ile işsizlik arasındaki pozitif ilişki literatüre Abrams Eğrisi olarak geçmiştir. Çalışmasında Abrams (1999) kamu kesiminin sektör hacmi ile işsizlik arasında pozitif bir ilişkinin mümkün olabileceğine dair birkaç farklı neden sunmuştur. Birincisi, kamu hacminin büyük olması yüksek vergi oranları demektir. Vergi oranlarının yüksek olması ise bireylerin boş zamanı çalışmaya tercih etmesine ve iş arama sürelerinin uzamasına yol açarak işsizliği pozitif etkileyecektir. İkincisi, kamu hacminin büyük olması kamu sağlık sigortası, kazançlı işsizlik ödeneği vb. uygulamaları finanse etme ihtimalinin daha yüksek olması demektir. Bu durum işsizliğin maliyetini düşürecektir. Üçüncü gerekçe kamu hacminin büyük olduğu ekonomilerde işgücü piyasasını aksaklığa uğratacak çok fazla düzenlemelerin olma ihtimalinin yüksek olmasıdır. Son gerekçe ise kamu hacmi büyüklüğünün özel sektör yatırım harcamalarını dışlaması ve böylece özel sektör boyutunun küçülerek işsizliğin artması, yani dışlama etkisidir (Abrams, 1999: 396).

Yapısal veya konjonktürel birçok sebeple işsizlik Türkiye'nin hemen her dönemde önemli makroekonomik sorunlarının başında yer almış ve var olan işsizlik problemi çözüme kavuşmadan her geçen gün yeni işsizlerin işgücü piyasasında yer

alması bu problemin gittikçe daha ciddi boyutlar kazanma olasılığını attırmıştır. Grafik 1’de Türkiye ’deki işsizliğin son yıllarda bir ivme kazandığı açıkça görülmektedir. 2009 yılından 2012 yılının başlarına kadar negatif bir trend gösteren işsizlik oranı 2012 yılından sonra pozitif bir trende evrilmiştir. Grafikte dikkat çeken bir diğer unsur ise kadın ve erkek işsizlik oranı arasındaki farktır. 2009 yılında kadın ve erkek işsizlik oranı neredeyse birbirine eşit iken 2009’dan sonra cinsiyetler arası işsizlik farkı açılmaya başlamıştır. Bazı yıllar iki işsizlik oranı birbirine yakınsa da kadınların erkeklere oranla işsizlikte daha önde oldukları açıkça görülmektedir.

Grafik 1. Türkiye’de Toplam Ve Cinsiyetler Arası İşsizlik Oranları (2019-2020)



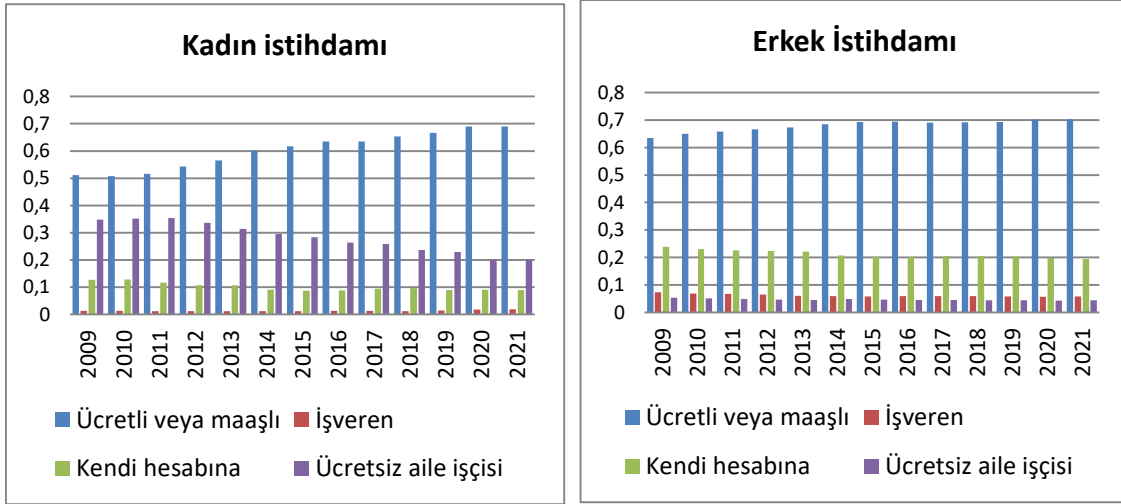
Kaynak: www.ILO.gov, (15.03.2022)

AB İstatistik Kurumu’nun (Eurostat) açıkladığı 2021 yılı verilerine göre Türkiye %12.1 işsizlik oranı ile Avrupa’daki 32 ülke içinde işsizlik oranının en yüksek olduğu 3. ülke olmuştur. Ancak AB ülkeleri ile kıyaslandığında bu sıralamanın yanıltıcı olma ihtimali vardır. Türkiye her ne kadar sanayi sektöründe gelişme gösterse de hala tarım toplumu olma özelliğini korumakta ve Türkiye’de tarım, gerek istihdam gerek ihracat açısından ulusal gelire yaptığı katkı ile önemini sürdürmektedir. TÜİK 2021 rakamlarına göre istihdamın sektörel dağılımına bakıldığında sanayi sektörünün payı %21.3 iken tarım %17.2 olarak gerçekleşmiştir. Kırsal kesim istihdamındaki bu görece yüksekliğe bağlı olarak ücretsiz aile işçisi statüsünde çalışanların sayısındaki fazlalık, işgücü piyasasına katılımdaki düşüklük, sosyal güvenceden faydalanmaksızın düşük verimle faaliyet gösterenlerin yoğunluğu gibi faktörler işsizlik oranlarının gelişmiş ülkelere kıyasla daha düşük düzeyde görünmesine neden olmaktadır (Eser & Terzi, 2008: 237). Bu noktada işgücüne katılanların istihdam edildikleri statülere göre dağılımları son derece önemli bir husus olarak karşımıza çıkmaktadır.

Grafik 3’te kadınların ve erkeklerin statülere göre istihdam edilme oranları yer almaktadır. Grafiklerde ilk dikkati çeken husus kadınların önemli bir kısmının ücretsiz aile işçisi statüsünde çalışıyor olmasıdır. 2009’dan 2013 yılına kadar kadınların %30’undan fazlası ücretsiz aile işçisi olacak çalışırken yıllar itibarıyla bu oran azalmış

ancak hala %20 gibi ciddi bir oranda seyretmeye devam etmektedir. Erkeklerde ise bu oran yalnızca %4 civarındadır. Kadınların en fazla istihdam edildikleri statüler sırasıyla ücretli veya maaşlı, ücretsiz aile işçisi, kendi hesabına ve işveren iken erkeklerde bu sıralama ücretli veya maaşlı, kendi hesabına, işveren ve ücretsiz aile işçisi olarak farklılık göstermektedir.

Grafik 2. Kadın ve Erkeklerin Statülere Göre İstihdam Edilme Oranları



Kaynak: TÜİK, (02.04.2022)

TÜİK rakamlarına göre 2009-2021 arası işgücüne katılma oranları erkeklerde %70 civarında dalgalanırken bu oran kadınlarda %30'lara düşmektedir. Dolayısıyla Türkiye nüfusunun yarısını oluşturan kadınların işgücüne katılma oranları erkeklerin yarısından bile daha az iken, bu kadınların önemli bir kısmının da ücretsiz aile işçisi olarak çalışması kadınların işgücü piyasasındaki konumunun görünenden daha vahim durumda olduğunun göstergesidir. Kadın ve erkeklerin işgücü kompozisyonunun da ki bu denli farklılıklar aslında uygulanacak olan istihdam politikalarında cinsiyetler arası ayırım yapılması gerekliliğini ortaya koymaktadır.

Çalışmada Sanayi ve Teknoloji Bakanlığı'nın web sitesinden derlenen çalışan kişi başına üretim verimliliği veri setinin yayınlanmaya başladığı tarih olan 2009:Q1 başlangıç dönemi olarak seçilmiş ve Uluslararası Çalışma Örgütü (ILO)'nden derlenen işsizlik oranları veri setinin yayınlandığı son tarih olan 2020:Q4 dönemi ile sonlandırılmıştır.

Çalışmada öncelikli olarak Abrams Eğrisi'nin Türkiye için geçerliliği cinsiyet temelinde incelenmiştir. Çalışmanın devamında işgücü piyasasına katılımı, istihdam olanağını ve istihdam edilecek işin niteliğini belirleyen en önemli unsur olan eğitim yine cinsiyet temelinde modele dahil edilmiştir. Burada amaç kamu hacmindeki genişlemenin kadın ve erkek işsizliğini ne yönde etkilediğini ve eğer etki var ise bu etkinin kadın ve erkeklerde hangi eğitim seviyesinde daha belirgin olduğunu ortaya

koymaktır. Çalışmadan elde edilen bulgular, işsizlikle mücadele politikalarında cinsiyet ayrımının ve cinsiyetler arası eğitim düzeylerinin önemi olup olmadığı ve politika yapıcılar tarafından dikkate alınıp alınmaması gerekliliği konusunda fikir verecektir.

