

TÜRKİYE'DE İŞSİZLİK VE İŞSİZLİĞİ ETKİLEYEN MAKROEKONOMİK FAKTÖRLERİN EKONOMETRİK ANALİZİ*

Doç. Dr. A. Öznur ÜMİT**

Ondokuz Mayıs Üniversitesi, İİBF, (oumit@omu.edu.tr)

Öğr. Gör. Özlem KARATAŞ

Giresun Üniversitesi, Eynesil Kamil Nalbant MYO, (ozlem.karatas@giresun.edu.tr)

ÖZET

Bu çalışmada, Türkiye’de işsizlik ile işsizliği azaltacağı/arttıracağı düşünülen makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin analizi amaçlanmıştır. Bu amaçla çalışmada 2000:Q1-2013:Q4 dönemine ait üçer aylık veriler kullanılarak enflasyon, büyüme, doğrudan yabancı yatırım, reel efektif döviz kuru ile işsizlik oranı arasındaki ilişkiler vektör otoregresif (VAR) tekniği ile analiz edilmiştir. Nedensellik testi sonucuna göre, sadece büyüme ile işsizlik oranı arasında büyümeden işsizlik oranına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu sonuç, etki-tepki ve varyans ayrıştırma analizleriyle de desteklenmiştir.

Anahtar Kelimeler: İşsizlik Oranı, Ekonomik Büyüme, Doğrudan Yabancı Yatırım, Enflasyon Oranı, Döviz Kuru.

AN ECONOMETRIC ANALYSIS OF UNEMPLOYMENT AND MACROECONOMIC FACTORS AFFECTING UNEMPLOYMENT IN TURKEY

ABSTRACT

In the study, it is aimed to the analyse the relationship between unemployment and macroeconomic indicators that are proceed increase/decrease unemployment in Turkey. For this purpose, using quarterly data for the period 2000:Q1-2013:Q4, the relationships between rate of inflation, economic growth, foreign direct investments, real effective exchange rates and the unemployment ratio have been analyzed using the vector autoregressive (VAR) technique. According to the results of causality test, it is indicated that there is one-way causality relationship between only growth and unemployment rate. This result is also supported by impulse-response and variance decomposition analyses.

Keywords: Unemployment Rate, Economic Growth, Direct Foreign Investment, Inflation Rate, Exchange Rate.

* Bu çalışma Özlem KARATAŞ tarafından Ondokuz Mayıs Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı’nda, Doç. Dr. A. Öznur ÜMİT’in danışmanlığında hazırlanmış ve 10.06.2016 tarihinde savunularak kabul edilmiş olan “Türkiye’de İşsizlik ve İşsizliği Etkileyen Makroekonomik Faktörlerin Ekonometrik Analizi” başlıklı yüksek lisans tez çalışmasından türetilmiştir.

** Sorumlu yazar.

1. Giriş

İşsizlik bütün ekonomilerin çözmek istediği en önemli makroekonomik sorunlardan biridir. İşsizliğin bu kadar önemli bir sorun olmasının nedeni hem ekonomik hem de sosyal problemlere kaynaklık etmesidir. Bu çalışmada, çok boyutlu etkileri olan işsizlik sorunu, işsizliği etkilediği düşünülen büyüme, enflasyon, doğrudan yabancı yatırım ve reel efektif döviz kuru değişkenleri ile birlikte ele alınmıştır.

İşsizliği azaltmak için uygulanan politikalarından biri sürekli ve yüksek ekonomik büyümedir. Büyüme ile işsizlik arasındaki negatif yönlü ilişki ilk defa Arthur Melvin Okun (1962) tarafından ortaya atılmış ve Okun kanunu olarak adlandırılmıştır. Uzun yıllar kabul gören bu teori, son yıllarda yapılan ampirik çalışmalarda büyümenin işsizlik üzerinde etkili olmadığı sonucuyla tartışılmaya başlanmıştır. İşsizlik ile negatif ilişkisi olduğu varsayılan ve işsizliği azaltmak için uygulanan diğer bir politika aracı enflasyondur. Enflasyon ile işsizlik arasındaki negatif ilişki A. W. Phillips'in (1958) İngiltere ekonomisi için yaptığı çalışmaya dayanmaktadır. Ancak, bu iki sorunun birlikte görüldüğü dönemler olduğu da bilinmektedir. 1970'li yıllarda Bretton Woods sisteminin çöküşü ve ardından yaşanan petrol krizi ile stagflasyonun diğer bir ifadeyle, enflasyon ve işsizliğin aynı anda yaşandığı görülmüştür. Bu nedenle ilgili literatürde 1970'li yıllardan itibaren işsizlik ve enflasyon arasındaki ilişkiyi inceleyen çok sayıda teorik ve ampirik çalışma yapılmasına rağmen enflasyon ve işsizlik ilişkisinin araştırılması günümüzde de önemini korumaktadır.

İşsizliği etkileyen diğer önemli makroekonomik değişken ise doğrudan yabancı yatırımdır (DYY). Gelişmekte olan ülkelere gelen DYY'nin ekonomik büyümeyi etkileyeceği gibi istihdamı da arttıracığı beklenmektedir. DYY'nin istihdam üzerindeki etkisi, giren DYY'nin miktarına, geldiği ülkeye, girdiği sektöre ve geliş amacına göre farklılıklar göstermektedir (Karagöz, 2007: 101). Buradan ülkeye giren her DYY'nin istihdamı arttırmayacağı sonucuna ulaşılabilir. DYY girişi sonucunda yeni tesisler ve işletmeler kuruluyorsa istihdamda artış meydana gelmesi beklenmektedir. Şöyle ki, DYY girişleri gelirin ve tasarrufların artmasına neden olmakta ve bu durum yeni yatırımları teşvik etmektedir. Diğer yandan DYY girişleri üretimi arttırmakta ve dolayısıyla da istihdam üzerinde direkt etki yaratmaktadır (Sandalcılar, 2012: 275). Böylece, DYY hem büyümeye hem de istihdama katkı sağlamaktadır. DYY girişinin ev sahibi ülkede var olan bir işletmeyi/tesisi satın alma veya birleşme şeklinde gerçekleşmesi durumunda ise istihdamda bir değişiklik gerçekleşmesi beklenmemektedir.

İşsizlik üzerinde etkili olan birçok değişken olmasına rağmen dışa açık ekonomilerde en önemli değişkenlerden biri döviz kurudur. İç ve dış talebin yönlendirilmesinde ve ülkelerin istihdam düzeyleri üzerinde reel döviz kuru belirleyici faktördür. Bir ekonomide reel döviz kuru yükseldiğinde/düştüğünde (reel değer kaybı/kazancı) nispi fiyat yükselir/düşer ve böylece yurtiçinde üretilen mallar yurtdışında üretilen mallara kıyasla ucuzlar/pahalılaşır, yurtdışında üretilen mallar yurtiçinde üretilen mallara kıyasla pahalılaşır/ucuzlar. Bu durum ihracatın artmasına/düşmesine, ithalatın düşmesine/artmasına, diğer bir ifadeyle net ihracatın artmasına/düşmesine neden olur (Ünsal, 2005: 466). Toplam talebi etkileyen diğer değişkenler sabit iken net ihracattaki artış/düşüş, toplam talebi ve dolayısıyla da istihdam düzeyini artırır (Boz, 2013: 53). Ayrıca reel döviz kurunda meydana gelen dalgalanmalar ülkede belirsizliğe neden

olmakta, işletmelerin geleceği görmelerini zorlaştırmakta ve üretimi ve istihdamı olumsuz etkilemektedir.

Literatürde işsizlik konusu oldukça fazla incelenmesine rağmen genellikle yalnız veya bir değişkenle birlikte ele alınmıştır. Bu çalışmanın literatüre yaptığı katkı, işsizliğin; büyüme, enflasyon, doğrudan yabancı yatırım ve reel efektif döviz kuru olmak üzere en önemli makroekonomik değişkenlerle birlikte analiz edilmiş olmasıdır. Dolayısıyla bu çalışma ile literatürdeki eksiklik giderilmeye çalışılmıştır. Çalışmanın amacı, belirtilen dört makroekonomik değişkenin işsizlik üzerindeki etkilerini, 2000:Q1-2013:Q4 dönemine ait üçer aylık verilerle VAR (vektör otoregresyon) yöntemini kullanarak analiz etmektir. Çalışmanın izleyen ikinci bölümünde; Türkiye’de 2000-2013 dönemleri arasında işsizlik ile büyüme, enflasyon, doğrudan yabancı yatırım ve reel efektif döviz kuru ilişkisi, üçüncü bölümünde; literatürde yer alan ampirik çalışmalar, dördüncü bölümünde; ekonometrik yöntem ve ampirik bulgular ve son bölümünde de sonuç yer almaktadır.

2. Türkiye’de İşsizlik ile Makroekonomik Faktörler Arasındaki İlişki

Türkiye 2000 yılında hızlı bir büyüme gerçekleştirmesinin ardından Kasım 2000 ve Şubat 2001 krizlerinden olumsuz etkilenerek 2001’de daralma sürecine girmiştir. 2000 yılında %6,8 oranında büyüyen Türkiye 2001 yılında %5,7 oranında küçülmüştür. Bu dönemde işsizlik oranında da bir artış gözlenmiş ve 2000 yılında %6,5 olan işsizlik oranı 2001 yılında %8,4 olmuştur. Şubat 2001’de yaşanan krizin aşılması amacıyla 14 Nisan 2001 tarihinde açıklanan orta vadeli program yürürlüğe girmiştir. Bu program, Uluslararası Para Fonu (IMF) ve Dünya Bankası’nın destekleriyle Mayıs 2001’de “Güçlü Ekonomiye Geçiş” adı altına tekrar düzenlenmiştir. Bu program ile Merkez Bankası’nın temel amacı fiyat istikrarı olarak belirlenmiş, Para Politikası Kurulu kurulmuş ve Kurul’un Hükümetle birlikte enflasyon hedefini belirlemesi benimsenmiştir. Dalgalı döviz kuru rejimine geçilmesi ve kurun nominal çapa olarak kullanımına son verilmesi para politikası stratejisinin yeniden düzenlenmesini gerekli kılmıştır (TCMB, 2001: 4). Bu gelişmeler çevresinde enflasyon oranı düşme eğilimine girerek 2006 yılı itibariyle tek haneli rakamlara gerilemiştir. Ayrıca 2002 yılından itibaren gerek bankacılık kesiminin yeniden yapılandırılması gerekse de iç talepteki artış ekonomik büyüme rakamlarını olumlu etkilemiştir. Türkiye 2002-2007 dönemleri arasında ortalama yıllık %6,8 oranında bir büyüme hızına ulaşmıştır (T.C. Maliye Bakanlığı, 2008: 7). Reel efektif döviz kuru da 2003-2007 yılları arasında sürekli olarak yükselmiş, diğer bir ifadeyle TL yabancı paralar karşısında değer kazanmıştır. İşsizlik oranı ise 2002 yılından itibaren çift haneli rakamlara ulaşmış, 2011 yılına kadar %10 ve üzerinde kalmıştır.

