



KÜMÜLATİF ETKİ-TEPKİ FONKSİYONLARI ÇERÇEVESİNDE İKTİSADİ ŞOKLARIN SÜREKLİLİĞİ: TÜRKİYE UYGULAMASI¹

Banu TANRIÖVER², Nebiye YAMAK³

Öz

Bu çalışmada 1990:I-2022:I dönemi Türkiye ekonomisi için kümülatif etki-tepki fonksiyonları yardımıyla iktisadi şokların reel üretim düzeyi üzerindeki etkilerinin sürekli olup olmadığının tespit edilmesi amaçlanmıştır. İktisadi şoklarda süreklilik kavramına ilişkin yapılan gerek teorik gerekse ampirik tartışmaları Türkiye ekonomisi kapsamında değerlendirmek amacıyla çalışmada, iktisadi şokların reel üretim düzeyi üzerinde sürekli bir etkiye neden olup olmadığı test edilmiştir. İktisadi şokların reel üretim düzeyi üzerinde geçici mi yoksa kalıcı bir etkiye mi neden olduğu yani iktisadi şokların sürekliliği, 1990-2022 dönemi Türkiye ekonomisi için Campbell ve Mankiw (1987a) tarafından uygulanan kümülatif etki-tepki fonksiyonları yardımıyla tespit edilmiştir. Elde edilen ampirik bulgular, Türkiye ekonomisinde herhangi bir nedenle ortaya çıkan bir iktisadi şokun, ekonomi üzerindeki etkilerinin en fazla 3-6 ay gibi bir süre devam ettiği, bu sürenin sonunda şokların etkisinin azalarak kaybolduğu yönünde olmuştur.

Anahtar Kelimeler: İktisadi şoklar, süreklilik, geçici şoklar, kalıcı şoklar, kümülatif etki-tepki fonksiyonları.
JEL Sınıflandırması: C22, E32, E37.

THE PERSISTENCE OF ECONOMIC SHOCKS WITHIN FRAMEWORK IN CUMULATIVE IMPULSE-RESPONSE FUNCTIONS: APPLICATION FOR TURKEY

Abstract

In this study, it is aimed to determine whether the effects of economic shocks on the real production level are persistent for the period of 1990:I-2022:I in the Turkish economy by employing the cumulative effect-response functions. In order to interpret both the theoretical and empirical discussions on the concept of continuity in economic shocks within the scope of the Turkish economy, it has been tested whether economic shocks have a permanent effect on the real production level. Whether the economic shocks have a temporary or permanent effect on the real production level, that is, the continuity of the economic shocks, has been determined with the help of the cumulative impact-response functions applied by Campbell and Mankiw (1987a) for the Turkish economy in the 1990-2022 period. The empirical findings have been that the effects of an economic shock in the Turkish economy for any reason last for a maximum of 3-6 months, and at the end of this period, the effects of the shocks diminish and disappear.

Keywords: Economic shocks, persistence, transitory shocks, permanent shocks, cumulative impulse-response functions.

JEL Classification: C22, E32, E37.

¹ Bu çalışma, Prof. Dr. Nebiye YAMAK'ın danışmanlığında yürütülen ve 2013 yılında kabul edilen Banu TANRIÖVER'in "Konjonktürel Dalgalanmalar Çerçevesinde İktisadi Şokların Sürekliliği: Teori ve Türkiye Uygulaması" isimli doktora tezinden türetilmiştir.

² Doç. Dr., Osmaniye Korkut Ata Üni., İİBF, İktisat Bölümü, banutanriover@osmaniye.edu.tr, ORCID: 0000-0001-8074-2159

³ Prof. Dr., Karadeniz Teknik Üni., İİBF, İktisat Bölümü, nyamak@ktu.edu.tr, ORCID: 0000-0003-3336-4735

1. Giriş

İktisadi şok kavramı, tarihsel süreç içerisinde birçok iktisatçı tarafından araştırma konusu olmuştur. İktisadi şok kavramında yaşanan gelişmeler, Ragnar Frisch'in yayılma ve itme olarak tanımladığı konjonktürel dalgalanmalar ile başlamış, Eugen Slutsky'nin 1937 yılında yayınladığı ve yeni bir ufuk aşan çalışması ile devam etmiştir. Konjonktürel dalgalanmaların temel nedeni olan iktisadi şok kavramına olan ilgi, Sims (1980) tarafından geliştirilen Vektör Otoregresyon (VAR) Modelinin ve ilk defa Muth (1961) tarafından ortaya atılan ve daha sonra Lucas, Sargent ve Wallace'ın öncülüğünü yaptığı rasyonel beklentiler teorisinin gelişimi ile yeniden canlanmaya başlamıştır.