Türkiye için yapılan çalışmalarda Aslan & Kula (2010), Abrams Eğrisi'nin geçerliliğini 2000:1-2007:3 dönemi için dört farklı eğitim düzeyine göre işsizlik oranları ile incelerken, Çelik & Erer (2021), Türkiye'nin 26 alt bölgesi için 2004-2019 döneminde kamu harcamaları ve işsizlik arasındaki ilişkiyi cinsiyete göre incelemiştir. Literatürden farklı olarak bu çalışmada hem Abrams Eğrisi hem cinsiyet hem de cinsiyetler arası eğitim düzeyine göre incelenmiştir. Bu yönüyle çalışmanın literatüre katkı yapması beklenmektedir.

2. Ampirik Literatür

Literatürde kamu harcamaları ile işsizlik arasındaki ilişkiyi inceleyen birçok çalışma mevcuttur. Bu çalışmalardan kamu sektör hacmi ve işsizlik arasındaki ilişki ampirik bir çalışma olarak ilk kez Abrams tarafından incelenmiştir. 1984-1993 yıllarında OECD ülkeleri için kamu sektör hacmi ve işsizlik oranı arasındaki ilişkiyi regresyon analizi ile inceleyen Abrams (1999), bu ilişkiye G-U eğrisi adını vermiş ve kamu hacmindeki artışın işsizliği de beraberinde artırdığı sonucuna ulaşmıştır.

1961 ve 1999 döneminde, 10 Avrupa ülkesi için kamu büyüklüğü ve işsizlik oranı arasındaki ilişkiyi araştıran Christopoulos & Tsionas (2002), VAR modeline dayalı nedensellik analizinde hükümet büyüklüğünden işsizlik oranına doğru tek taraflı bir nedensellik olduğu ve kamu büyüklüğünün işsizliği arttırdığı sonucuna ulaşmışlardır. Aynı şekilde 1961-1999 yıllarında Christopoulos, Loizides & Tsionas (2005), 10 Avrupa ülkesi verisini kullanarak, kamu hacmi ve işsizlik oranı arasındaki uzun dönem ilişkisini panel eş bütünleme analizi ile araştırmışlardır. Uzun dönemde kamu hacminden işsizlik oranına doğru tek taraflı nedensellik ilişkisi tespit etmişler ve hükümet hacmi ve işsizlik oranı arasında pozitif ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ulaşılan sonuçlar incelenen ülkeler için Abrams Eğrisi'nin geçerli olduğunu destekler niteliktedir. 1985-2002 yılları arasında 19 sanayi şehrini ele alarak kamu sektör büyüklüğü ve işsizlik oranı arasındaki ilişkiyi inceleyen Feldmann (2006), özellikle kadın ve vasıfsız işçiler başta olmak üzere uzun dönemde de işsizlik oranını olumsuz etkilediği sonucuna ulaşmış ve hem yüksek işsizliğe hem de büyük bir devlet sektörüne sahip ülkelerin işsizlikle mücadelesi için devlet sektörünün küçültülmesi gerektiğini öne sürmüştür. Benzer bir çalışmayı 58 gelişmekte olan ülke için 1980- 2003 dönemlerinin esas alarak gerçekleştiren Feldmann (2009) kamu sektör harcamalarının işsizliği artırdığını tekrar doğrulamış ve vergilerin uzun dönemde işsizliği artırıcı bir etken olduğunu belirtmiştir. Bir diğer çalışmada Feldmann (2010), 52 gelişmiş ülke için kamu hacminin işsizliği nasıl etkilediğini iki aşamalı regresyon analizi ile incelemiş ve ele alınan gelişmiş ülkelerde de kamu sektör hacmi ve işsizlik arasında pozitif bir ilişkinin varlığını göstermiştir.

20 OECD ülkesi için 1970-1999 yılları arasında kamu hacmi ve işsizlik oranı arasındaki ilişkiyi hata düzeltme modeli ile analiz eden Wang & Abrams (2011), kamu

hacmi arttıkça işsizlik oranının arttığı sonucuna ulaşmış ve bu artışın büyük çoğunluğunun transfer ve sübvansiyon harcamalarından kaynaklandığını belirtmişlerdir. Benzer şekilde 1990 ve 2017 yılları arasında kamu hacmi ve işsizlik arasındaki ilişkiyi 17 OECD ülkesi için panel eş bütünleşme testi ile inceleyen Aysu ve Gökmen (2011), kamu hacmi ve işsizlik oranı arasında pozitif bir ilişki olduğuna dair kanıtlar sunmuştur. Keyifli & Akdede (2017), 1990-2015 yıllarını kapsayan 81 ülke için politik, ekonomik ve demografik değişkenler ile devlet hacmi arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Bulgular gelir dağılımında dengesizlik, nüfusta ve kişi başına düşen gelirdeki bir artış ya da devletin federal yapıda olması devlet hacmini azaltıcı, demokrasi, siyasi ve dini ayrışmaların ise devlet hacmini artırıcı nitelikte olduğu yönündedir.

1980-2015 yıllarında sekiz büyük gelişmekte olan piyasa ekonomileri için devlet büyüklüğü, işsizlik ve enflasyon arasındaki nedenselliği inceleyen Afonso, Şen & Kaya (2018), devlet büyüklüğünün işsizlik ve enflasyon ile pozitif ilişkili olduğunu saptamıştır. Bir diğer çalışmada Şen & Kaya (2019), Türkiye için farklı kamu hacmi büyüklüklerini baz alarak ekonomik büyümeyi maksimize eden optimal kamu büyüklüğünü araştırmıştır. Bulgular, devletin tüketim harcamalarının optimum düzeyin üzerinde yatırımlarının ise optimum düzeyin altında olduğu yönündedir. Bu sonuçlara istinaden ekonomik büyümeyi hızlandırmak için yatırımların artırılıp tüketim harcamalarının ise düşürülmesi gerektiği belirtilmiştir. Vergi gelirleri kullanılarak gerçekleştirilen incelemede ise 2006-2016 döneminde optimal vergi gelirlerinin optimal kamu hacminin üzerinde olduğu ve bu durumda ekonomik büyümeyi olumsuz etkilediği saptanmıştır. Çözüm önerisi olarak ise bilhassa dolaylı vergi yükünün azaltılması gerekliliği sunulmuştur. Keyifli & Akdede (2020), 61 ülke için 1990-2015 yıllarında ekonomik ve politik değişkenlerin devletin büyüklüğünü nasıl etkilediğini En Küçük Kareler Yöntemi ve İki Aşamalı En Küçük Kareler Yöntemi ile incelemişlerdir. Analiz sonucuna göre politik kutuplaşmanın yüksekliği devletin ekonomik büyüklüğünün azalmasına yol açmaktadır. Bunun yanı sıra etnik çeşitlilik, siyasi ayrışma gibi demografik ve politik unsurların devletin ekonomik büyüklüğü üzerinde önemli bir yere sahip olduğu vurgulanmıştır. Nepram, Singh & Jaman (2021), 1993-94, 1999-00, 2004-05, 2009-10, 2011-12 ve 2017-18. yılları için Hindistan'da yapmış oldukları panel veri analizinde kamu büyüklüğü ve işsizlik arasındaki ilişkiyi incelemiş ve kamu sektör büyüklüğü arttığında işsizlik oranında da bir artış olduğu sonucuna varmışlardır.

Literatürde Abrams Eğrisi'nin geçerli olduğunu saptayan çalışmaların aksine kamu hacminin işsizlik oranını azalttığını yani Abrams eğrisinin geçerli olmadığını ortaya koyan çalışmalarda mevcuttur. 1977 ve 2006 yılları için Mahdavi & Alanis (2013) 50 eyalet ve yerel hükümet için kamu harcamaları ve işsizlik arasındaki ilişkiyi panel eş bütünleşme analizi ile incelemişlerdir. Analiz sonucunda kamu harcamalarının işsizlik oranını azalttığı sonucuna ulaşmışlardır. Benzer şekilde 20 OECD ülkesi için 1980-2007 yılları arasında Holden & Sparrman (2018) kamu satın alımlarının işsizliği nasıl etkilediğini analiz etmiş ve sonucunda kamu harcamaları arttığında işsizlik oranında azalma meydana geldiğini gözlemlemişlerdir.