Tablo 1: Türkiye’de İşsizlik ile Makroekonomik Göstergelerin Gelişimi (2000-2013)

Yıllar	İşsizlik Oranı (%)	Reel GSYH Büyüme Oranı	TÜFE Enflasyon Oranı (%)	Doğrudan Yabancı Yatırım (Milyon \$)	TÜFE Bazlı Reel Efektif Döviz Kuru
2000	6,5	6,8	54,9	982	105,0
2001	8,4	-5,7	54,4	3352	82,7
2002	10,3	6,2	45,0	1082	89,2
2003	10,5	5,3	25,3	1702	100,0
2004	10,8	9,4	10,6	2785	103,2
2005	10,6	8,4	10,1	10031	112,9
2006	10,2	6,9	9,6	20185	111,1
2007	10,3	4,7	8,8	22047	119,1
2008	11,0	0,7	10,4	19851	118,4
2009	14,0	-4,8	6,3	8585	110,3
2010	11,9	9,2	8,6	9099	120,7
2011	9,8	8,8	6,5	16176	106,4
2012	9,2	2,1	8,9	13282	109,2
2013	9,7	4,2	7,5	12457	107,5

Kaynak: Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK), Uluslararası Para Fonu (IMF)-Uluslararası Finansal İstatistik (IFS), TCMB-Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS).

2009 yılına gelindiğinde ise küresel krizinin etkisiyle ekonomide %4,8’lik bir daralma yaşanmış, enflasyon oranı iç talepteki daralma nedeniyle %6,3’e düşmüş, reel efektif döviz kuru 110,3’e düşmüş ve işsizlik oranı %14’e yükselmiştir. Bu dönemde iç talebi canlandırmak için, hükümet; özel tüketim vergilerini indirmiş, kamu harcamaları ve sosyal yardımları arttırmış, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası da (TCMB) faiz indirimine gitmiştir (Ümit, 2016: 473-474). Bu genişletici politikaların etkisi ile 2010 yılında ekonomi %9,2 oranında büyümüş, işsizlik oranı %11,9’a düşmüş, enflasyon oranı %8,6’ya yükselmiş ve reel efektif döviz kuru 120,7’ye yükselmiştir. Bu sürecin, cari işlemler açığına ve finansal istikrara ilişkin kaygıları arttırması nedeniyle TCMB 2011 yılında zorunlu karşılık oranlarını arttırmış ve sıkı para politikası uygulamasını 2012 yılında da devam etmiştir (TCMB, 2011: 43; 2012: 36). Bu gelişmeler çerçevesinde 2012 yılında büyüme oranı %2,1’e, işsizlik oranı %9,2’ye düşmüş, enflasyon oranı enerji fiyatlarındaki artış nedeniyle %8,9’a ve reel efektif döviz kuru 109,2’ye yükselmiştir. 2013 yılında TCMB’nin genişletici para politikası uygulaması ekonomik büyümeyi %4,2’ye yükseltmiştir (TCMB, 2013: 36). 2013 yılında büyümenin yükselmesine rağmen işsizlik oranı artarak %9,7 olarak gerçekleşmiş, enflasyon oranı ve reel efektif döviz kuru sırasıyla %7,5 ve 107,5 seviyesine düşmüştür.

Tablo 1’e göre, DYY girişleri incelendiğinde ise 2000 yılı sonrasında DYY girişinde 2008 yılına kadar bir artış yaşandığı görülmektedir. Küresel krizin 2008 ve 2009 yılında ekonomiyi olumsuz etkilemesi ülkemize yönelik DYY girişini azaltmıştır. İzleyen yıllarda 2012 ve 2013 yılları hariç olmak üzere DYY girişinde artış gözlemlenmiştir. Diğer bir ifadeyle, 2000-2013

yılları arasında Türkiye'ye yönelik DYY girişleri 2008, 2009, 2012 ve 2013 yılları hariç olmak üzere artış eğilimi sergilemektedir (bkz. Tablo 1). Bu artışta uygulanan liberal politikaların, ekonomik ve siyasi istikrarın, aynı zamanda DYY konusundaki mevzuat değişikliğinin rolü büyüktür (Saray, 2011: 392). Türkiye'nin 2003 yılından sonra Avrupa Birliği (AB) adaylığı resmîyet kazanmış ve bu durum Türkiye'nin yabancı yatırımcılar için güvenilirliğini arttırmıştır. Ayrıca, 2003 yılında "Doğrudan Yabancı Yatırımlar Kanunu" nun kabul edilmesiyle DYY, yeni bir düzene oturtulmuştur. (Sandalcılar, 2012: 276). Bu gelişmeler sonucunda; DYY, özellikle 2005-2007 yılları arasında ve 2010-2011 yıllarında önemli seviyede artış göstermiş ve fakat bu artışın işsizlik oranlarının düşmesinde etkisi sınırlı olmuştur.

3. Ampirik Literatür

Literatürde, farklı ekonometrik yöntemler kullanılarak işsizlik ile işsizliği etkileyen değişkenler arasındaki ilişkiyi analiz eden birçok ampirik çalışma yapılmış ve bu çalışmalarda kullanılan yöntem ve döneme göre farklı sonuçlara ulaşılmıştır. İlgili literatürde yer alan seçilmiş bazı çalışmaların özetleri aşağıda verilmiştir.

Andersen ve Hainaut (1998), OECD ülkelerinde DYY ile işsizlik arasındaki ilişkiyi panel regresyon yöntemini kullanarak analiz etmişlerdir. Yazarlar çalışmasında DYY'nin işsizliği azalttığına dair zayıf bulgulara ulaşmışlardır. Sögner (1999), Okun Kanunu Avusturya için 1977-1995 dönemini kapsayan verilerle Markov Zinciri ve Monte Carlo yöntemlerini kullanarak analiz etmiştir. Analiz sonuçları, Avusturya ekonomisi için işsizlik ve büyüme arasında istikrarlı bir ilişkinin olduğunu göstermiştir. Okun Kanununu Yeni Zelanda için eşbütünleşme analizi ve hata düzeltme modelini (VECM) kullanarak 1978-1999 dönemi verileri için inceleyen Harris ve Silverstone (2000), işsizlik ve ekonomik büyüme arasında hem uzun hem de kısa dönemde ilişki olduğu sonucunu bulmuşlardır. Lee (2000), Okun kanunu 16 OECD ülkesi için 1955-1996 dönemine ait verilerle analiz etmiştir. Çalışmasında Hodrick-Prescott Filtreleme, Kalman Filtreleme ve Beveridge-Nelson Filtreleme yöntemlerini kullanmış ve büyüme ile işsizlik arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır. Tayvan için DYY, işsizlik, GSYH ve dışa açıklık değişkenleri arasındaki ilişkiyi 1981-2003 dönemi için VAR yöntemi ile inceleyen Chang (2007), analiz sonucunda işsizlik ve DYY arasında bir ilişkiye ulaşamamıştır. Ancak ekonomik büyüme ve işsizlik arasında kısa dönemli bir ilişki tespit etmiştir.

Sögner ve Stiasny (2010), 15 OECD ülkesi için Bayesyan analizini ve Kalman filtreleme yöntemleri ile Okun kanunu araştırmışlardır. Bayesyan analizi sonuçlarına göre bütün ülkelerde Okun ilişkisinin varlığı tespit edilememiştir. Kalman filtreleme yönteminde ise İsviçre, Almanya, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Büyük Britanya, Japonya, Hollanda, Norveç ve İsveç için Okun ilişkisinin varlığına yönelik bulgular elde etmişlerdir. Mısır için Okun kanununu eşbütünleşme testi ve VECM yöntemiyle analiz eden Elshamy (2013), Okun ilişkisini destekleyen nitelikte sonuçlara ulaşmıştır. Roşoiu ve Roşoiu (2014), ABD için Okun kanununu regresyon yöntemini kullanarak analiz etmişler ve Okun kanununun geçerli olduğuna yönelik sonuçlara ulaşmışlardır.

Strat, Davidescu ve Paul (2015), Avrupa Birliği'ne son üye olan 13 ülke için (Kıbrıs, Malta, Macaristan, Polonya, Bulgaristan, Romanya, Slovenya, Hırvatistan, Letonya, Çek

Cumhuriyeti, Estonya, Litvanya ve Slovakya) doğrudan yabancı yatırım ve işsizlik arasındaki ilişkiyi Toda-Yamamoto nedensellik analizi ile incelemişlerdir. Test sonuçları; nedensellik yönünün Macaristan, Malta, Bulgaristan ve Estonya için doğrudan yabancı yatırımlardan işsizlik oranına doğru, Romanya, Çek Cumhuriyeti ve Slovakya için ise işsizlik oranından doğrudan yabancı yatırımlara doğru olduğunu göstermiştir. Makedonya için doğrudan yabancı yatırım, enflasyon ve yolsuzluk ile işsizlik arasındaki ilişkiyi çoklu lineer regresyon analizi yardımıyla inceleyen Djambaska ve Lozanoska (2015), doğrudan yabancı yatırımlar ve işsizlik arasında istatistiki olarak anlamlı bir ilişki tespit edememiştir. Fakat enflasyon ile işsizlik arasında negatif yönlü, yolsuzluk ile işsizlik arasında istatistiki olarak anlamlı bir ilişki olduğuna yönelik bulgulara ulaşmıştır. Sadiku, Ibraimi ve Sadiku (2015), Makedonya için dinamik model, Vektör Hata Düzeltme modeli ve VAR modelini kullanarak Okun kanununu araştırmışlardır. Bütün modellerde analiz sonuçları Makedonya ekonomisi için Okun kanununun geçerli olmadığını göstermiştir. Bhattarai (2016), panel VAR modeli ile Phillips eğrisinin geçerliliğini 35 OECD ülkesi için analiz etmiştir. Yazar, Avusturalya, Danimarka, Fransa, İtalya, Hollanda, İspanya Yeni Zelanda, İngiltere ve ABD için Phillips eğrisini destekler nitelikte sonuçlara ulaşmıştır.