İktisadi şok kavramına olan bu ilginin yeniden canlanmaya başlamasıyla birlikte, şokların ekonominin mevcut dengesi üzerindeki teorik ve ampirik etkileri ilgi ve merak konusu olmuştur. İktisadi şoklar sonucunda, reel değişkenler ya yeni bir denge değerine sahip olmakta, ya da iktisadi şokların ekonomi üzerinde kısa dönemde etkili olması nedeniyle tekrar eski denge değerine dönmektedir. Ekonominin mevcut dengesini değiştirerek kalıcı ya da geçici etkilere neden olan iktisadi şokların sürekliliği ile ilgili teorik ve ampirik tartışmalar, ilk olarak Nelson ve Plosser (1982)'in çalışmalarıyla başlamıştır.

Bu anlamda 1980'li yılların başına kadar, konjonktürel dalgalanmaların geçici bir olgu olduğu ve dalgalanmaların temel nedeninin talep şoklarından kaynaklandığı yönünde geleneksel bir görüş bulunmaktadır. Ancak 1980'li yıllarda yapılmaya başlanan ampirik çalışmalar, reel üretimin deterministik trendden sapmasının geçiciliğini araştırmış ve dalgalanmaların kalıcı olduğu yönünde bulgular elde etmişlerdir. Nelson ve Plosser (1982), konjonktürel dalgalanmaların kaynağı olarak gösterilen geçici şokların reel üretimdeki büyük dalgalanmaları açıklayamadığını, reel faktörlerden kaynaklanan stokastik değişimlerin konjonktürel dalgalanmaların temel kaynağı olduğunu öne sürmüşlerdir.

Mevcut makroekonomik modeller, iktisadi şokların ekonomi üzerindeki etkilerinin sürekli olup olmadığı konusunda farklı görüşlere sahip olmuşlardır. Konjonktürel dalgalanmaları açıklamak amacıyla ortaya atılan teoriler, konjonktürel dalgalanmaların nedenlerine göre incelenmekle birlikte, genel olarak dalgalanmalara neden olan şokların talep ve arz yanlı olmasına göre sınıflandırılmaktadırlar. Şöyle ki, talep yanlı konjonktür teorileri, Keynesyen, Monetarist, Yeni Klasik ve Yeni Keynesyen konjonktür teorileri olarak sıralanmaktadır. Bu teoriler dalgalanmaların temel nedeni olarak talep şoklarını göstermekte ve şokların ekonomi üzerindeki etkilerinin geçici olduğunu savunmaktadırlar. Ancak 1970'li yıllarda yaşanan petrol krizi sonrasında, iktisatçılar bu kez ekonominin arz yönlü şoklarının kaynaklarını ve etkilerini araştırmaya başlamışlardır. Nelson ve Plosser (1982), konjonktürel dalgalanmaların deterministik trendden geçici sapmalar olarak değil stokastik trendden kalıcı sapmalar olarak da düşünülmesi gerektiğini öne sürerek, konjonktürel dalgalanma teorisinde arz yanlı bir görüş ortaya atmışlardır.

1980'li yılların ortalarında iktisadi şokların sürekliliği konusunda yapılan teorik tartışmaları ampirik olarak sınamak amacıyla çeşitli istatistiksel ve ekonometrik yöntemler ortaya atılmıştır. Sürekliliğin ölçülmesine ilişkin kullanılan ve geliştirilen yöntemler temelde iki farklı gruba ayrılmaktadır. Özellikle tek değişkenli durağanlık analizlerine dayanan ilk grup yöntemler, geçiciliğin veya kalıcılığın boyutu ve süresi hakkında bir bilgi sağlamadıklarından eleştirilmektedir. Ancak bu yöntemler, herhangi bir şokun üretim düzeyi üzerindeki etkisinin geçici veya kalıcı olduğunu ortaya koyarak, teorik literatürde Nelson ve Plosser (1982)'in çalışmalarıyla tartışılmaya başlanan şokların sürekli olup olmadığı sorusuna ışık tutmaktadırlar. İkinci grup yöntemlerde ise rassal yürüyüş bileşeninin büyüklüğü ölçülebilmekte veya hafıza parametresi yardımıyla serinin bütünleşme derecesi kesirli olarak da ifade edilebilmektedir. Bu yolla sürekliliğin derecesi ölçülerek, şokun ne kadar geçici veya ne kadar kalıcı olduğu tespit edilebilmektedir.