Abrams eğrisini Türkiye için inceleyen çalışmalara bakıldığında en eskilerinden biri Aslan & Kula (2010) tarafından 2000:1-2007:3 dönemi için gerçekleştirilmiştir. Kamu sektör büyüklüğü ve dört farklı eğitim düzeyine göre işsizlik oranları arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını gözlemleyen Aslan ve Kula bu ilişkinin Abrams hipotezinin aksine negatif yönlü olduğunu saptamıştır. Vektör hata düzeltme modeline (VECM) dayalı Granger nedensellik testi sonuçlarında ise kamu sektör hacminden genel lise ile lise dengi meslek okul mezunu işsizlik oranına doğru tek taraflı, ortaokul-dengi meslek okul ve yüksekokul- fakülte mezunu işsizlik oranlarına doğru ise çift taraflı bir nedensellik ilişkisi olduğu gözlemlenmiştir. Türkiye için kamu harcamaları ile işsizlik arasındaki ilişkiyi kamu harcama bileşenlerine (transfer, cari ve yatırım harcamaları) ayırarak inceleyen Kanca & Bayrak (2015), ele aldığı 1980-2013 dönemde cari harcamalar ve yatırım harcamaları ile işsizlik oranı arasında ters yönlü bir ilişki, transfer harcamaları ile işsizlik arasında ise karşılıklı nedensellik ilişkisi tespit etmiştir. Kamu sektör hacmi ile işsizlik arasındaki ilişkiyi 2002:1-2014:4 dönemlerinde Türkiye için inceleyen Durkaya & Ceylan (2016), uzun vadede kamu hacmi ile işsizlik arasında ters yönlü bir ilişki, kısa vadede ise işsizlikten kamu hacmine doğru tek taraflı bir nedensellik olduğuna dair kanıtlar sunmuştur. 1988-2006 dönemine esas alan Şahin & Özenç (2017) ise kamu harcamaları ile işsizliğin birbirinden bağımsız olduğunu, aralarında bir ilişki olmadığını vurgulamıştır. 2006:Q1-2016:Q2 dönemleri için Türkiye’de Kamu sektör büyüklüğünün makroekonomik büyükle ilişkisini VAR analizi ile inceleyen Erdoğan, Erdoğan & Erdaş (2018), kamu büyüklüğünden işsizliğe doğru kısa dönemde pozitif uzun dönemde ise negatif bir etki olduğunu, yani kısa dönemde ki sonuçların Abrams hipotezini desteklediğini tespit etmişlerdir. Erdoğan vd. (2018)’in aksine 1965-2016 döneminde Türkiye için Abrams hipotezinin geçerliliğini inceleyen Topal ve Günay (2018), kısa vadede Abrams eğrisi hipotezinin Türkiye’de geçerli olmadığını ancak uzun vadede kamu sektör hacminin işsizliği artırdığını yani Abrams eğrisi hipotezinin geçerli olduğunu göstermişlerdir.

Hatemi-J asimetrik nedensellik testi ile Abrams eğrisi hipotezinin geçerli olup olmadığını sınavan Yürük & Acaroğlu (2020), 1985-2019 yıllarında Türkiye’de Abrams eğrisi hipotezinin geçerli olmadığını saptamıştır. Bulgulara göre işsizlik pozitif şoku ile kamu harcamaları pozitif şoku arasında asimetrik nedensellik ilişkisi mevcut ancak bu ilişkinin yönü işsizlikten kamu harcamalarına doğrudur. Abrams eğrisi hipotezini 1980 ve 2018 yılları için inceleyen Özer (2020), Fourier Shin eş bütünleşme testi sonucunda serilerin eş bütünleşik olduğunu, CCR yöntemi ile kamu harcamalarının da ki artışın işsizlik oranını artırdığı yani Abrams eğrisi hipotezinin Türkiye için geçerli olduğunu göstermiştir. Çalışmada farklı yöntemler ve testler (FMOLS, DOLS, Toda-Yamamoto) ile analizi tekrarlayan yazarın ulaştığı sonuçlar birbirileri ile benzerlik göster Abrams eğrisi hipotezinin geçerliliğini doğrulamıştır. Türkiye’nin 26 alt bölgesi için kamu harcamaları ve işsizlik arasındaki ilişkiyi cinsiyete göre inceleyen Çelik & Erer (2021), 2004-2019 dönemini baz almış ve panel ARDL yaklaşımından faydalanmıştır. Çalışmadan elde edilen bulgular uzun vadede kamu harcamalarının toplam işsizlik, kadın işsizlik ve erkek işsizlik oranlarını azalttığı yani uzun vadede Abrams Eğrisi hipotezinin geçerli olmadığı, kısa vadede ise kamu harcamalarının kadın işsizlik ve erkek işsizlik oranını artırdığı yani

kadın ve erkek işsizlik oranları için kısa dönemde Abrams Eğrisi hipotezinin geçerli olduğu yönündedir.

Yukarıdaki çalışmalardan farklı olarak, bu çalışma kamu harcamalarının işsizlik üzerindeki etkisini Türkiye için hem cinsiyete hem de cinsiyetin eğitim düzeylerine göre ayırarak incelemektedir. Ulusal ve uluslararası literatür de benzer nitelikte bir çalışmaya rastlanmamış olup bu yönüyle çalışmanın literatüre katkı yapması beklenmektedir. Çalışmadan elde edilen ampirik bulguların, uzun yıllardır Türkiye'nin başlıca problemlerinden biri olan işsizlikle mücadelede ve cinsiyet eşitsizliği konularında politika yapıcılara yol gösterici nitelikte olduğu düşünülmektedir.

3. Ampirik Yöntem ve Veri Seti

Analizde kullanılan değişkenlerin isimleri ve tanımları Tablo 1'de yer almaktadır. Bu değişkenlerden işsizlik oranı, erkek işsizlik oranı ve kadın işsizlik oranına ilişkin veri seti Uluslararası Çalışma Örgütü (ILO)'nden, faiz dışı kamu harcamaları ve enflasyon oranı veri seti Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB)'nin EVDS sisteminden, gayri safi yurtiçi hasıla veri seti Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK)'nden ve son olarak çalışan kişi başına üretim verimliliği veri seti Sanayi ve Teknoloji Bakanlığı'nın web sitesinden derlenmiştir. Değişkenlerin tamamı mevsimsellikten arındırılmış olup, GSYH verisi reel forma dönüştürülmüş (RGSYH) ve hem RGSYH hem de çalışan kişi başına üretim verimliliği verilerinin logaritması alınarak analize dahil edilmiştir. Analizde kamu hacmini temsilen faiz dışı kamu harcamalarının GSYH içindeki payı kullanılmış olup, 2009:Q1-2020:Q4 dönemi esas alınmıştır.

Tablo 1. Değişkenler ve Tanımı

| Değişkenler | Tanım |
|---------------|--|
| TİO | Toplam İşsizlik Oranı |
| EİO | Erkek İşsizlik Oranı |
| KİO | Kadın İşsizlik Oranı |
| FDKH | Faiz Dışı Kamu Harcamalarının GSYH'ya Oranı |
| ENF | Enflasyon Oranı (Mevsimsellikten Arındırılmış Seri) |
| LRGSYH | Reel GSYH (Logaritmik Seri) |
| LVER | Çalışan Kişi Başına Üretim Verimliliği (Logaritmik Seri) |

Çalışmada kamu harcamaları ile işsizlik arasındaki ilişkiyi ortaya koymak amacıyla her biri beş içsel değişkenden oluşan üç adet kısıtsız VAR modeli tahmin edilmiştir. Modeller;

VAR1: TİO FDKH ENF LRGSYH LVER

VAR2: EİO FDKH ENF LRGSYH LVER

VAR3: KİO FDKH ENF LRGSYH LVER

VAR1 modeli kamu harcamalarının toplam işsizlik oranına (TİO) etkisini, VAR2 modeli kamu harcamalarının erkek işsizlik oranına (EİO) etkisini ve VAR3 modeli kamu harcamalarının kadın işsizlik oranına (KİO) etkisini analiz etmektedir.

Çalışmada kullanılan değişkenlerin durağanlık sınaması için Dickey & Fuller (1981) tarafından geliştirilen ADF (Geliştirilmiş Dickey-Fuller) birim kök testinden ve Kwiatkowski, Phillips, Schmidt & Shin (1992) tarafından geliştirilen KPSS birim kök testinden faydalanılmıştır. ADF birim kök testinin sıfır hipotezi serinin durağan olmadığını yani birim kök içerdiğini sınarken KPSS testinin sıfır hipotezi serinin durağan olduğunu yani birim kök içermediğini sınamaktadır.

ADF birim kök testi sonuçlarına göre %1, %5, %10 anlamlılık düzeyinde tüm değişkenlerin sabitli düzeyde durağan olmadığı yani birim kök içerdiği, sabit ve trend içeren modelde TİO ve ENF değişkenlerinin %10 anlamlılık düzeyinde, FDKH ve LRGSYH değişkenlerinin %5, LVER'nın ise %1 'de durağan olduğu ve diğer değişkenlerin birinci farkı I(1) alınması halinde durağan hale geldiği tespit edilmiş ve sonuçlar Tablo 2'de verilmiştir.