Literatürde Türkiye ekonomisi için işsizlik üzerine yapılan ampirik çalışmalar da mevcuttur. Bu çalışmalardan, Uysal ve Erdoğan (2003), işsizlik oranı ile fiyatlar genel düzeyi arasındaki ilişkiyi 1980-2002 yılları için analiz etmişlerdir. Yazarlar, değişkenler arasında doğrusal olmayan ters model oluşturup regresyon analizi yapmışlar ve değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini incelemişlerdir. Analiz sonuçları, işsizlik ve enflasyon arasında Phillips eğrisini destekleyici şekilde negatif ilişkinin olduğunu göstermiştir. Büyüme ve işsizlik oranları arasındaki ilişkiyi, 1978-2004 dönemi verilerini kullanarak Granger nedensellik testi ile araştıran Yılmaz Göktaş (2005), işsizlik oranından büyüme oranına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu bulmuştur. Barışık, Çevik ve Çevik (2009), ekonomik büyüme ve işsizlik oranı arasındaki ilişkiyi Okun yasası çerçevesinde 1988-2008 dönemi için Markov rejim değişimi modellemesi yöntemiyle analiz etmişlerdir. Yazarlar çalışmalarında, ekonominin genişleme ve daralma dönemlerine bağlı olarak değişkenler arasındaki ilişkinin asimetrik yapı taşıdığı ve mevcut büyümenin istihdam yaratmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Büyüme ve işsizlik arasındaki ilişkiyi 1980-2007 yılları için VAR modeli yardımıyla test eden Uysal ve Alptekin (2009), işsizlikten büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu tespit etmişlerdir. Vergil ve Ayaş (2009), DYY ve istihdam arasındaki ilişkiyi 1992-2006 dönemleri için panel veri test ve tahmin yöntemlerini kullanarak sektörler bazında incelemişlerdir. Analiz sonucunda doğrudan yabancı yatırımların istihdamı olumsuz etkilediğini belirlemişlerdir. Bu durumun nedeni olarak da Türkiye'ye gelen doğrudan yabancı yatırımların satın alma ve birleşme şeklinde gerçekleşmesi olduğunu ifade etmişlerdir.

Okun kanununu 1950-2007 dönemine ait yıllık verileri kullanarak eşik otoregresyon modellerini (TAR ve M-TAR) içeren eşbütünleşme analiz yöntemleri ile analiz eden Ceylan ve Şahin (2010), Türkiye ekonomisinde Okun kanununun uzun dönemde geçerli ve ilişkinin asimetrik olduğunu bulgulamışlardır. Muratoğlu (2011), ekonomik büyüme ile işsizlik arasındaki ilişkiyi 2000:Q1-2010:Q3 dönemine ait üçer aylık verileri kullanarak Granger nedensellik testi ve VAR analizi ile incelemiştir. Yazar, nedensellik testi sonucunda değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisi bulamamıştır. Varyans ayrıştırma analizi sonucunda ise büyümenin işsizlik verisinin yaklaşık %50'sini açıkladığı sonucuna ulaşmıştır. Doğrudan yabancı yatırım ve

istihdam arasındaki ilişkiyi 1970-2009 dönemine ilişkin veriler yardımıyla gecikmesi dağıtılmış otoregresif (ARDL) modele dayanan eşbütünleşme testi ve VECM yöntemiyle analiz eden Saray (2011), söz konusu iki değişken arasında uzun dönemli ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulamamıştır. DYY'nin istihdama etkisini, 1980-2011 dönemi verileri için Johansen eşbütünleşme ve Granger nedensellik testini kullanarak analiz eden Sandalcılar (2012), DYY ve istihdam arasında anlamlı bir ilişkiyi ulaşılamamıştır.

Boz (2013), reel döviz kuru ile işsizlik arasındaki ilişkiyi 2003:Q1-2012:Q3 dönemi için üçer aylık verilerle ve en küçük kareler (EKK) yöntemiyle araştırmıştır. Analiz sonuçları, reel döviz kuru ile işsizlik arasında negatif bir ilişki olduğunu göstermiştir. Ümit ve Bulut (2013), işsizlik ve işsizliği etkilediği düşünülen makroekonomik değişkenler (sanayi verimlilik endeksi, reel ücret endeksi, büyüme oranı, tüketici fiyat endeksi (TÜFE), ihracat/GSYH ve ithalat/GSYH) arasındaki ilişkiyi 2005:Q1-2010:Q3 yıllarını kapsayan dönem için üçer aylık verilerle kısmi en küçük kareler yöntemi yardımıyla araştırmışlardır. Sonuçlar, sanayi verimliliğinin ve reel ücret endeksinin işsizlik oranı değişkenini modellemedeki katsayısının az olduğunu, TÜFE ve büyüme oranı değişkenlerinin ise işsizlik oranı değişkenini modellemedeki katsayısının fazla olduğunu göstermiştir. Ayrıca, yazarlar çalışmada, işsizliğin özellikle büyüme, ihracat, ithalat gibi değişkenlerden etkilendiğine ulaşımlardır. Büyüme, işsizlik ve enflasyon oranı arasındaki ilişkiyi 2005:01-2012:07 dönemi için aylık verilerle Toda-Yamamoto ve bootstrap nedensellik testi ile analiz eden Şentürk ve Akbaş (2014), sanayi üretim endeksi ve enflasyon oranı ile işsizlik oranı arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit etmişlerdir. Gül, Kamacı ve Konya (2014), 1996-2012 dönemi verileriyle, işsizlik oranı ve enflasyon arasındaki ilişkiyi Türkiye ve 4 ülke (Azerbaycan, Kırgızistan, Kazakistan ve Makedonya) için eş bütünleşme ve nedensellik analizlerini kullanarak araştırmışlardır. Test sonuçları, uzun dönemde enflasyondan işsizliğe doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğunu göstermiştir.

Selim ve Ayvaz Güven (2014), enflasyon, döviz kuru ve işsizlik oranı arasındaki ilişkiyi Johansen eşbütünleşme testi, Granger nedensellik testi ve VAR modeli yardımıyla incelemişlerdir. Johansen eşbütünleşme testi sonuçları, enflasyon, reel efektif döviz kuru ve işsizlik değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığını göstermiştir. Granger nedensellik testi sonuçlarına göre, reel efektif döviz kurundan, işsizlik ve enflasyona doğru bir nedensellik tespit etmişlerdir. VAR analizinde ise Granger nedensellik testinden elde edilen sonuçları destekler nitelikte sonuçlara ulaşımlardır. Altunöz (2015), Okun kanununu Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme testi, Granger nedensellik testi ve VAR yöntemi ile araştırmıştır. Eşbütünleşme testi sonuçları; işsizlik ve gayrisafi yurtiçi hasıla değişkenlerinin eşbütünleşik olmadığını, Granger nedensellik testi sonuçları; iki değişken arasında nedensellik ilişkisinin olmadığını göstermiştir. Varyans ayrıştırma sonuçları ise, büyümenin işsizlik oluşumunda etkisinin olduğunu büyüme üzerinde işsizliğin anlamlı bir etkisinin olmadığını göstermiştir. Göçer (2015), 2001 sonrası dönem için Okun kanununun geçerliliğini regresyon yöntemi ve Granger nedensellik testi yardımıyla analiz etmiştir. Yazar; regresyon analiz sonuçlarına göre, Okun kanununun Türkiye'de geçerli olduğunu, Granger nedensellik testi sonuçlarına göre, ekonomik büyümenin işsizliğin nedeni olduğuna ulaşmıştır. Doğrudan yabancı yatırımların ekonomik büyüme ve işsizlik üzerindeki etkisini Toda-Yamamoto nedensellik testi ile inceleyen Noya Yalman ve Koşaroğlu (2017), doğrudan yabancı yatırımların milli gelir ve işsizlikle nedensellik ilişkisinin olmadığını yönelik bulgular elde etmişlerdir.

4. Ekonometrik Yöntem ve Ampirik Bulgular

4.1 Veri Seti

Türkiye için işsizlik ve işsizliği etkileyen bazı makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin analizinde, 2000:Q1-2013:Q4 yıllarını kapsayan döneme ait üçer aylık veriler kullanılmıştır. 2000 yılında Adrese Dayalı Nüfus Kayıt Sistemi (ADNKS)'ne geçildiği için önceki yıllara ait üçer aylık işsizlik verilerine ulaşılamamış ve bu nedenle analize 2000 yılından başlanmıştır. İşsizliği etkileyen bazı makroekonomik değişkenler ise, reel GSYH, tüketici fiyat endeksi (TÜFE), TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru ve doğrudan yabancı yatırım olarak alınmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenlerin tanımı/açıklaması ve kaynağı aşağıda yer alan Tablo 2'de verilmiştir.

Tablo 2: Değişkenlerin Tanımları ve Kaynakları

Değişkenler	Değişkenlerin Tanımı/Açıklaması	Değişkenlerin Kaynağı
iş	Troma/Seats yöntemi ile mevsimsellikten arındırılmış işsizlik oranı.	TÜİK
gsyh	Büyümei temsil alan ve Troma/Seats yöntemi ile mevsimsellikten arındırılmış ve logaritması alınmış reel GSYH.	TÜİK
tüfe	Troma/Seats yöntemi ile mevsimsellikten arındırılmış ve logaritması alınmış TÜFE.	IMF-IFS
dyy	TCMB-EVDS veri tabanından alınan nominal ABD doları/TL kuru ile çarpılmasıyla TL cinsinden hesaplanan doğrudan yabancı yatırım verileri, Troma/Seats yöntemi ile mevsimsellikten arındırılmış ve logaritması alınmıştır.	TCMB-EVDS
dk	Troma/Seats yöntemi ile mevsimsellikten arındırılmış ve logaritması alınmış reel efektif döviz kuru.	TCMB-EVDS

Türkiye için işsizlik ve işsizliği etkileyen makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki araştırılırken öncelikle serilerin durağanlığı genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron birim kök testleriyle sınanmıştır. Serilerin kaçınıcı dereceden durağan olduğunun söz konusu birim kök testleriyle belirlenmesinin ardından standart VAR yöntemiyle çalışmaya konu olan değişkenler arasındaki ilişki analiz edilmiştir. ADF ve PP birim kök testleri ve VAR yöntemi analizi için Eviews 8 programı kullanılmıştır.