Mevcut literatürde gerek iktisadi şokların sürekliliğine ilişkin makroekonomik modeller tarafından yapılan teorik açıklamalar, gerekse sürekliliğin ölçülmesine ilişkin geliştirilen ekonometrik

yöntemler farklılık arz etmektedir. Teorik ve ampirik açıdan ortaya atılan farklı görüşler ve yöntemlerin geçerliliği de merak konusu olmaktadır. Bununla birlikte konuya ilişkin yapılan çalışmalar konjonktürel dalgalanma teorilerine geniş bir teorik açıklama sağlamakla birlikte, Türkiye ekonomisi için iktisadi şokların sürekliliğine ilişkin yapılan çalışmalar yok denecek kadar azdır. Bu nedenle çalışmada, iktisadi şokların reel etkilerinin sürekli olup olmadığının ve talep (geçici) şoklarının mı yoksa arz (kalıcı) şoklarının mı üretim üzerinde etkili olduğunun 1990:I-2022:I dönemi Türkiye ekonomisi için sınanması amaçlanmıştır.

Bu kapsamda ikinci bölümde, iktisadi şok kavramı ve geçici-kalıcı şoklar teorik literatür dikkate alınarak açıklanmış ve aynı zamanda iktisadi şokların ekonomi üzerinde sürekli bir etkiye sahip olup olmadığını sınavan ampirik çalışmalara ilişkin bilgilere yer verilmiştir. Üçüncü bölümde iktisadi şokların sürekli olup olmadığını test etmek amacıyla Watson (1986) ve Campbell ve Mankiw (1987a,b) tarafından kullanılan kümülatif etki tepki fonksiyonu açıklanmıştır. Dördüncü bölümde, 1990-2022 dönemi Türkiye ekonomisindeki iktisadi şokların ekonominin mevcut dengesi üzerindeki etkileri süreklilik kapsamında test edilmiştir. Sonuç bölümünde, Türkiye ekonomisindeki iktisadi şokların sürekliliği ve elde edilen bulgular teorik nedenleriyle birlikte değerlendirilmiş, bu bulgular çerçevesinde politika önerileri sunulmuştur.

2. Teorik ve Ampirik Literatür

İlgili teorik ve ampirik literatürde konjonktürel dalgalanmaların iktisadi şoklar sonucunda meydana geldiği yönünde geleneksel bir görüş hakimdir. Ekonominin mevcut dengesini değiştirerek geçici veya kalıcı etkilere neden olan şoklar, kavramsal olarak Frisch (1933), Slutsky (1937), Muth (1961), Sims (1972, 1980), Cochrane (1994) ve Qin ve Gilbert (2001) gibi birçok iktisatçının ilgi odağı olmuştur. İktisadi şoklara ilişkin yapılan teorik açıklamalar dikkate alındığında, şok kavramı, herhangi bir değişkenin ya da büyüklüğün değerinde önceden tahmin edilemeyen ani artış veya azalış yani beklenmeyen değişim olarak tanımlanmaktadır. Beklenmeyen değişimler, sadece beklenmeyen politika kararlarını değil aynı zamanda beklenen ancak beklendiği yönde gerçekleşmeyen politika sonuçlarını da kapsamaktadır. İktisadi şok kavramı, “etki” (impulse), “yenilik” (innovation) veya “dağılım” (distribution) olarak da ifade edilmektedir.

Gerek teorik gerekse ampirik literatürde, iktisadi şoklar sonucunda toplam ekonomik faaliyet hacminin deterministik trend değerinden geçici olarak saptığı yönünde bir görüş hakimdir. Bu anlamda makroekonomik değişkenlerin, deterministik trend eğilimi sergilediği ve trend değerinden sapmalarının kısa dönemli olacağı düşünülmektedir. Ancak yeni konjonktürel dalgalanma teorileri, trend değerinden sapmaların geçici olmadığını ve değişkenlerin trend değerinin de dalgalanarak yeni bir trend eğilimi sergilediğini ortaya atmaktadırlar. Yaşanan şoklar sonucunda, makro değişkenler trend değerine dönmemekte ve dolayısıyla şoklar kalıcı etkiler yaratmaktadır. Bu durumda değişkenlerin trend değerlerinin de ortaya çıkan iktisadi şoklar nedeniyle stokastik bir süreç izlediği kabul edilmektedir.