Tablo 2. ADF Birim Kök Testi Sonuçları

| DEĞİŞKENLER | SABİT | | SABİT ve TREND | | 1.Fark | |
|---|-----------|---------------|----------------|---------------|-----------|---------------|
| | Gecikme | ADF Test İst. | Gecikme | ADF Test İst. | Gecikme | ADF Test İst. |
| TİO | 1 | -1.783 | 1 | -3.291* | 0 | -4.509*** |
| EİO | 0 | -1.607 | 0 | -2.179 | 0 | -5.929*** |
| KİO | 0 | -0.901 | 1 | -2.982 | 0 | -5.407*** |
| FDKH | 1 | -2.275 | 1 | -4.037** | 1 | -7.457*** |
| ENF | 1 | -2.395 | 1 | -3.418* | 0 | -5.240*** |
| LRGSYH | 2 | -1.751 | 0 | -3.577** | 1 | -5.723*** |
| LVER | 2 | -1.561 | 0 | 5.427*** | 1 | -6.961*** |
| Mac Kinnon Kritik Değerler | | | | | | |
| %1 | -3.581152 | | -4.170583 | | -3.581152 | |
| %5 | -2.926622 | | -3.510740 | | -2.926622 | |
| %10 | -2.601424 | | -3.185512 | | -2.601424 | |
| Not: Maksimum gecikme uzunluğu 8 olarak dikkate alınmıştır. Gecikme sayısı Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) tarafından seçilmiştir. | | | | | | |

Tablo 3'de yer alan KPSS birim kök testi sonuçlarına bakıldığında ENF ve KİO değişkenlerinin %1 'de TİO değişkeninin %5 ve EİO ve FDKH değişkenlerinin ise %10 anlamlılık düzeyinde sabitli düzeyde durağan olduğu, sabit ve trend içeren modelde ise TİO, EİO, KİO ve LRGSYH değişkenlerinin %1, ENF ve LVER değişkenlerinin %10 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu görülmektedir.

Tablo 3. KPSS Birim Kök Testi Sonuçları

| DEĞİŞKENLER | SABİT | | SABİT ve TREND | | 1.Fark | |
|--|----------|----------------|----------------|---------------|----------|---------------|
| | Gecikme | KPSS Test İst. | Gecikme | KPSS Test İst | Gecikme | KPSS Test İst |
| TİO | 5 | 0.383** | 5 | 0.178* | 4 | 0.306 |
| EİO | 5 | 0.257*** | 5 | 0.184* | 3 | 0.335 |
| KİO | 5 | 0.636* | 5 | 0.149* | 3 | 0.160 |
| FDKH | 5 | 0.232*** | 5 | 0.203* | 4 | 0.211 |
| ENF | 5 | 0.582* | 4 | 0.101*** | 5 | 0.075 |
| LRGSYH | 5 | 0.887 | 5 | 0.181* | 9 | 0.149 |
| LVER | 5 | 0.784 | 4 | 0.086*** | 24 | 0.312 |
| Asimtotik Kritik Değerler | | | | | | |
| %1 | 0.739000 | | 0.216000 | | 0.739000 | |
| %5 | 0.463000 | | 0.146000 | | 0.463000 | |
| %10 | 0.347000 | | 0.119000 | | 0.347000 | |
| Not: Band genişliğinin saptanmasında Newey-West using Barlett Kernell kullanılmıştır. | | | | | | |

ADF ve KPSS birim kök test sonuçlarını birlikte değerlendirdiğimizde tüm değişkenlerin ya trendde ya da sabitli düzeyde durağan oldukları görülmektedir. Bu nedenle analizde değişkenlerin düzey halleri kullanılmış olup ayrıca trend bileşeni modele dışsal değişken olarak eklenmiştir.

Sims (1980) tarafından geliştirilen VAR (Vector Autoregression) yöntemi kullanılarak tahmin edilecek olan denklemler aşağıdaki gibidir;

$$T\dot{I}O_t = \alpha_{10} + \sum_{j=1}^p \beta_{11j} T\dot{I}O_{t-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{11j} FDKH_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{11j} ENF_{t-j} + \sum_{j=1}^p \mu_{11j} LRGSYH_{t-j} + \sum_{j=1}^p \lambda_{11j} LVER_{t-j} + \psi_{51} T + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$FDKH_t = \alpha_{20} + \sum_{j=1}^p \beta_{21j} T\dot{I}O_{t-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{21j} FDKH_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{21j} ENF_{t-j} + \sum_{j=1}^p \mu_{21j} LRGSYH_{t-j} + \sum_{j=1}^p \lambda_{21j} LVER_{t-j} + \psi_{21} T + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

$$ENF_t = \alpha_{30} + \sum_{j=1}^p \beta_{31j} T\dot{I}O_{t-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{31j} FDKH_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{31j} ENF_{t-j} + \sum_{j=1}^p \mu_{31j} LRGSYH_{t-j} + \sum_{j=1}^p \lambda_{31j} LVER_{t-j} + \psi_{31} T + \varepsilon_{3t} \quad (3)$$

$$LRGSYH_t = \alpha_{40} + \sum_{j=1}^p \beta_{41j} T\dot{I}O_{t-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{41j} FDKH_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{41j} ENF_{t-j} + \sum_{j=1}^p \mu_{41j} LRGSYH_{t-j} + \sum_{j=1}^p \lambda_{41j} LVER_{t-j} + \psi_{41} T + \varepsilon_{4t} \quad (4)$$

$$LVER_t = \alpha_{50} + \sum_{j=1}^p \beta_{51j} T\dot{I}O_{t-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{51j} FDKH_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{51j} ENF_{t-j} + \sum_{j=1}^p \mu_{51j} LRGSYH_{t-j} + \sum_{j=1}^p \lambda_{51j} LVER_{t-j} + \psi_{51} T + \varepsilon_{5t} \quad (5)$$

Denklemlerde yer alan ϵ 'ler stokastik hata terimleridir ve bu hata terimleri ortalaması sıfır, varyansı sabit bağımsız özdeş dağılan rassal değişkenlerdir. T modele dışsal değişken olarak eklenen trend bileşeni ve denklemlerde yer alan "p" ler ise uygun gecikme uzunluğudur. VAR2(p) ve VAR3(p) modelleri de VAR1(p) modeline benzer şekilde oluşturulmuştur. VAR2(p) modelinde yukarıdaki 5 denklemde de yer alan TİO değişkeni yerine EİO ve VAR3(p) modelinde ise TİO yerine KİO değişkeni yer almıştır.

Üç VAR modelinde uygun gecikme uzunluklarının tespiti için LR (sequential modified LR test statistic), FPE (Final prediction error), AIC (Akaike information criterion), SC (Schwarz information criterion) ve HQ (Hannan-Quinn information criterion) bilgi kriterlerinden yararlanılmıştır. Maksimum gecikme uzunluğu analizde kullanılan verilerin çeyreklik olmasından ötürü 4 olarak belirlenmiştir. Tablo 4'de yer alan sonuçlara göre üç VAR modeli içinde tüm bilgi kriterlerinin işaret ettiği üzere uygun gecikme uzunluğu 1 seçilmiştir.

Tablo 4. Optimum Gecikme Uzunlukları

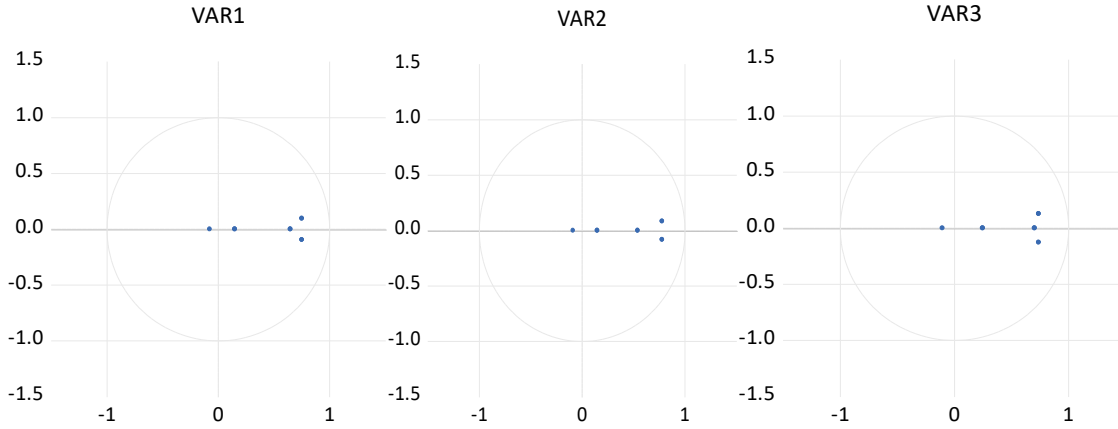
| VAR1 | | | | | | |
|------|----------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
| 0 | 178.1745 | NA | 3.30e-10 | -7.644297 | -7.238799 | -7.493919 |
| 1 | 274.4465 | 161.9119* | 1.31e-11* | -10.88393* | -9.464688* | -10.35761* |
| 2 | 289.9804 | 22.59477 | 2.13e-11 | -10.45365 | -8.020667 | -9.551384 |
| 3 | 310.9155 | 25.69307 | 2.95e-11 | -10.26888 | -6.822154 | -8.990671 |
| 4 | 335.4894 | 24.57391 | 3.99e-11 | -10.24952 | -5.789043 | -8.595358 |
| VAR2 | | | | | | |
| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
| 0 | 177.7006 | NA | 3.37e-10 | -7.622756 | -7.217258 | -7.472378 |
| 1 | 268.4092 | 152.5553* | 1.72e-11* | -10.60951* | -9.190268* | -10.08319* |
| 2 | 281.8700 | 19.57937 | 3.08e-11 | -10.08500 | -7.652016 | -9.182733 |
| 3 | 310.0553 | 34.59096 | 3.07e-11 | -10.22978 | -6.783055 | -8.951571 |
| 4 | 339.0183 | 28.96308 | 3.39e-11 | -10.40992 | -5.949450 | -8.755766 |
| VAR3 | | | | | | |
| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
| 0 | 164.0399 | NA | 6.26e-10 | -7.001815 | -6.596317 | -6.851437 |
| 1 | 251.4718 | 147.0444* | 3.72e-11* | -9.839625* | -8.420383* | -9.313302* |
| 2 | 271.7647 | 29.51707 | 4.88e-11 | -9.625670 | -7.192684 | -8.723402 |
| 3 | 288.8303 | 20.94410 | 8.05e-11 | -9.265014 | -5.818284 | -7.986800 |
| 4 | 310.5614 | 21.73114 | 1.24e-10 | -9.116430 | -4.655955 | -7.462271 |