4.2. Birim Kök Testi

Durağan olmayan zaman serileri ile yapılan çalışmalarda sahte regresyon sorunu ortaya çıkabilmektedir. Sahte regresyon durumunda, yüksek R^2 ve anlamlı t istatistiği sonuçları elde edilmesine rağmen aslında seriler arasında hiçbir ilişki bulunmamaktadır. Dolayısıyla bu regresyon sonuçları ekonomik olarak bir anlam ifade etmemektedir (Granger & Newbold, 1974: 111-120). Bu sebeple zaman serilerinde sahte regresyon sorunundan kaçınmak için serilerin durağan olması oldukça önemlidir. Bir serinin durağan olarak adlandırılması için

sabit ortalama, sabit varyans ve iki dönem arasındaki farkın zamana değil iki dönem değerleri arasındaki farka bağlı olması gerekmektedir. Literatürde en fazla kullanılan birim kök testleri, Dickey-Fuller (1979, 1981)¹ tarafından geliştirilen Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (1988)² tarafından geliştirilen PP birim kök testleridir. Çalışmada kullanılan serilerin durağanlığının sınıandığı ADF ve PP birim kök testinin sonuçları Tablo 2 ve Tablo 3' de verilmiştir.

Tablo 3: ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF Test İstatistiği	Sabit			ADF Test İstatistiği	Sabit ve Trendli		
		MacKinnon Kritik Değerleri				MacKinnon Kritik Değerleri		
		%1	%5	%10		%1	%5	%10
iş	-2.436 (1)	-3.557	-2.917	-2.596	-2.167 (1)	-4.137	-3.495	-3.177
gsyh	-0.51 (0)	-3.56	-2.916	-2.596	-1.968 (0)	-4.134	-3.494	-3.176
dyy	-1.533 (1)	-3.557	-2.917	-2.596	-2.387 (1)	-4.137	-3.495	-3.177
tüfe	-3.929*(1)	-3.557	-2.917	-2.596	-8.267*(3)	-4.145	-3.499	-3.179
dk	-2.413 (0)	-3.555	-2.916	-2.596	-2.677 (0)	-4.134	-3.494	-3.176
Δiş	-5.363*(0)	-3.557	-2.917	-2.596	-5.462*(0)	-4.137	-3.495	-3.177
Δgsyh	-6.076*(0)	-3.557	-2.917	-2.596	-6.018*(0)	-4.137	-3.495	-3.177
Δdyy	-12.30*(0)	-3.557	-2.917	-2.596	-12.18*(0)	-4.137	-3.495	-3.177
Δtüfe	-4.295*(8)	-3.581	-2.927	-2.601	-4.313*(8)	-4.171	-3.511	-3.186
Δdk	-7.899*(0)	-3.557	-2.917	-2.596	-5.023*(4)	-4.152	-3.502	-3.181

Açıklamalar: Δ simgesi ilk fark operatörünü göstermektedir. Parantez içindeki değerler optimal gecikme uzunluklarını vermektedir. Optimal gecikme uzunlukları Schwarz Bilgi Kriterine (SIC-Schwarz Info Criterion) göre belirlenmiş ve maksimum gecikme 10 olarak alınmıştır. * simgesi, %1 anlam düzeyinde incelenen serinin durağan olduğunu ifade etmektedir.

ADF birim kök testi sonuçlarına göre, değişkenlerden işsizlik oranı, reel GSYH, reel efektif döviz kuru ve doğrudan yabancı yatırım değişkenleri düzeyinde durağan olmadığı için söz konusu değişkenler birinci derece farkı alınarak durağan hale getirilmiştir. Tüketici fiyat endeksi değişkeni ise hem sabit hem de sabit ve trendli modellerde ve %1, %5 ve %10 anlam seviyelerinde düzeyde durağan bulunmuştur.

1 ADF testi sınımasında, incelenen seri için hesaplanan test istatistiğinin mutlak değeri, MacKinnon DF'nin mutlak değerinden küçükse birim kökün varlığını ifade eden sıfır hipotezi kabul edilmekte ve bu sonuç incelenen serinin birim köke sahip olduğunu –durağan olmadığını– göstermektedir (Dickey & Fuller, 1981: 1057-1072).

2 ADF birim kök testi hata terimleri arasında otokorelasyon olmadığını, diğer bir ifadeyle hata terimlerinin istatistiksel olarak bağımsız ve sabit varyanslı olduğunu varsaymaktadır. Bu varsayımı Phillips ve Perron (1988) geliştirdikleri birim kök testi ile genişleterek hata terimlerinin geçmiş değerlerini hareketli ortalama olarak kullanmış ve böylece trend durağanlık testinin daha güçlü yapılmasını sağlamışlardır (Phillips & Perron, 1988: 345-346).

Tablo 4: PP Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Sabit					Sabit ve Trendli		
	PP Test İstatistiği	PP Kritik Değer			PP Test İstatistiği	PP Kritik Değer		
		%1	%5	%10		%1	%5	%10
iş	-2.309 (2)	-3.555	-2.916	-2.596	-1.904 (1)	-4.134	-3.494	-3.176
gsyh	-0.574 (2)	-3.555	-2.916	-2.596	-1.968 (0)	-4.134	-3.494	-3.176
dyy	-2.176 (4)	-3.555	-2.916	-2.596	-4.05**(4)	-4.134	-3.494	-3.176
tüfe	-5.947*(4)	-3.555	-2.916	-2.596	-4.473*(2)	-4.134	-3.494	-3.176
dk	-2.412 (1)	-3.555	-2.916	-2.596	-2.676 (0)	-4.134	-3.494	-3.176
Δ iş	-5.381*(2)	-3.557	-2.917	-2.596	-5.422*(3)	-4.137	-3.495	-3.177
Δ gsyh	-6.068*(3)	-3.557	-2.917	-2.596	-6.007 (3)	-4.137	-3.495	-3.177
Δ dyy	-13.208*(3)	-3.557	-2.917	-2.596	-13.09 (3)	-4.137	-3.495	-3.177
Δ tüfe	-2.632*** (2)	-3.557	-2.917	-2.596	-3.672**(3)	-4.137	-3.495	-3.177
Δ dk	-8.628*(6)	-3.557	-2.917	-2.596	-8.906*(7)	-4.137	-3.495	-3.177

Açıklamalar: Δ ilk fark operatörünü göstermektedir. Parantez içindeki değerler bant genişliklerini göstermektedir. Bant genişliklerinin belirlenmesinde Newey-West tarafından Bartlett Kernel kullanılarak belirlenmiştir. *, ** ve *** simgesi sırasıyla %1, %5 ve %10 anlam düzeyinde incelenen serinin durağan olduğunu ifade etmektedir.

PP birim kök testi sonuçlarına göre değişkenlerden işsizlik oranı, reel GSYH ve reel efektif döviz kuru değişkeni düzey değerlerinde durağan bulunmadığı için bu değişkenler ilk farkı alınarak durağan hale getirilmiştir. Tüketici fiyat endeksi değişkeni bütün modellerde ve anlamlılık seviyelerinde düzey değerinde durağan bulunmuştur. Doğrudan yabancı yatırım ise sabit modele göre düzey değerinde durağan bulunamamışken, sabit ve trendli modele göre düzey değerinde durağan bulunmuştur. Ancak çalışmada sabit model dikkate alınmış ve buna göre doğrudan yabancı yatırım değişkeni birinci fark durağan kabul edilmiştir.

Birim kök testleri sonucunda değişkenlerden tüketici fiyat endeksi serisi düzey değerinde durağan, reel GSYH, reel efektif döviz kuru, doğrudan yabancı yatırım ve işsizlik oranı birinci fark durağan bulunmuştur. Çalışmada bütün değişkenler aynı mertebeden durağan bulunmadığı için Johansen eşbütünleşme testi³ ve vektör hata düzeltme modeli (VECM) uygulanamamış, değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemek için standart VAR analizi yapılmıştır. Ayrıca çalışmada kullanılan ekonometrik yöntem, Soytas, Sari ve Ewing (2007); Wolde-Rufael (2010) tarafından yapılan çalışmalarda kullanılan ekonometrik yöntemi takiben uygulanmıştır.

4.3. VAR Analizi Sonuçları

Sims (1980) tarafından geliştirilen VAR analizi ile tek değişkenli otoregresif modeller geliştirilerek çok değişkenli modellere dönüştürülmüştür. Sims (1980), eşanlı modelleri, değişkenlerin içsel-dışsal ayrımı yapılmasında keyfi davranıldığı konusunda eleştirerek VAR modelinde bütün değişkenleri içsel kabul etmiştir. Böylelikle, bu yöntem ile hem değişkenler arasında içsel-dışsal ayrımının yapılmasındaki güçlük ve belirsizlik hem de ileriye dönük

³ Johansen eşbütünleşme yönteminin uygulanabilmesi için çalışmada kullanılan serilerin aynı dereceden durağan diğer bir ifadeyle bütünleşmiş olmaları gerekmektedir (Teknik bilgi için bkz. Johansen, 1988: 231-251; Johansen & Juselius, 1990: 169-210).

yapılan tahminlerde başarının düşük olmasından kaynaklanan problemler giderilmektedir. Burada vektör terimi iki ya da daha çok değişkenden oluşan bir vektörün ele alınmasından, otoregresyon terimi de bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin denklemin sağında yer almasından gelmektedir (Tarı, 2010: 452). Model, her bir değişkenin kendi gecikmeli değerleri ile diğer değişkenlerin gecikmeli değerlerini kapsamaktadır. y_t ve z_t gibi iki değişkenli bir VAR modeli;

$$y_t = a_1 + \sum_{i=1}^m b_{1i}y_{t-i} + \sum_{i=1}^m b_{2i}x_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (1)$$

$$z_t = c_1 + \sum_{i=1}^m d_{1i}z_{t-i} + \sum_{i=1}^m d_{2i}y_{t-i} + \varepsilon_{zt} \quad (2)$$

biçimindedir. Burada, y_t ve z_t durağan değişkenleri, y_t ve z_t 'nin sırasıyla σ_y ve σ_z standart sapmaya sahip birbirleriyle korelasyon ilişkisi olmayan beyaz gürültü hata terimlerini, b ve d 'ler katsayıları ve m gecikme uzunluğunu ifade etmektedir.

Çalışmada VAR modeli tahmin edilmeden önce uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi amacıyla yapılan testlerin sonuçları Tablo 5' de gösterilmiştir.

Tablo 5: VAR Modeli İçin Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Gecikme	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-	8.02e-09	-4.452267	-4.259224	-4.379027
1	289.8821	2.64e-11	-10.17330	-9.015047*	-9.733863
2	55.08954*	1.78e-11*	-10.60262	-8.479149	-9.796978*
3	36.36793	1.78e-11	-10.68427*	-7.595584	-9.512427
4	26.23837	2.30e-11	-10.60095	-6.547046	-9.062903
5	19.82254	3.67e-11	-10.44239	-5.423274	-8.538143
6	19.93522	5.70e-11	-10.52949	-4.545163	-8.259047

Açıklamalar: LR (Sequential Modified LR Test Statistic); Ardişık Modifie Edilmiş LR Test İstatistiğini, FPE (Final Prediction Error); Son Tahmin Hata Kriterini, AIC (Akaike Information Criterion); Akaike Bilgi Kriterini, SC (Schwarz Information Criterion); Schwarz Kriterini, HQ (Hannan-Quinn Information Criterion); Hannan-Quin Bilgi Kriterini göstermektedir. *, bu kriterler tarafından belirlenen gecikme uzunluğunu göstermektedir.