Makroekonomik değişkenlerin deterministik veya stokastik bir trend eğilimi sergilemesi, iktisadi şokların konjonktürel dalgalanmalarda sırasıyla geçici veya kalıcı etkilere neden olması anlamına gelmektedir. Dolayısıyla zaman serilerinin trend yani uzun dönem değerinden kısa dönemli sapmasına neden olan iktisadi şoklar, “geçici şoklar” olarak tanımlanmaktadır. Geçici şoklar sonucunda, trend değerinden sapan seri, kısa dönemde tekrar eski değerine dönmektedir. Serilerinin trend değerinden uzun dönemli sapmasına neden olarak yeni bir trend eğiliminin oluşmasına neden olan iktisadi şoklar ise, “kalıcı şoklar” olarak nitelendirilmektedir. Kalıcı şoklar sonucunda, trend değerinden sapan seri, tekrar eski değerine dönmemekte ve yeni bir trend eğilimi sergilemektedir.

Makroekonomistler, konjonktürel dalgalanmaları genellikle deterministik trendden geçici sapmalar olarak düşünmektedirler. Ancak 1980’li yıllarda yapılmaya başlayan ampirik çalışmalar, bu sapmaların geçiciliğini araştırmış ve reel üretimdeki dalgalanmaların kalıcı olduğu yönünde bulgular elde etmişlerdir. Nelson ve Plosser (1982), konjonktürel dalgalanmaların kaynağı olarak

gösterilen geçici şokların reel üretimdeki büyük dalgalanmaları açıklayamadığını, reel faktörlerden kaynaklanan stokastik değişimlerin konjonktürel dalgalanmaların temel kaynağı olduğunu öne sürmüşlerdir. Sürekliliği, ekonometrik modellerle de açıklayan Nelson ve Plosser (1982), konjonktürel dalgalanmaların sadece deterministik trendden geçici sapmalar olarak değil, stokastik trendden kalıcı sapmalar olarak da düşünülmesi gerektiğini öne sürerek, konjonktür dalgalanma teorisinde arz yanlı bir görüş ortaya atmışlardır.

Özellikle Nelson ve Plosser (1982)'in çalışmalarından sonra konuya olan ilgi önem kazanmıştır. Harvey (1985), Watson (1986), Clark (1987), Campbell ve Mankiw (1987, 1989), Shapiro ve Watson (1988), Cochrane (1988), Evans (1989), Blanchard ve Quah (1989), Christiano ve Eichenbaum (1989), Cogley (1990), Jaeger ve Kunst (1990) ve Mills (1991) gibi iktisatçılar bu gibi iktisadi şokların sürekliliğini belirlemeye çalışmışlardır.

Nelson ve Plosser (1982) çalışmalarında, makroekonomik zaman serilerinin deterministik bir trend etrafından dalgalanan durağan bir süreçle mi yoksa deterministik trende dönme eğiliminde olmayan ve birim kök içeren bir süreçle mi daha iyi karakterize edildiğini araştırmışlardır. Bu amaçla öncelikle gözlemlenmeyen bileşenler modeli yardımıyla, üretim serisindeki dalgalanmaları, büyüme oranı bileşenine ve konjonktürel bileşene ayırtmışlardır. Geçici şokların temel nedenlerinden biri olan parasal şokların büyüme oranındaki dalgalanmaları açıklamada başarılı olmadığını, reel faktörlerden kaynaklanan stokastik değişimlerin ise makroekonomik dalgalanmaların temel bir bileşeni olduğunu öne sürmüşlerdir. ABD ekonomisine ilişkin seriler kullanarak bu serilerin deterministik trende dönmediğini yani durağan olmayan stokastik bir süreç izlediğini tespit etmiştir.

Campbell ve Mankiw (1987a) çalışmalarında, 1869-1984, 1869-1929 ve 1930-1984 dönemleri ABD ekonomisi için tek değişkenli zaman serisi analizlerini kullanarak, Nelson ve Plosser (1982)'in çalışmalarını dört şekilde genişletmişlerdir. İlk olarak, reel GSMH değişkeni için Nelson ve Plosser (1982)'in aksine, sadece AR sürecinden veya sadece MA sürecinden oluşan bir model değil, ARIMA modelleri oluşturmuşlardır. İkinci olarak, bir zaman serisinin deterministik trend etrafında durağan olduğu yönündeki hipotezin nasıl test edileceğini göstererek, standart testler için tamamlayıcı bir bakış açısı sağlamışlardır. Üçüncüsü, Cochrane (1988) tarafından ileri sürülen sürekliliğin parametrik olmayan bir tahmin yöntemini uygulamışlardır. Son olarak, reel GSMH'nin birim köke sahip olup olmadığından ziyade, kantitatif olarak da ifade etmeye çalışmışlardır. Yani şokların geçici veya kalıcılığından ziyade, şokun üretim üzerindeki etkisini sayısal olarak da ölçmeye çalışmışlardır. Kullandıkları bu yöntemlerle, %1'lik bir şokun uzun dönemde reel GSMH'de %1'den daha fazla bir değişime neden olduğu yönünde bulgulara ulaşmışlardır. Elde ettikleri bu bulguyla, konjonktürel dalgalanmaların trendden geçici sapmalar olduğu ve reel üretimin tekrar eski düzeyine döndüğü yönündeki geleneksel teorik görüşü reddetmişler ve Nelson ve Plosser (1982)'in bulgularıyla tutarlı sonuçlar elde etmişlerdir.