*Bilgi kriteri tarafından işaret edilen gecikme uzunluğunu ifade etmektedir.

Bu gecikme değerleri belirlenirken hata terimleri arasında otokorelasyon problemi olup olmadığı LM testi ile sınanmış olup, "otokorelasyon sorunu yoktur" şeklindeki H0 hipotezi üç VAR modelinde de reddedilmemiştir. Yani 1 gecikme uzunluğu ile tahmin edilen bu modellerde otokorelasyon problemi olmadığı tespit edilmiştir.

VAR modellerinde otoregresif karakteristik polinomunun ters kökleri birim çember içinde ise bu modellerin kararlı bir süreç izlediği ve durağanlık şartlarını karşıladığı kabul edilmektedir. Tahmin edilen VAR1, VAR2 ve VAR3 modellerinde otoregresif karakteristik polinomunun ters köklerinin birim çember içinde olduğu yani 3 modelinde istikrar koşullarını sağladığı şekil 1'de gösterilmektedir.

Şekil 1. AR Karakteristik Polinomun Ters Kökleri

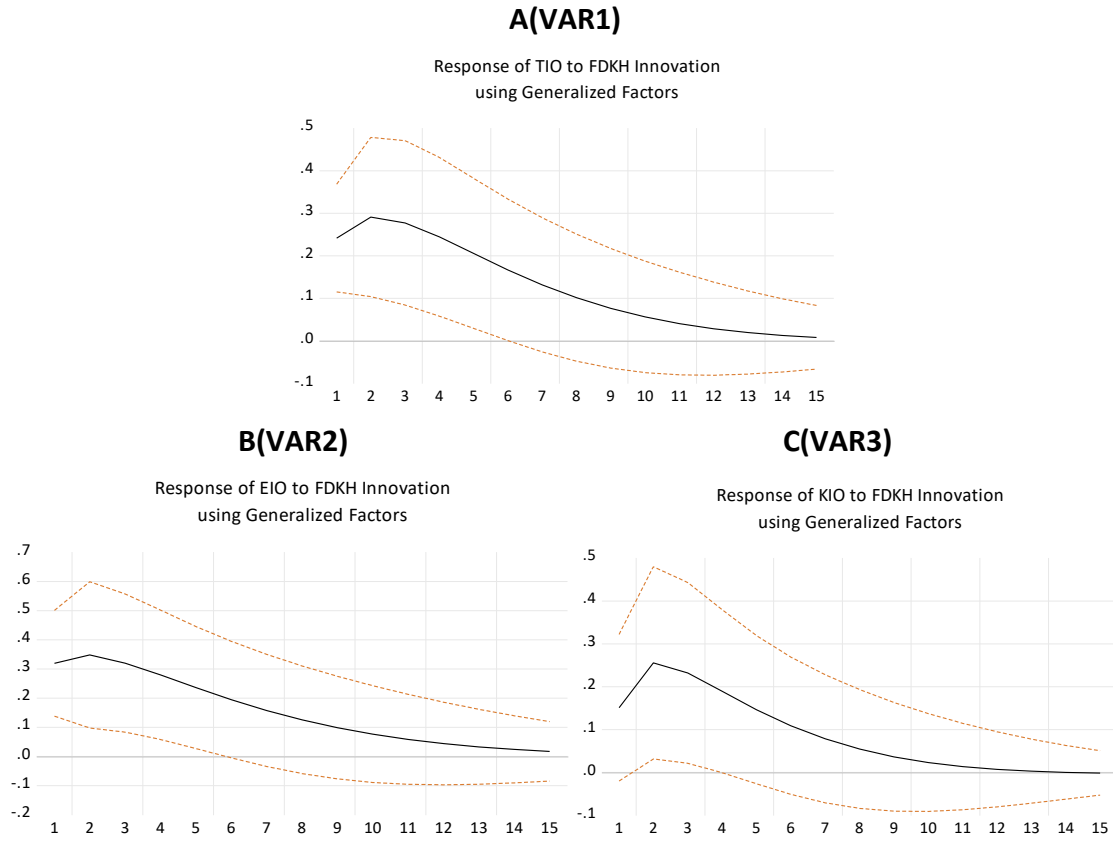


VAR analizinin asıl amacı Sims (1980) ve Sims, Stock & Watson (1990)'a göre parametre tahmininden ziyade ekonomik değişkenler arasındaki karşılıklı ilişkiyi incelemektir. VAR modellerindeki bireysel katsayıların yorumlanması genellikle zor olduğundan dolayı etki-tepki fonksiyonundan (IRF) ve hata öngörü varyans ayrıştırması (FEVD) olarak isimlendirilen tekniklerden yararlanır. Çalışmada Koop vd. (1996), Pesaran & Shin (1998) tarafından geliştirilen, değişkenlerin sıralamasından etkilenmeyen genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonlarından (GIRF) yararlanılmıştır. Şekil 2'nin A, B ve C panelinde FDKH'ya verilen bir standart hatalık şok karşısında sırasıyla İÖ, EİÖ ve KİÖ' nun verdiği tepkiyi yani kamu harcamalarında meydana gelen bir şok karşısında işsizlik oranlarının davranışını gösteren etki-tepki fonksiyonları yer almaktadır.

Şekil 2'nin A panelinde kamu hacminde (FDKH) meydana gelen bir standart sapmalı şok toplam işsizlik oranı (TİÖ) üzerinde 6 dönem boyunca pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etki yaratmaktadır. Bu etki ilk dönem 0.24 ikinci dönem 0.29 oranında iken ikinci dönemden sonra azalma eğilimine girmekte ve altıncı dönemden sonra istatistiksel olarak anlamlılığını yitirmektedir. Şeklin B panelinde kamu harcamalarında meydana gelen bir standart sapmalı şokun erkek işsizlik oranı (EİÖ) üzerindeki etkisi görülmektedir. Bu etki ilk dönem 0.32 oranında iken ikinci dönem 0.35'e yükselmiş, altıncı döneme kadar azalma eğilimine giren bu pozitif etki altıncı dönemden sonra istatistiksel olarak anlamlılığını kaybetmiştir. Şeklin C paneline bakıldığında kamu hacminde meydana gelen bir standart sapmalı şokun kadın işsizlik oranı (KİÖ) üzerinde yalnızca 2 dönem pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı etki yarattığı görülmektedir. Bu pozitif etkinin ulaştığı maksimum nokta ikinci dönemin orasında 0.26

iken üçüncü dönemde 0.23 oranına gerilemiş ve üçüncü dönemden sonra da istatistiksel olarak anlamlılığını yitirmiştir.

Şekil 2. VAR Genelleştirilmiş Etki-Tepki fonksiyonları



Özetle kamu harcamalarında meydana gelen pozitif bir şok toplam işsizlik ve erkek işsizlik oranını ilk altı dönem pozitif ve anlamlı etkilerken, kadın işsizlik oranını yalnızca iki dönem pozitif ve anlamlı bir şekilde etkilemiştir. Ayrıca erkek işsizlik oranının ulaştığı en yüksek pozitif tepki 0.35 iken kadın işsizlik oranı en yüksek 0.26 oranında bir tepki vermiştir. Yani kamu sektör hacminin genişlemesinin işsizlik oranını da beraberinde arttırdığını iddia eden Abrams eğrisi hipotezinin ele alınan analiz döneminde toplam işsizlik ve erkek işsizlik oranında geçerli olduğu görülürken kadın işsizlik oranında geçerli olmadığı ya da marjinal bir etkisi olduğu görülmektedir.