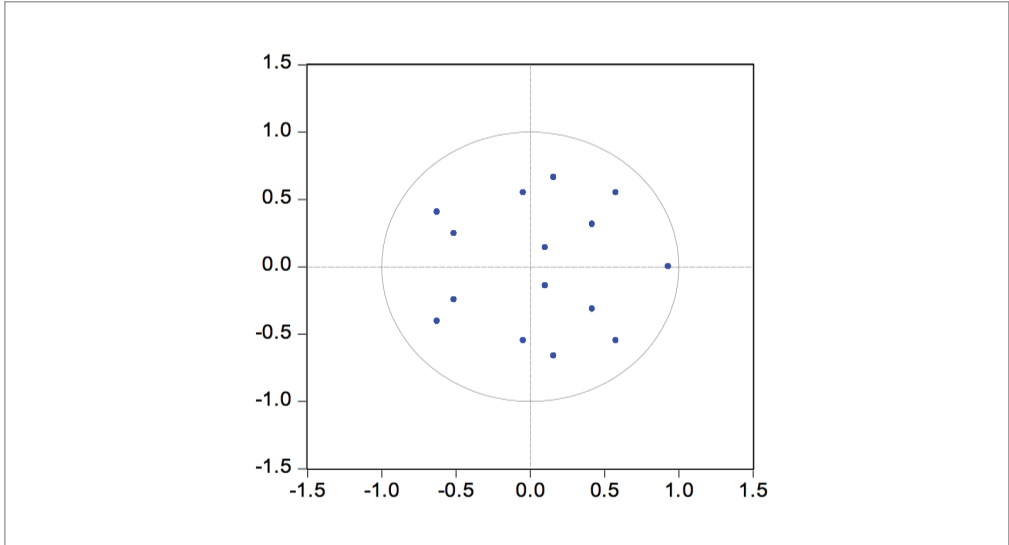
Tablo 5 incelendiğinde, SC kriterinin 1 gecikmede, AIC kriterinin 3 gecikmede, FPE ve HQ kriterlerinin 2 gecikmede minimum verdiği ve LR kriterinin 2 gecikmede maksimum verdiği görülmüştür. 1, 2 ve 3 gecikme uzunlukları için ayrı ayrı VAR modeli tahmin edildikten sonra VAR modelinin istikrarlı olup olmadığını belirlemek amacıyla değişen varyansın varlığı White değişen varyans testi ile otokorelasyonun varlığı ise Lagrange Çarpan (LM) testi ile araştırılmıştır. LM otokorelasyon testi ve White Değişen Varyans testi sonuçları Tablo 6'da verilmiştir.

Tablo 6: Otokorelasyon ve Değişen Varyans Testi Sonuçları

LM Otokorelasyon Testi Sonuçları		
Gecikme Sayısı	LM-İstatistiği	Olasılık Değeri (p)
1	40.67796	0.0248
2	34.05282	0.1068
3	22.42749	0.6110
4	17.92245	0.8457

White Değişen Varyans Testi Sonuçları		
Gecikme Sayısı	χ^2 Test İstatistiği	Olasılık Değeri (p)
1	205.5914	0.0018
2	379.5057	0.0013
3	479.2785	0.1641

White testi sonuçları incelendiğinde 1 ve 2 gecikme uzunlukları için değişen varyans sorununun varlığı görülmüştür. Bu nedenle 3 gecikme uzunluğu için VAR modeli tahmin edilmiş ve modelde 3 gecikme uzunluğu için %1 anlam düzeyinde değişen varyans ve otokorelasyon sorununun olmadığı tespit edilmiştir. Ayrıca, VAR modelinin durağanlığı ve istikrarlılığı katsayı matrisinin özdeğerlerine bağlıdır. Katsayı matrisinin özdeğerlerinin bütünü birim çember içerisinde yer alıyor ise sistem durağandır/istikrarlıdır. 3 gecikme ile tahmin edilen VAR modelinin AR polinomunun ters kökleri Şekil 1'de verilmiştir.

Şekil 1: AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri

AR karakteristik polinomunun ters köklerinin birim çember içerisindeki konumları, 3 gecikme için tahmin edilen VAR modelinin durağanlık açısından herhangi bir sorun taşımadığını ortaya koymuştur. Bu nedenle VAR modeli için uygun gecikme uzunluğu 3 olarak seçilmiştir. Tahmin edilen modelde katsayıların yorumlanması güç olduğu için değişkenler arasındaki ilişki etki-tepki ve varyans ayrıştırma analizleri ile incelenmiştir.

Etki-tepki analizinde, modeldeki her bir değişkenin kendi veya diğer değişkenlerin hatalarına karşı reaksiyonu ölçülmektedir. Etki-tepki aynı büyüklüğün iki farklı görünümünü ifade etmektedir. Şoku veren değişken yönünden etki, şoku alan değişken yönünden tepki söz konusu olmaktadır (Tarı, 2010: 453). Bu analiz ile şokların hangi değişkenden meydana geldiği ve bu şoklara değişkenlerin vereceği tepki araştırılmaktadır. Ancak etki-tepki analizi, yapısal şoklar üzerine kurulmuş bir tekniktir ve dolayısıyla da değişkenler arasında Granger anlamında nedenselliğin olması gereklidir. Bir x değişkeni bir y değişkeninin nedeni değilse, x üzerine verilecek bir birimlik şok (bir standart sapma kadar), y değişkeni üzerinde bir etki yaratmayacaktır. Bu nedenle değişkenler arasında öncelikle nedensellik ilişkisinin tespit edilmesi gereklidir (Bozkurt, 2007: 94-95). Varyans ayrıştırması ise her bir değişkenin öngörü hata varyansının, sistemdeki her bir değişkene yüklenebilecek bileşenlerine ayrıştırma oranıdır. Bu analiz, modeldeki her bir değişkenin öngörü hata varyansını değişkenlerin her birine paylaştırarak şokların değişkenler üzerindeki etkilerini oransal olarak ölçmektedir (Tarı, 2010: 453). Diğer yandan gerek etki-tepki gerekse de varyans ayrıştırma analizinde, Cholesky ayrıştırılması kullanılmaktadır. Cholesky ayrıştırılmasında değişkenlerin sıralaması etki-tepki fonksiyonlarında ve varyans ayrıştırma sonuçlarında değişikliğe neden olmaktadır.

4.3.1. Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi Sonuçları

Zaman serileri arasındaki nedensellik ilişkisi, Granger (1969) tarafından geliştirilen ve “Granger Nedensellik Testi” olarak adlandırılan test ile belirlenmektedir. Bu test, değişkenler arasında nedensellik ilişkisi olup olmadığını, varsa ilişkinin yönünü belirlemek amacıyla kullanılmaktadır. Nedensellik testi ayrıca VAR modelinde ekonometrik analiz yapabilmek için gerekli ilk adımdır. Ancak Granger nedensellik testi sonucunda elde edilen VAR modelinin doğru sonuç verebilmesi birim kök ve eş bütünleşme gibi ön testlerin başarısına bağlıdır. Bu sorunları aşmak için Toda ve Yamamoto (1995) tarafından Granger nedensellik testine dayanan bir nedensellik testi geliştirilmiştir. Toda-Yamamoto nedensellik testi, durağanlık dereceleri farklı olan serilere uygulanabilmekte ve serilerde bilgi kaybının olmaması amacıyla seriler analize düzey değerleriyle dâhil edilmektedir. Bu yönleriyle Toda-Yamamoto nedensellik testinde elde edilen sonuçlar Granger nedensellik testinde elde edilen sonuçlardan daha tutarlıdır.

Toda-Yamamoto nedensellik testi uygulanırken ilk aşamada kısıtsız VAR modeli ile uygun gecikme uzunluğu (k) belirlenir. Bir sonraki aşamada ise uygun gecikme uzunluğuna en yüksek bütünleşmeye sahip değişkenin maksimum bütünleşme derecesi (d_{max}) ilave edilerek ($k+d_{max}$) gecikmeli kısıtsız VAR modeli tahmin edilir (Toda & Yamamoto, 1995: 230). Bu çerçevede, testin başarısı, gecikme uzunluğunun (k) ve serilerin bütünleşme derecelerinin (d_{max}) doğru tespitine bağlıdır. Diğer yandan Toda ve Yamamoto (1995), tahmin edilen kısıtsız VAR ($k+d_{max}$) modelinin, MWALD testinin asimtotik χ^2 dağılımına sahip olduğunu ifade etmişlerdir.

Çalışmada VAR modelinin gecikme uzunluğu (k) 3 ve maksimum bütünleşme derecesi (d_{\max}) 1 olarak belirlenmiş ve $k+d_{\max} = 3+1=4$ gecikme için serilerin düzey değerleri ile kısıtsız VAR(4) modeli tahmin edilmiştir. Tahmin edilen VAR(4) modelinin Toda-Yamamoto nedensellik testine uyarlanmış hali aşağıdaki gibidir.

$$i\dot{s} = \alpha_1 + \sum_{i:1}^4 \alpha_{2i} i\dot{s}_{t-i} + \sum_{i:1}^4 \alpha_{3i} t\ddot{u}f\ddot{e}_{t-i} + \sum_{i:1}^4 \alpha_{4i} gsyh_{t-i} + \sum_{i:1}^4 \alpha_{5i} dyy_{t-i} + \sum_{i:1}^4 \alpha_{6i} dk_{t-i} \quad (3)$$

$$t\ddot{u}f\ddot{e} = \beta_1 + \sum_{i:1}^4 \beta_{2i} t\ddot{u}f\ddot{e}_{t-i} + \sum_{i:1}^4 \beta_{3i} i\dot{s}_{t-i} + \sum_{i:1}^4 \beta_{4i} gsyh_{t-i} + \sum_{i:1}^4 \beta_{5i} dyy_{t-i} + \sum_{i:1}^4 \beta_{6i} dk_{t-i} \quad (4)$$

$$gsyh = \gamma_1 + \sum_{i:1}^4 \gamma_{2i} gsyh_{t-i} + \sum_{i:1}^4 \gamma_{3i} i\dot{s}_{t-i} + \sum_{i:1}^4 \gamma_{4i} t\ddot{u}f\ddot{e}_{t-i} + \sum_{i:1}^4 \gamma_{5i} dyy_{t-i} + \sum_{i:1}^4 \gamma_{6i} dk_{t-i} \quad (5)$$

$$dyy = \theta_1 + \sum_{i:1}^4 \theta_{2i} dyy_{t-i} + \sum_{i:1}^4 \theta_{3i} i\dot{s}_{t-i} + \sum_{i:1}^4 \theta_{4i} t\ddot{u}f\ddot{e}_{t-i} + \sum_{i:1}^4 \theta_{5i} gsyh_{t-i} + \sum_{i:1}^4 \theta_{6i} dk_{t-i} \quad (6)$$

$$dk = \lambda_1 + \sum_{i:1}^4 \lambda_{2i} dk_{t-i} + \sum_{i:1}^4 \lambda_{3i} i\dot{s}_{t-i} + \sum_{i:1}^4 \lambda_{4i} t\ddot{u}f\ddot{e}_{t-i} + \sum_{i:1}^4 \lambda_{5i} gsyh_{t-i} + \sum_{i:1}^4 \lambda_{6i} dyy_{t-i} \quad (7)$$

Tahmin edilen (3), (4), (5), (6) ve (7) numaralı denklemlerde otokorelasyon sorununun varlığı, Breusch-Godfrey (BG) testi ile değişen varyansın varlığı, Breusch-Pagan-Godfrey (BPG) testi ile söz konusu denklemlerin hata terimlerinin normal dağılıp dağılmadığı, Jarque-Bera (JB) testi ile ve spesifikasyon hatası olup olmadığı, Ramsey RESET (RR) testi ile araştırılmıştır.