VAR analizinde değişkenler arasındaki ilişkiyi ortaya koyan yaklaşımlardan bir diğeri varyans ayrıştırmasıdır. Varyans ayrıştırması her bir değişkenin öngörü hata varyansının ne kadarının kendisinde, ne kadarının diğer değişkenlerde ki dışsal şoklardan kaynaklandığını ortaya koymaktadır. Varyans ayrıştırmasında değişkenlerin sıralaması önem arz etmekte olup, çalışmada Lanne & Nyberg (2016) tarafından ileri sürülen ve modeldeki değişkenlerin sıralaması değişse de aynı sonuçları veren genelleştirilmiş öngörü hata varyans ayrıştırmasından (GFEVD) yararlanılmış ve sonuçlar Tablo 5'te verilmiştir.

Tablo 5. Varyans Ayrıştırması

| | | TİO'nun Varyans Ayrıştırması | | | | |
|------|-------|------------------------------|----------|----------|----------|----------|
| VAR1 | Dönem | TİO | FDKH | ENF | LRGSYH | LVER |
| | 1 | 55.44567 | 14.88029 | 1.264890 | 15.86793 | 12.54122 |
| | 2 | 52.01071 | 16.68398 | 4.264456 | 14.87400 | 12.16686 |
| | 3 | 49.94209 | 17.45956 | 7.322942 | 13.90756 | 11.36785 |
| | 4 | 48.40763 | 17.87382 | 10.18092 | 13.02716 | 10.51048 |
| | 5 | 47.16113 | 18.07459 | 12.67544 | 12.30846 | 9.780372 |
| | 6 | 46.14133 | 18.14500 | 14.73390 | 11.75663 | 9.223140 |
| | 7 | 45.32657 | 18.14018 | 16.34889 | 11.35343 | 8.830923 |
| | 8 | 44.69771 | 18.09777 | 17.55803 | 11.07200 | 8.574486 |
| | | EIO'nun Varyans Ayrıştırması | | | | |
| VAR2 | Dönem | EIO | FDKH | ENF | LRGSYH | LVER |
| | 1 | 45.35042 | 10.58180 | 0.983251 | 23.69085 | 19.39367 |
| | 2 | 44.78555 | 12.57160 | 3.168225 | 21.88831 | 17.58631 |
| | 3 | 43.93672 | 13.48706 | 5.499553 | 20.74224 | 16.33442 |
| | 4 | 43.10132 | 14.04261 | 7.757636 | 19.80714 | 15.29130 |
| | 5 | 42.32585 | 14.37970 | 9.782822 | 19.05120 | 14.46044 |
| | 6 | 41.64304 | 14.57536 | 11.49616 | 18.45646 | 13.82898 |
| | 7 | 41.07022 | 14.67951 | 12.87677 | 18.00351 | 13.36999 |
| | 8 | 40.61024 | 14.72686 | 13.94337 | 17.66961 | 13.04993 |
| | | KIO'nun Varyans Ayrıştırması | | | | |
| VAR3 | Dönem | KIO | FDKH | ENF | LRGSYH | LVER |
| | 1 | 91.60617 | 5.886248 | 0.124173 | 1.017591 | 1.365820 |
| | 2 | 79.89239 | 11.11585 | 1.243627 | 3.664155 | 4.083976 |
| | 3 | 74.54754 | 13.13086 | 3.440883 | 4.342848 | 4.537864 |
| | 4 | 71.40659 | 14.05644 | 5.958139 | 4.288381 | 4.290456 |
| | 5 | 69.16528 | 14.44369 | 8.319840 | 4.082116 | 3.989082 |
| | 6 | 67.46849 | 14.55695 | 10.27626 | 3.903010 | 3.795291 |
| | 7 | 66.20244 | 14.54160 | 11.75416 | 3.788759 | 3.713035 |
| | 8 | 65.29592 | 14.47827 | 12.79026 | 3.730386 | 3.705165 |

VAR1 modelinde 1. dönemde öngörü hata varyansının %55.44'ü toplam işsizlik oranının (TİO) kendisinde meydana gelen şoktan kaynaklanırken, %14.88'i kamu hacminde (FDKH), %1.26'sı enflasyon oranında (ENF), %15.86'sı reel gayri safi yurt içi hasılda ve %12.54'ü verimlilikte meydana gelen şoktan kaynaklanmaktadır. 8. dönemin sonunda işsizlik oranının öngörü hata varyansı %44.69'u kendisinde meydana gelen şoklar tarafından açıklanırken, %18,09 'u kamu hacminde meydana gelen şoklar tarafından açıklanmaktadır. Yani 8. dönemin sonunda işsizlik oranının öngörü hata varyansını kendisinden sonra en fazla açıklayan %18.09 oranı ile kamu hacmindeki şoklar olmuştur.

Benzer şekilde VAR2 modelinde bakıldığında 1. dönemde erkek işsizlik oranının öngörü hata varyansının %45.35'i kendisinde meydana gelen şoklar tarafından açıklanırken %10.58'i kamu hacminde, %0.98 enflasyonda, %23.69 reel gayri safi yurt

içi hasılda ve %19.39'u verimlilikte meydana gelen şoklar tarafından açıklanmaktadır. 8. dönemin sonunda erkek işsizlik oranının öngörü hata varyansının %40.61'i kendisinde meydana gelen şoklar tarafından açıklanırken, %14,72'si kamu hacminde meydana gelen şoklar tarafından açıklanmaktadır.

VAR3 modelinde kadın işsizlik oranının (KIO) öngörü hata varyansının 1. dönemde %91.60'ı kendisinde meydana gelen şoklar tarafından açıklanırken %5.88'i kamu hacminde, %0.12'si enflasyonda, %1.01'i reel gayri safi yurt içi hasılda ve %1.36'sı verimlilikte meydana gelen şoklar tarafından açıklanmaktadır. 8. dönemin sonunda kadın işsizlik oranının öngörü hata varyansı %65.29'u kendisinde meydana gelen şoklar tarafından açıklanırken, %14,47'si kamu hacminde meydana gelen şoklar tarafından açıklanmaktadır.

Sonuç olarak kadın işsizlik oranının başta kamu hacmi olmak üzere diğer değişkenlerden de erkek işsizlik oranına kıyasla daha az etkilendiği görülmektedir. Bu durum kadının çalışma hayatında erkeklere kıyasla daha geri kalması ile ilişkili olabileceği gibi kadının işteki statüsü de önemli bir husus olarak karşımıza çıkmaktadır.

TÜİK 2021 yılı rakamlarına göre 84 milyon 680 bin 273 kişi olan Türkiye nüfusunun yarısı (42 milyon 252 bin 172 kişi) kadınlardan oluşmaktadır. Türkiye'de son 10 yılın ortalamasına bakıldığında erkek istihdam oranının %70 seviyelerinde dalgalandığı görülürken bu oran kadınlarda %30'lara gerilemektedir. Rakamlardan anlaşılacağı üzere erkek istihdam oranı kadın istihdam oranının iki katından daha fazladır. Dolayısıyla Türkiye nüfusunun yarısını oluşturan kadınların istihdama katılımı oldukça geri kalmış durumdadır. Bununla birlikte istihdam edilen kadınların önemli bir kısmı (yaklaşık %25-%30) ücretsiz aile işçisi statüsünde istihdam edilirken erkeklerde bu oran %0.4 civarında seyretmektedir. Ücretsiz ve güvencesiz bir şekilde aile işçisi olarak çalışan kadınların büyük bir kısmı eğitim seviyesi düşük kişilerden oluşmaktadır. Dolayısıyla bu kişilerin işsizliği etkileyen faktörlerden etkilenmesi beklenmemektedir.

Çalışmanın bu kısmında erkek ve kadın işsizlik oranları temel, orta ve gelişmiş eğitim seviyesine göre ayrılıp tekrar analiz edilmiştir. Analizde yalnızca işsizlik oranı değişkenleri farklılaşmış olup bu değişkenlerin isimleri ve tanımları tablo 6'da yer almaktadır. Tabloda ki değişkenlerin tamamı ILO veri setinden derlenmiş ve mevsimsellikten arındırılmış haliyle analize dahil edilmiştir.