Tablo 7: Diagnostik Testler

Denklem	Düzeltilmiş R ²	BG Test İstatistiği	BPG Test İstatistiği	JB Test İstatistiği	RR Test İstatistiği
3	0.8296	2.0434 (0.360)	18.0904 (0.528)	0.8195 (0.663)	4.1399 (0.508)
4	0.9988	2.9304 (0.020)	23.9174 (0.246)	0.7279 (0.694)	0.3515 (0.557)
5	0.9850	1.8726 (0.392)	24.3819 (0.226)	0.2192 (0.896)	0.0003 (0.985)
6	0.6995	3.6216 (0.163)	30.1963 (0.066)	3.5798 (0.166)	0.6965 (0.410)
7	0.7474	1.3875 (0.499)	26.1452 (0.161)	2.2062 (0.331)	2.7757 (0.106)

Açıklamalar: Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir.

Tablo 7 incelendiğinde, Breusch-Godfrey testi sonuçlarında, %1 anlamlılık düzeyine göre otokorelasyon sorunu olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Breusch-Pagan-Godfrey testi sonuçlarında, (3), (4), (5) ve (7) numaralı denklemlerde %1, (6) numaralı denklemde ise %5 anlam düzeyinde değişen varyans sorunu ile karşılaşılmasıdır. Tahmin edilen denklemlerin

hata terimlerinin Jarque-Bera testi sonuçlarına göre normal dağılıma sahip olduğu ve Ramsey RESET testi sonuçlarına göre de söz konusu denklemlerde spesifikasyon hatası olmadığı belirlenmiştir. Toda-Yamamoto nedensellik testi için tahmin edilen denklemlerde herhangi bir sorunla karşılaşılmamış ve testin uygulanabilirliği sonucuna varılmıştır.

Testin son aşamasında ise bu denklemlerde yer alan değişkenlerin (3) gecikmedeki katsayılarına kısıtlama konarak WALD (MWALD) sınaması uygulanır. Örneğin, Denklem (3) için temel hipotez $H_0: \alpha_{3i} = 0$ biçiminde tanımlanmakta ve temel hipotezin kabul edilmesi durumunda TÜFE değişkeninden işsizlik oranı değişkenine doğru Granger nedensellik ilişkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçları aşağıda yer alan Tablo 8'de gösterilmiştir.

Tablo 8: Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

Ho Hipotezi	χ^2 İstatistiği	p (Olasılık) Değeri
tüfe iş'in nedeni değildir.	3.194558	0.3626
gsyh iş'in nedeni değildir.	6.858393	0.0766***
dyy iş'in nedeni değildir.	0.602805	0.8958
dk iş'in nedeni değildir.	6.186219	0.1029
iş tüfe'nin nedeni değildir.	3.947271	0.2672
gsyh tüfe'nin nedeni değildir.	7.533872	0.0567***
dyy tüfe'nin nedeni değildir.	2.383661	0.4967
dk tüfe'nin nedeni değildir.	14.54191	0.0023*
iş gsyh'nin nedeni değildir.	3.459005	0.3261
tüfe gsyh'nin nedeni değildir.	0.581950	0.9006
dyy gsyh'nin nedeni değildir.	0.533842	0.9114
dk gsyh'nin nedeni değildir.	6.110101	0.1064
iş dyd'nin nedeni değildir.	2.615792	0.4547
tüfe dyd'nin nedeni değildir.	1.345553	0.7183
gsyh dyd'nin nedeni değildir.	3.402557	0.3336
dk dyd'nin nedeni değildir.	2.065413	0.5589
iş dk'nin nedeni değildir.	2.243897	0.5234
tüfe dk'nin nedeni değildir.	0.434630	0.9330
gsyh dk'nin nedeni değildir.	8.091218	0.0442**
dyy dk'nin nedeni değildir.	8.105911	0.0439**

Açıklamalar: *, ** ve *** sembelleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlam seviyesinde değişkenler arasında nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir.

Elde edilen bulgular; işsizlik oranı ile reel GSYH arasında, %10 anlamlılık düzeyinde reel GSYH'den işsizlik oranına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir. Bu durum teorik beklentileri destekler niteliktedir. İşsizlik oranı ile enflasyon arasındaki nedensellik ilişkisi incelendiğinde herhangi bir nedensellik ilişkisine rastlanmamaktadır. Bu durum kısa dönemde işsizlik ve enflasyon arasında ters yönlü bir ilişki olduğu teorisini desteklememektedir. İşsizlik oranı ile doğrudan yabancı yatırım değişkenleri arasında yine bir etkileşim bulunmamaktadır. Bu sonuç, Türkiye ekonomisine yapılan yabancı yatırımların önemli kısmının satın alma ve birleşme şeklinde gerçekleştiği ve bu şekilde gerçekleşen doğrudan yabancı yatırımların istihdamı arttırmadığı şeklinde açıklanabilmektedir. İşsizlik oranı ve reel efektif döviz kuru arasında yine bir nedensellik ilişkisi bulunmamaktadır. Bu durumun sonucu olarak da dalgalı döviz kurunun işsizlik oranı üzerinde beklenen etkiyi göstermediği söylenebilmektedir.

Diğer nedensellik ilişkileri ise şöyledir; reel GSYH ile enflasyon arasında reel GSYH'den enflasyona doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi mevcuttur. Reel GSYH ile reel efektif döviz kuru arasında reel GSYH'den reel efektif döviz kuruna doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Ayrıca, nedensellik testi sonuçlarında reel efektif döviz kurundan enflasyona doğru olan tek yönlü nedensellik ve doğrudan yabancı yatırımlarından reel efektif döviz kuruna doğru tek yönlü nedensellik ilişkilerinin bulunduğu görülmektedir.

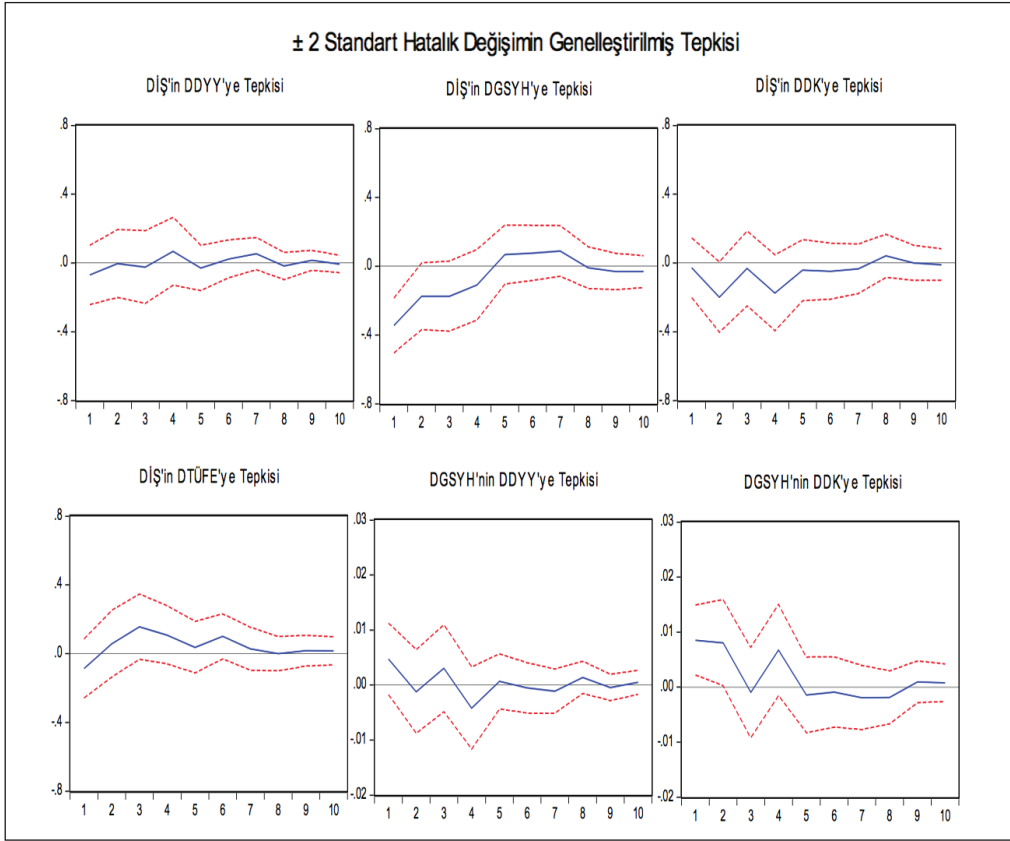
Toda-Yamamoto nedensellik testinde ulaşılan sonuçlara göre değişkenlerin dışsaldan içsele doğru sıralanışı doğrudan yabancı yatırım, reel GSYH, işsizlik oranı, reel efektif döviz kuru ve enflasyon şeklindedir.

4.3.2. Etki-Tepki Analizi Sonuçları

Etki-tepki analizi, değişkenlerden birinde meydana gelen bir birim standart hatalık şoka diğer değişkenlerin vereceği tepkiyi göstermektedir. Cholesky Ayrıştırması değişkenlerin sıralamasına duyarlı olabileceği için çalışmada değişkenlerin sıralamasına duyarlı olmayan Pesaran ve Shin (1998) tarafından Genelleştirilmiş Etki-Tepki Analizi kullanılmıştır. Söz konusu analizde etki-tepki fonksiyonları için gerekli güven aralıkları Monte Carlo simülasyon tekniği ile türetilmiştir. Grafiklerde yer alan kesikli çizgiler, ± 2 standart hata için güven aralıklarını, düz çizgiler de modelin hata terimlerinde meydana gelen 1 standart hatalık şoka karşı içsel değişkenin zaman içerisinde verdiği tepkiyi göstermektedir. Çalışmada yer alan değişkenlerin hata terimlerine verilen 1 standart sapmalık şokun etkisi Şekil 2'de verilmiştir.

Etki-tepki fonksiyonlarına göre, doğrudan yabancı yatırımda meydana gelen bir birimlik şok karşısında işsizlik oranının önemli bir tepki göstermediği görülmektedir. Reel GSYH'deki bir birim standart hatalık şoka; işsizlik oranının tepkisi beşinci döneme kadar negatif yönde, altıncı ve sekizinci dönemler arası pozitif yönde gerçekleşmektedir. Bu durum işsizlik ve büyüme arasındaki ilişkiyi destekler niteliktedir. Reel efektif döviz kurundaki bir birim standart hatalık şoka işsizlik oranının tepkisi beşinci döneme kadar negatif ve dalgalı bir seyir izlemektedir. Bu sonuçlar, reel efektif döviz kurundaki yükselmenin –TL'nin yabancı paralar karşısında değer kazanması nedeniyle ithalattaki artışın ve ihracattaki azalışın– işsizlik oranını düşürdüğünü ifade etmektedir. Enflasyonda meydana gelen bir birimlik şoka işsizlik oranı; ilk iki dönem negatif tepki verirken üçüncü dönem ve yedinci dönem arası pozitif yönde

Şekil 2: Etki-Tepki Fonksiyonları



Açıklamalar: “D” ilk fark durağanlığı simgelemektedir.

tepki vermiştir. Dolayısıyla da Phillips eğrisini destekler nitelikte bir sonuca; ilk iki dönemde ulaşıldığı söylenebilmektedir. Doğrudan yabancı yatırımda meydana gelen bir birimlik şok karşısında reel GSYH'nin gösterdiği tepki dalgalı bir seyir izlemektedir. İlk dönem pozitif, ikinci dönem negatif ve üçüncü dönem pozitif şeklinde devam etmektedir. Ulaşılan bu sonuçtan hareketle, doğrudan yabancı yatırımın büyüme üzerindeki olumlu etkisinin sadece birinci ve üçüncü dönemde geçerli olduğu söylenebilmektedir. Son olarak da, reel efektif döviz kuru şokuna büyümenin tepkisi, üçüncü döneme kadar pozitif iken üçüncü dönem negatif ve dördüncü dönem pozitif şeklinde olduğu görülmektedir. Bu sonuç çerçevesinde ise Türkiye’de üçüncü döneme kadar ve dördüncü dönemde ithalata dayalı büyümenin geçerli olduğu söylenebilmektedir.

4.3.3. Varyans Ayırıştırma Sonuçları

Varyans ayırıştırma, bir değişkendeki değişimin yüzde kaçının kendisinden, yüzde kaçının diğer değişkenlerden kaynaklandığını açıklamaktadır. Çalışmada varyans ayırıştırma

analizi, Cholesky ayrıştırmasına göre yapılmış ve işsizlik oranı ve RGSYH'nin varyans ayrıştırma sonuçları Tablo 9 ve Tablo 10'da verilmiştir.

Tablo 9: İşsizlik Oranının Varyans Ayrıştırma Sonuçları

Periyod	Standart Sapma	DDYY	DGSYH	DİŞ	DDK	DTÜFE
1	0.623607	1.246083	29.39169	69.36223	0.000000	0.000000
2	0.673177	1.071409	32.25606	60.62466	5.940910	0.106962
3	0.719400	1.053172	34.01937	54.84768	5.982874	4.096901
4	0.748028	1.808478	34.23447	52.58049	7.266025	4.110534
5	0.759266	1.909129	34.20721	51.13303	8.606818	4.143819
6	0.773123	1.928303	33.91089	49.58174	9.351270	5.227797
7	0.781670	2.363124	34.20513	48.51353	9.775866	5.142351
8	0.783351	2.403269	34.06347	48.35389	10.02023	5.159139
9	0.786187	2.422466	34.01350	48.37943	9.970158	5.214446
10	0.787027	2.425132	34.09266	48.28533	9.948871	5.248006

Açıklamalar: "D" ilk fark durağanlığı simgelemektedir.

İşsizlik oranında meydana gelen değişim 1. dönem %69'luk payla kendisi tarafından %29'luk payla reel GSYH tarafından açıklanmaktadır. İşsizlik oranının kendi etkisi zaman içerisinde azalırken reel GSYH'nin etkisi artmakta ve 10. dönemde %34'e ulaşmaktadır. Bu sonuç nedensellik testi sonucunda ulaşılan reel GSYH'den işsizlik oranına doğru olan nedensellik ilişkisini desteklemektedir. Doğrudan yabancı yatırımın işsizlik oranındaki değişim üzerindeki payının önemsiz düzeyde olduğu görülmektedir. Reel efektif döviz kurunun işsizlik oranındaki değişimi açıklamadaki payının 2. dönem % 5, 4. dönem %7 ve 10. dönem %9 olduğu görülmektedir. Enflasyonun işsizlik oranını açıklamadaki etkisi ise 3. dönem %4 ve 10. dönem %5 oranında gerçekleşmektedir.

Tablo 10: Büyümenin Varyans Ayrıştırma Sonuçları

Periyod	Standart Sapma	DDYY	DGSYH	DİŞ	DDK	DTÜFE
1	0.023671	4.017329	95.98267	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.025871	3.583289	86.88137	2.544665	6.840451	0.150220
3	0.026891	4.597478	81.15561	5.431792	7.096314	1.718805
4	0.028562	6.241041	72.96340	5.685917	13.20889	1.900757
5	0.029232	6.007733	73.68328	5.698176	12.77365	1.837163
6	0.029307	6.012004	73.61224	5.689922	12.72090	1.964928
7	0.029528	6.067165	72.81571	6.323100	12.72493	2.069092
8	0.029716	6.204904	72.20177	6.322886	13.22740	2.043033
9	0.029789	6.200813	72.17522	6.386970	13.17242	2.064584
10	0.029836	6.208606	72.12683	6.466269	13.13848	2.059820

Açıklamalar: "D" ilk fark durağanlığı simgelemektedir.

Tablo 10 incelendiğinde, reel GSYH'deki değişimi 1. dönem %95'lik payla kendisi ve %4'lük payla doğrudan yabancı yatırım tarafından açıklandığı görülmektedir. Doğrudan yabancı yatırımın reel GSYH'yi açıklamadaki payı uzun dönemde %6 olarak gerçekleşmektedir. İşsizlik oranının reel GSYH'yi açıklama oranı 2. dönem %2 iken 3. dönem %5'e, 7. dönem %6'ya yükselmektedir. Reel efektif döviz kurunun reel GSYH'deki değişimi açıklamada 2. dönem %6'luk, 5. dönem %12'lik ve 10. dönem %13'lük bir paya sahip olduğu ve uzun dönemde reel efektif döviz kurunun reel GSYH'deki değişim üzerinde etkili olduğu görülmektedir. Enflasyonun ise reel GSYH'deki değişimi açıklamada oldukça önemsiz bir paya sahip olduğu görülmektedir. Sonuç olarak, işsizlik oranı en çok reel GSYH'den sonra reel efektif döviz kuru, reel GSYH'deki değişim ise en çok reel efektif döviz kurundan sonra doğrudan yabancı yatırım tarafından açıklanmaktadır.

5. Sonuç

İşsizlik, Türkiye ekonomisinin karşılaştığı en önemli makroekonomik sorunlardan biridir. Bir ülkenin ekonomik ve sosyal hayatını etkileyen bu derece önemli bir sorunu yalnız değerlendirmek doğru bir yaklaşım olmayacaktır. Bu nedenle çalışmada işsizlik ile büyüme, doğrudan yabancı yatırım, enflasyon ve reel efektif döviz kuru arasındaki ilişkiler 2000:Q1-2013:Q4 dönemine ait verilerle standart VAR yöntemi kullanılarak analiz edilmiştir.

Nedensellik analizi sonucunda sadece büyümeden işsizlik oranına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuç etki-tepki ve varyans ayrıştırma analizleriyle de desteklenmiştir. Etki-tepki analizine göre, büyümedeki bir şoka işsizlik oranının tepkisi beşinci döneme kadar negatif iken altıncı ve sekizinci dönemler arası pozitif olarak gerçekleşmektedir. Varyans ayrıştırma analizinde işsizlikte meydana gelen değişimin %34'ü büyüme tarafından açıklandığı ve işsizliğin büyüme üzerinde çok düşük bir etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Analiz sonucunda ulaşılan bulgular, literatürde yer alan Muratoğlu (2011); Ümit ve Bulut (2013) ve Göçer (2015) tarafından yapılan çalışmalarda elde edilen işsizliğin büyüme değişkeninden etkilendiği sonucuyla paralellik göstermektedir. Ayrıca doğrudan yabancı yatırım ile işsizlik arasında nedensellik ilişkisinin bulunamaması ve varyans ayrıştırma analizinde de doğrudan yabancı yatırımın işsizlik oranını açıklamadaki payının önemsiz düzeyde olduğu sonucu, literatürde Saray (2011) ve Sandalcılar (2012) tarafından yapılan çalışmalarda elde edilen sonuçlarla tutarlılık göstermektedir. Enflasyon ve işsizlik oranı arasında da bir nedensellik ilişkisine ulaşılamamış ve bu sonuç varyans ayrıştırma analizi sonucuyla da desteklenmiştir. Etki-tepki analizinde ise enflasyonda meydana gelen bir birimlik şoka işsizlik oranı; ilk iki dönem negatif yönde tepki verirken üçüncü dönem ve yedinci dönem arası pozitif yönde tepki vermiştir. Dolayısıyla Phillips eğrisini destekler nitelikte bir sonuca; ilk iki dönemde ulaşıldığı söylenebilmektedir. İşsizlik oranı ve reel efektif döviz kuru arasında yine bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Etki-tepki analizinde reel kura verilen şok karşısında işsizlik oranının tepkisi beşinci döneme kadar negatif ve dalgalı bir seyir izlediği sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuçtan hareketle, reel efektif döviz kurundaki yükselmenin – TL'nin yabancı paralar karşısında değer kazanması nedeniyle ithalattaki artışın ve ihracattaki azalışın– işsizlik oranını düşürdüğü söylenebilmektedir. Varyans ayrıştırma analizine göre de işsizlik oranının en çok büyümeden sonra reel efektif döviz kuru tarafından açıklandığı ve fakat işsizlik oranının büyümeyi açıklamadaki payının düşük olduğu tespit edilmiştir.