Tablo 6. Analiz Değişkenleri ve Tanımları

| DEĞİŞKENLER | TANIM |
|-------------|---|
| KİTE | Temel eğitim seviyesindeki kadınların işsizlik oranı |
| EİTE | Temel eğitim seviyesindeki erkeklerin işsizlik oranı |
| KİOE | Orta eğitim seviyesindeki kadınların işsizlik oranı |
| EİOE | Orta eğitim seviyesindeki erkeklerin işsizlik oranı |
| KİGE | Gelişmiş eğitim seviyesindeki kadınların işsizlik oranı |
| EİGE | Gelişmiş eğitim seviyesindeki erkeklerin işsizlik oranı |

Çalışmanın bu kısmında kamu hacmi ile eğitim seviyesine göre kadın ve erkek işsizlik oranları arasındaki ilişkiyi ortaya koymak amacıyla her biri beş içsel değişkenden oluşan 6 adet kısıtsız VAR modeli tahmin edilmiştir. Modeller;

MODEL1: KİTE FDKH ENF LRGSYH LVER

MODEL2: EİTE FDKH ENF LRGSYH LVER

MODEL3: KİOE FDKH ENF LRGSYH LVER

MODEL4: EİOE FDKH ENF LRGSYH LVER

MODEL5: KİGE FDKH ENF LRGSYH LVER

MODEL6: EİGE FDKH ENF LRGSYH LVER

Bu modellerde kullanılan eğitim seviyesine göre işsizlik oranı değişkenlerinin durağanlık sınavında KPSS birim kök testinden yararlanılmıştır. Tablo 7'de yer alan KPSS birim kök testi sonuçlarına göre KİTE, KİGE ve EİGE değişkenlerinin %1, EİTE, KİOE ve EİOE değişkenlerinin ise %10 anlamlılık düzeyinde sabitli düzeyde durağan olduğu, sabit ve trend içeren modelde ise EİTE, KİOE, EİOE ve EİGE değişkenlerinin %1, KİTE değişkeninin 5% ve KİGE değişkeninin %10 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu görülmektedir.

Tablo 7. KPSS Birim Kök Testi

| DEĞİŞKENLER | SABİT | | SABİT ve TREND | |
|---|----------|----------------|----------------|---------------|
| | Gecikme | KPSS Test İst. | Gecikme | KPSS Test İst |
| KİTE | 5 | 0.646* | 5 | 0.140** |
| EİTE | 5 | 0.243*** | 5 | 0.176* |
| KİOE | 5 | 0.241*** | 5 | 0.170* |
| EİOE | 5 | 0.259*** | 5 | 0.192* |
| KİGE | 5 | 0.678* | 4 | 0.111*** |
| EİGE | 5 | 0.607* | 5 | 0.190* |
| Asimtotik Kritik Değerler | | | | |
| %1 | 0.739000 | | 0.216000 | |
| %5 | 0.463000 | | 0.146000 | |
| %10 | 0.347000 | | 0.119000 | |
| <i>Not: Band genişliğinin saptanmasında Newey-West using Barrlett Kernell kullanılmıştır.</i> | | | | |

Değişkenlerin tamamının sabitli düzeyde ya da sabitli trendde durağan oldukları görülmektedir. Bu nedenle analizde değişkenlerin düzey halleri kullanılmış ve yine trend bileşeni modele dışsal değişken olarak dahil edilmiştir. Bu modellerin tamamında LR, FPE, AIC, SC ve HQ bilgi kriterleri gecikme uzunluğunu 1 olarak göstermiş ve 1 gecikme uzunluğu ile tahmin edilen modellerde otokorelasyon sorunu olmadığı tespit edilmiştir. Ayrıca otoregresif karakteristik polinomunun ters köklerinin birim çember içinde olduğu yani 6 modelinde istikrar koşullarını sağladığı saptanmış, yerden tasarruf etmek için rapor edilmemiştir.

Şekil 3. Etki-Tepki Fonksiyonları



Şekil 3’de Koop vd. (1996) ile Pesaran & Shin (1998) tarafından ileri sürülen genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonları yer almaktadır. Şekil 4’ ün A panelinde kamu hacmine verilen bir standart sapmalılık şok karşısında kadınlarda sırasıyla temel (Model1), orta (Model3) ve gelişmiş (Model5) eğitim düzeyi işsizlik oranlarının verdiği tepkiyi gösteren genelleştirilmiş etki-tepki fonksiyonları yer almaktadır. Benzer şekilde Şekil B panelindeki etki-tepki fonksiyonları ise kamu hacmine verilen bir standart

sapmalık şok karşısında erkeklerde temel (Model 2), orta (Model 4) ve gelişmiş (Model 6) eğitim düzeyi işsizlik oranlarının verdiği tepkiyi göstermektedir.

Kamu hacminde (FDKH) meydana gelen bir standart sapmalık şok kadınların temel eğitim düzeyindeki (Model 1) işsizlik oranı üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etki yaratmadığı görülürken erkeklerin temel eğitim (Model 2) işsizlik oranı üzerinde birinci dönem 0.40 ikinci dönem ise 0.41'lik bir etki yaratmaktadır. Bu etkinin şiddeti ikinci dönemden sonra azalarak altıncı döneme kadar devam etmekte ve altıncı dönemin başından itibaren istatistiksel olarak anlamlılığını yitirmektedir. Kadın ve erkeklerde orta eğitim işsizlik oranının kamu hacminde ki bir şoka verdiği tepkiye bakılırsa kadın orta eğitim işsizlik oranının kamu hacmindeki şoka ikinci ve üçüncü dönem arası 0.40 oranında marjinal bir tepki verdiği ve diğer dönemlerin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı görülürken erkek orta eğitim işsizlik oranının kamu hacmindeki şoka ilk dönem 0.26, ikinci dönem 0.34 oranında bir tepki verdiği ve yedinci döneme kadar bu tepkinin azalarak devam ettiği yedinci dönemin sonuna doğru ise istatistiksel olarak anlamlılığını kaybettiği görülmektedir. Son olarak gelişmiş eğitim düzeyi işsizlik oranlarının kamu hacmindeki bir şoka verdiği tepkiye bakıldığında kadın gelişmiş eğitim işsizlik oranının anlamlı bir tepki vermediği erkeklerde ise bu tepkinin yalnızca birinci dönemde 0.22 oranında istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Kısaca özetlemek gerekirse kamu hacminde meydana gelen bir standart sapmalık şokun kadınlarda temel ve gelişmiş eğitim düzeyinde ki işsizlik oranı üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığı orta eğitim işsizlik oranında ise yalnızca 2 dönem marjinal bir etki yarattığı görülmektedir. Şeklin B paneline bakıldığında kamu hacminde meydana gelen bir standart sapmalık şokun erkeklerde temel ve orta eğitim düzeyinde ki işsizlik oranı üzerinde sırasıyla 5. ve 6. döneme kadar pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etki yarattığı gelişmiş eğitim işsizlik oranı üzerinde ise ilk dönem pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı etki yarattığı görülmektedir. Yani kadınların tüm eğitim düzeylerinde kamu hacminden etkilenmediği ve dolayısıyla Abrams Eğrisi'nin geçerli olmadığı, erkeklerde ise temel ve orta eğitimde Abrams Eğrisi'nin geçerli olduğu ve gelişmiş eğitim düzeyinde ise yalnızca ilk dönem geçerli olduğu görülmektedir.

4. Sonuç

Kamu sektör hacmi ile işsizlik arasındaki pozitif ilişki Abrams eğrisi olarak nitelendirilmektedir. Literatürde Abrams eğrisinin geçerliliğini sınavan birçok çalışma mevcut iken bu çalışmanın literatürdeki diğer çalışmalardan farkı Abrams eğrisinin Türkiye için geçerliliğinin hem cinsiyete göre hem de cinsiyetin eğitim düzeyine göre ayırarak incelenmesidir. Çalışmada 2009:Q1-2020:Q4 dönemi baz alınıp, VAR modeline dayalı genelleştirilmiş etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması teknikleri kullanarak analiz yapılmıştır.

İlk analizin bulguları Abrams Eğrisi'nin ele alınan dönemde toplam işsizlik ile erkek işsizlik oranı için geçerli olduğu ancak kadın işsizlik oranında geçerli olmadığı ya da marjinal bir geçerliliğin söz konusu olduğu yönündedir. Diğer bir değişle kamu

sektör hacmindeki bir artıştan erkek işsizlik oranı etkilenirken kadın işsizlik oranı daha duyarsız kalmaktadır. Bunun nedeni hem kadınların işgücü piyasasında daha azınlıkta olması hem de çalışan kadınların ciddi bir kısmının ücretsiz aile işçisi statüsünde yer alması olarak nitelendirilebilir.