Sonuç itibariyle, Türkiye’de işsizlik oranı 2001 krizinden sonra artış göstermiş ve kronik bir sorun haline gelmiştir. Tarım sektöründe makineleşmeye ve tarım sektörünün ekonomideki payının düşmesine bağlı olarak işsiz kalan kesimin kırdan kente göç etmesi ise işsizlik sorununun kentte büyümesine neden olmuştur. Bu problemleri çözmek için öncelikle istihdamın düzenli dağılımı sağlanmalı, sanayi sektörüne gerekli önem verilmeli, yerli yatırımlara bazı ayrıcalıklar tanınarak özel sektör yatırıma teşvik edilmeli, tarım sektöründe makineleşme vs. nedenlerle göçlerin yaşanmasına engel olunmalı ve sağlıklı şehirleşme için gerekli politikalara yer verilmelidir. Ayrıca işgücünün vasıflı olması için mesleki eğitim kursları, meslek yüksekokulları gibi meslek eğitimlerine gerekli önem ve destek verilmelidir. Makroekonomik değişkenlerde karşılaşılan sorunlar ise istikrarsız büyüme, kısa vadeli spekülasyon amaçlı yabancı yatırımlardır. Ülkemizde büyümenin kalıcı olması sağlanmalı ve bu amaca yönelik doğrudan yabancı yatırımları artırıcı politikalar geliştirilmeli ve yatırımcılara bazı imtiyazlar tanınarak yatırım yapmaları teşvik edilmelidir. Aynı zamanda yabancı yatırımların kalıcı olması için yeni yatırım, tesis ve işletmeler kurulması teşvik edilmeli ve istihdamı artırması sağlanmalıdır.

Kaynakça

- Altunöz, U. (2015). Reel büyüme ve işsizlik bağlamında Türkiye için Okun yasası analizi. *Kamu-İş*, 14 (1), 29-44.
- Andersen, P. S., & Hainaut, P. (1998). *Foreign direct investment and employment in the industrial countries*. Bank for International Settlements (BIS) Working Papers, No: 61, November 1998.
- Barişık, S., Çevik, E. İ., & Çevik, N. K. (2010). Türkiye’de Okun yasası, asimetri ilişkisi ve istihdam yaratmayan büyüme: Markov-Switching yaklaşımı. *Maliye Dergisi*, 159, 88-102.
- Bhattacharai, K. (2016). Unemployment–inflation trade-offs in OECD countries. *Economic Modelling*, 58 (November 2016), 93–103.
- Boz, Ç. (2013). Türkiye’de reel döviz kuru ve işsizlik ilişkisi: 2003-2012. *Marmara Üniversitesi İ.İ.B. Dergisi*, 34(1), 51-61.
- Bozkurt, H. (2007), *Zaman serileri analizi*. Bursa: Ekin Yayınevi.
- Ceylan, S., & Şahin, Y. B. (2010). İşsizlik ve ekonomik büyüme ilişkisinde asimetri. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 11(2), 157-165.
- Chang, S. C. (2007). The interactions among foreign direct investment, economic growth, degree of openness and unemployment in Taiwan. *Applied Economics*, 39(13), 1647-1661
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74 (366), 427-431.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(1), 1057-1072.
- Djambaska, E., & Lozanoska, A. (2015). Foreign direct investment and unemployment evidence from the Republic of Macedonia. *International Journal of Economics, Commerce and Management*, 3 (12), 73-85.

- Elshamy, H. (2013). The relationship between unemployment and output in Egypt. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 81 (June 2013), 22-26.
- Göçer, İ. (2015). Okun yasası: Türkiye üzerine bir uygulama. *Uluslararası Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 1 (1), 1-12.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating casual relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Granger, C.W.J., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120.
- Gül, E., Kamacı, A., & Konya, S. (2014). *Enflasyon ve işsizlik arasındaki nedensellik ilişkisinin test edilmesi: Panel eşbütünlük ve nedensellik analizi*. International Conference on Eurasian Economies, 1-6.
- Harris, R., & Silverstone, B. (2001). Testing for asymmetry in Okun' s Law: A cross-country comparison. *Economics Bulletin*, 5(2), 1-13.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of co-integration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2/3), 231-254.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation inference on co-integration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Karagöz, K. (2007). Bir sosyal politika aracı olarak doğrudan yabancı yatırımların istihdama etkisi. *İstanbul Üniversitesi Sosyoloji Konferansları Dergisi*, 36, 99-116.
- Lee, J. (2000). The robustness of Okun' s law: Evidence from OECD countries. *Journal of Macroeconomics*, 22(2), 331-356.
- Muratoğlu, Y. (2011). *Ekonomik büyüme ve işsizlik arasındaki asimetrik ilişki ve Türkiye'de Okun Yasasının sınanması*. Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Hitit Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Çorum.
- Noya Yalman, İ., & Koşaroglu, M. Ş. (2017). Doğrudan yabancı yatırımların ekonomik büyüme ve işsizlik üzerindeki etkisi. *Uluslararası Ekonomi, İşletme ve Politika Dergisi International Journal of Economics, Business and Politics*, 1(2), 191-205.
- Okun, A. M. (1962). Potential GNP: Its measurement and significance. in *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section* (Washington D.C.: American Statistical Association), 98-103.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). Generalised impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, 58(1), 17-29.
- 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.
- Phillips, P., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regressions. *Biometrika*, 75(2), 345-346.
- Roşoiu, J., & Roşoiu, A. (2014). The relation between unemployment rate and economic growth in USA. *International Journal of Economic Practices and Theories*, 4 (2), 162-167.
- Sadiku, M., Ibraimi, A., & Sadiku, L. (2015). Econometric estimation of the relationship between unemployment rate and economic growth of FYR of Macedonia. *Procedia Economics and Finance*, 19 (2015) 69 – 81.

- Sandalcılar, A. R. (2012). Türkiye’de yabancı doğrudan yatırımların istihdama etkisi: Zaman serisi analizi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 26(3-4), 273-285.
- Saray, M. O. (2011). Doğrudan yabancı yatırımlar-istihdam ilişkisi; Türkiye örneği. *Maliye Dergisi*, 161, 381-403.
- Selim, S., & Ayvaz Güven, E. T. (2014). Türkiye’de enflasyon, döviz kuru ve işsizlik arasındaki ilişkinin ekonometrik analizi. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 10 (1), 127-145.
- Sims, C. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48 (1), 1-48.
- Soytas, U., Sari, R., & Ewing, B. T. (2007). Energy consumption, income, and carbon emissions in The United States. *Ecological Economics*, 62(3-4), 482-489.
- Sögner, L. (2000). Okun Law: Does the Austrian unemployment-GNP relationship exhibit structural breaks? *Empirical Economics*, 26(3), 553-564.
- Sögner, L., & Stiassny, A. (2010). An analysis on the structural stability of Okun’s law--a cross-country study. *Applied Economics*, 34 (14), 1775-1787.
- Strat, V. A., Davidescu, A., & Paul, M. A. (2015). FDI and the unemployment - a causality analysis for the latest EU members. *Procedia Economics and Finance*, 23 (2015) 635 – 643.
- Şentürk, M., & Akbaş, Y. E. (2014). İşsizlik, enflasyon ve ekonomik büyüme arasındaki karşılıklı ilişkinin değerlendirilmesi: Türkiye örneği. *Journal of Yasar University*, 9(34), 5820-5832.
- Tarı, R. (2010). *Ekonometri*. Kocaeli: Umuttepe Yayınları.
- T.C. Maliye Bakanlığı. (2008). *Yıllık ekonomik rapor 2008*. Erişim Tarihi: 06.08.2015. <https://www.maliye.gov.tr/YillikEkonomikRapor/Y%C4%B1ll%C4%B1k%20Ekonomik%20Rapor%202008.pdf>
- TCMB. (2001). *Para politikası raporu*. Erişim Tarihi: 11.11.2014. http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/11b239dd-287b-4cfc-8cae-cc50afe3d0ba/baskan_ParaPol01.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE11b239dd-287b-4cfc-8cae-cc50afe3d0ba
- TCMB. (2011). *Yıllık rapor 2011*. Erişim Tarihi: 11.08.2016. <http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/efba3aa3-1b38-45ce-8431-96b5e43ec984/11turkce.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACEefba3aa3-1b38-45ce-8431-96b5e43ec984>
- TCMB. (2012), *Yıllık rapor 2012*. Erişim Tarihi: 11.08.2016. <http://www3.tcmb.gov.tr/yillikrapor/2012/files/tr-full.pdf>
- TCMB. (2013), *Yıllık rapor 2013*. Erişim Tarihi: 11.08.2016. <http://www3.tcmb.gov.tr/yillikrapor/2013/files/tr-full.pdf>
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated process. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- Uysal, D., & Alptekin, V. (2009). Türkiye’de işsizlik ve büyüme ilişkisinin var modeli yardımıyla sınanması (1980-2007). *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 25, 69-78.

- Uysal, D., & Erdoğan, S. (2003). Enflasyon ile işsizlik oranı arasındaki ilişki ve Türkiye örneği (1980-2002). *SÜ İİBF Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 6, 35-47.
- Ümit, A. Ö. (2016). Türkiye’de ticari açıklık, kredi hacmi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiler: Çoklu yapısal kırılmalı zaman serisi analizi. *Çankırı Karatekin Üniversitesi İİBF Dergisi*, 6(1), 471-499.
- Ümit, A. Ö., & Bulut, E. (2013). Türkiye’de işsizliği etkileyen faktörlerin kısmi en küçük kareler regresyon yöntemi ile analizi: 2005-2010 dönemi. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 37, 131-142.
- Ünsal, E. (2005). *Uluslararası İktisat: Teori, politika ve açık Ekonomi Makro İktisatı*. Ankara: İmaj Yayıncılık.
- Vergil, H., & Ayaş, N. (2009). Doğrudan yabancı yatırımların istihdam üzerindeki etkileri: Panel veri analizi. *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, 24(275), 89-114.
- Wolde-Rufael, Y. (2010). Coal consumption and economic growth revisited. *Applied Energy*, 87(1), 160-167.
- Yılmaz Göktaş, Ö. (2005). Türkiye ekonomisinde büyüme ile işsizlik oranları arasındaki nedensellik ilişkisi. *Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, 2, 11-29.