İkinci analizin bulguları ise kamu hacminin kadınlarda temel ve gelişmiş eğitim düzeyinde ki işsizlik oranı üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığı orta eğitim işsizlik oranında ise yalnızca 2 dönem marjinal bir etki yarattığı, erkeklerde temel ve orta eğitim düzeyinde ki işsizlik oranı üzerinde daha büyük etki yaratırken gelişmiş eğitim işsizlik oranı üzerinde yalnızca 1 dönem etki yarattığı yönündedir. Temel eğitim düzeyindeki kadınların çoğunluğunun ücretsiz aile işçisi statüsünde istihdam edilmesi kamu harcamalarına duyarsızlığını olağan kılmaktadır. Bununla birlikte erkeklerde ücretsiz aile işçisi olarak çalışanların oranının düşük olması, erkeklerde temel eğitime sahip bireylerin ücretli veya maaşlı işlerde kadınlara kıyasla daha fazla yer aldığı anlamında gelmektedir. Dolayısıyla temel eğitim düzeyinde erkek işsizlik oranının kamu hacminden etkilenmesi ve kadın işsizlik oranının duyarsız olması beklentilerle uyumludur. Diğer yandan gelişmiş eğitim düzeyine sahip bireylerin genelde işten çıkarılması daha güç profesyonel, yönetsel veya idari işler yapan beyaz yakalı işçi oldukları düşünülürse, bu kişilerin kadın veya erkek fark etmeksizin kamu hacminden etkilenmesi beklenmez. Dolayısıyla analiz sonuçları beklentilerimizle uyumludur.

Kısaca çalışmanın bulguları kamu sektör hacminin işsizlik üzerinde yarattığı etkinin cinsiyetler ve bu cinsiyetlerin eğitim düzeyleri arasında farklılık gösterdiğini gözler önüne sermektedir. Bu bulgular ise Türkiye'nin uzun yıllardır süre gelen işsizlikle mücadele politikalarında cinsiyet ayrımının ve cinsiyetler arası eğitim düzeylerinin ne kadar önemli olduğunu ve politikalarda dikkate alınması gerektiğini göstermektedir. Bu yönüyle çalışma bulgularının işsizlikle mücadelede politika yapıcılara yol gösterici nitelikte olacağı beklenmektedir.

Etik Kurul Onayı: Etik kurul belgesi gerektiren bir çalışma değildir.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Yazar Katkıları:

Nagihan Aksoy ^{id} - Fikir ve Amaç, Planlama ve Tasarım, Veri Toplama, Veri Analizi ve Tartışma, Literatür ve Atıf, Yazım ve Format, Son Onay ve Sorumluluk, Genel Katkı Düzeyi - % 33.

Mehmet İvrendi ^{id} - Fikir ve Amaç, Planlama ve Tasarım, Yöntem, Veri Analizi ve Tartışma, Yazım ve Format, Son Onay ve Sorumluluk, Genel Katkı Düzeyi - % 33.

Fatma Türken ^{id} - Fikir ve Amaç, Planlama ve Tasarım, Yöntem, Veri Analizi ve Tartışma, Yazım ve Format, Son Onay ve Sorumluluk, Genel Katkı Düzeyi - % 33.

Çıkar Çatışması: Yazarlar herhangi bir çıkar çatışması bildirmemiştir.

Finansal Destek: Yazarlar bu çalışma için finansal destek almadığını beyan etmiştir.

Kaynakça

- Abrams, B. A. (1999). "The effect of government size on the unemployment rate". *Public Choice*, 99(3), 395-401.
- Altuntepe, N. (2009). "2008 Küresel Krizin Ülkelerin İstihdam Yapısı Üzerine Etkilerinin Dinamik Bir Analizi". *Süleyman Demirel Üniversitesi Vizyoner Dergisi*, 1(1), 129-145.
- Aslan, A., & Kula, F. (2010). "Kamu sektör büyüklüğü-işsizlik ilişkisi: Abrams eğrisi'nin Türkiye ekonomisi için testi". *Maliye Dergisi*, 159, 155-166.
- Afonso, A., Şen, H., & Kaya, A. (2018). Government size, unemployment, and inflation nexus in eight large emerging market economies. REM Working Paper, 038-2018.
- Aysu, A. & Dökmen, G. (2011). "An Investigation on the Relationship between Government Size and Unemployment Rate: Evidence from OECD Countries". *Sosyoekonomi*, 16(16), 179-190.
- Carpio, X.V.D. & Wagner, M. (2015). "The impact of Syrian refugees on the Turkish labor market". World Bank Policy Research Working Paper, (7402).
- Christopoulos, D. K., & Tsionas, E. G. (2002). "Unemployment and government size: Is there any credible causality?". *Applied Economics Letters*, 9(12), 797-800.
- Christopoulos, D. K., Loizides, J., & Tsionas, E. G. (2005). "The Abrams curve of government size and unemployment: evidence from panel data". *Applied Economics*, 37(10), 1193-1199.
- Çelik, O., & Erer, E. (2021). "The Role of Gender in the Government Expenditure and Unemployment Nexus: An Investigation at Regional Level for Turkey". *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 24(2), 112-128.
- Durkaya, M., & Ceylan, S. (2016). "İşsizliğin azaltılmasında kamu kesimi büyüklüğünün rolü". *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, (615), 23-40.
- Erdoğan, A., Erdoğan, S., & Erdaş, H. (2018). "Kamu büyüklüğünün Türkiye ekonomisine yönelik var analizi". *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (55), 119-131.
- Erikli, S. (2021). "Covid-19'un Genç İşgücünde Yaratacağı Olası Tehlike: Yara İzi Mi? Kayıp Jenerasyon Mu?". *Süleyman Demirel Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (39), 380-404.
- Eser, A. G. B. Y., & Terzi, H. (2008). "Türkiye'de işsizlik sorunu ve Avrupa istihdam stratejisi". *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (30), 229-250.
- Feldmann, H. (2006). "Government size and unemployment: Evidence from industrial countries". *Public Choice*, 127(3), 443-459.
- Feldmann, H. (2009). "Government size and unemployment: Evidence from developing countries". *The Journal of Developing Areas*, 43(1), 315-330.
- Feldmann, H. (2010). "Government size and unemployment in developing countries". *Applied Economics Letters*, 17(3), 289-292.
- Güney, A. & Balkaya, E. (2018). "Kamu Harcamaları ve Ticari Açıklığın İşsizlik ve Genç İşsizliğe Etkisi". *Sinop Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 2(2), 49-74.
- Holden, S. & Sparrman, V. (2018). "Do government purchases affect unemployment?". *The Scandinavian Journal of Economics*, 120(1), 124-158.

- Keyifli, N. & Akdede, S. H. (2017). "Devletin Hacmini Belirleyen Faktörler: Ampirik Bir Analiz". *International Journal of Public Finance*, 2(1), 81-92.
- Keyifli, N. & Akdede, S. H. (2020). "Politik Kutuplaşma ve Devletin Ekonomik Boyutu". *Sosyoekonomi*, 28(44), 319-335.
- Kilinc, E. C. (2021). "Covid-19 Salgını ve İşsizlik Oranları İlişkisi: OECD Ülkeleri Örneği". *Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 12(24), 922-945.
- Lanne, M. & Nyberg, H. (2016). "Generalized forecast error variance decomposition for linear and nonlinear multivariate models". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 78(4), 595-603.
- Mahdavi, S. & Alanis, E. (2013). "Public expenditures and the unemployment rate in the American states: panel evidence". *Applied Economics*, 45(20), 2926-2937.
- Murat, G. & Aykaç, M. (2020). "Covid-19 ve Emek Piyasaları: Etkiler ve Muhtemel Yönelişler". *Trakya Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 9(1), 91-122.
- Nepram, D., Singh, S. P. & Jaman, S. (2021). "The Effect of Government Expenditure on Unemployment in India: A State Level Analysis". *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 8(3), 763-769.
- Özdemir, S., Ersöz, H.Y. & Sarıoğlu, İ. (2006). "İşsizlik Sorununun Çözümünde KOBİ'lerin Desteklenmesi", İstanbul Ticaret Odası, Yayın No: 2006-45, İstanbul.
- Özer, M. O. (2020). "Kamu Harcamaları ve İşsizlik Oranı Arasındaki İlişki: Abrams Eğrisinin Türkiye İçin Sınanması". *Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Sosyal Bilimler Dergisi*, 10(20), 307-322.
- Şahin, M. & Özenç, Ç. (2007). "Kamu Harcamaları ile Makro Ekonomik Değişkenler Arasındaki Nedensellik İlişkileri". *Yönetim Bilimleri Dergisi*, 5(2), 177-200.
- Şen, H. & Kaya, A. (2019). "Alternatif Göstergeler Bazında Türkiye'de Optimal Kamu Kesimi Büyüklüğünün Tahmini". *Bankacılar Dergisi*, 109, 49-81.
- Topal, M. H. & Günay, H. F. (2018). "Türkiye'de Abrams Eğrisi Hipotezinin Geçerliliği" In *5th International Congress on Political, Economic and Social Studies (ICPESS)*. Bildiriler Kitabı, (2), 284-305.
- Yürük, B. & Acaroğlu, H. (2021). "Türkiye'de Kamu Harcamaları ve İşsizlik Arasındaki İlişkinin Asimetrik Nedensellik Analizi". *Journal of Economy Culture and Society*, (63), 93-110.
- Wang, S. & Abrams, B. A. (2011). "The effect of government size on the steady-state unemployment rate: A dynamic perspective", University of Delaware, Department of Economics Working Paper Series, 12, 45.