Campbell ve Mankiw (1987b), yine ABD ekonomisi için reel GSMH'deki logaritmik değişimleri, durağan bir ARMA süreciyle modellemişlerdir. Uygun buldukları ARMA (2,2) modeli ve diğer modellerin çoğunun benzer etki-tepki fonksiyon değerlerine sahip olduğunu bulmuşlardır. Ayrıca diğer bazı çalışmalar reel GSMH değişkenindeki süreklilikle ilgili bulguları reddetmişlerdir. Çünkü elde ettikleri bulgular, konjonktürel dalgalanmaları diğer dalgalanmalardan ayıramadığından, Campbell ve Mankiw (1987b) parametrik olmayan bir yöntem olan varyans oranı yardımıyla, konjonktürel dalgalanmaların bir göstergesi olan işsizlik oranı için sürekliliği test ederek, diğer çalışmaların bir farklılık yaratmışlardır. Sonuç olarak Campbell ve Mankiw (1987a)'in bulgularıyla benzer sonuçları elde etmişler ve reel GSMH için sürekliliği kabul etmişlerdir.

Cochrane (1988), ABD ekonomisindeki kişi başına düşen reel GSMH değişkenindeki rassal yürüyüş bileşeninin büyüklüğünü ölçmeye çalışmıştır. Rassal yürüyüş bileşeninin büyüklüğünü, 1869-1986 ve 1947-1986 olarak iki ayrı dönem için incelemiştir. İlgili değişkenin ilk dönemde daha değişken olmasına rağmen, her iki dönem için sürekliliğin derecesinin hemen hemen aynı olduğunu tespit etmiştir. Cochrane (1988)'in bu anlamda elde ettiği en önemli bulgu, rassal yürüyüş

bileşenin büyüklüğünün serideki yıldan yıla meydana gelen değişimin sadece 1/3'ünü oluşturduğu ve GSMH'nin yıllık değişimlerinin 2/3'ünü ise geçici bileşenlerin oluşturduğu yönünde olmuştur. Dolayısıyla üretim serisinin deterministik trende ve kalıcı veya rassal bileşenden ziyade hemen hemen geçici bileşenlerden oluştuğunu öne sürmüştür.

Blanchard ve Quah (1989) çalışmalarında, GSMH ve işsizlik oranındaki dalgalanmaların iki tip şok sonucunda oluştuğunu öne sürerek bu şokları kalıcı ve geçici etkiye sahip olan şoklar olarak ifade etmişlerdir. Ekonomide tek tip bir şokun olup olmadığının ve bu şokların dinamik etkilerinin ne olduğunun araştırılması gerektiğini öne sürmüşlerdir. Blanchard ve Quah (1989), birbiriyile ilişkisiz olan iki tip şokun üretim üzerindeki etkilerinin farklı olduğunu teorik ve ampirik olarak açıklamışlardır. Talep şoklarının üretim üzerindeki etkisinin ortalama 1 yıl sonra azaldığını ve 2-3 yıl sonra kaybolduğunu, arz şoklarının üretim üzerindeki etkisinin zamanla arttığını ve 2 yıl sonra zirveye ulaştığını varsayımlardır. Bu varsayımlarını sınamak için, üretim ve işsizlik oranı değişkenlerini, her bir şokun dağıtılmış gecikmesi olarak tanımlamışlardır. İlerleyen yıllarda Blanchard ve Quah (1989) ayrıştırma yöntemi olarak da ifade edilen bu modelleme yardımıyla, üretim üzerinde talep şoklarının etkisinin 2-4 çeyrek dönem arasında zayıfladığı ve daha sonra azalarak 3-5 yıl sonra kaybolduğu yönünde bulgular elde etmişlerdir. Arz şoklarının etkisinin ise ortalama 9 çeyrek dönem boyunca artarak devam ettiğini ve zirve yaparak sonraki dönemlerde de bu etkisini sabit bir şekilde sürdürdüğünü tespit etmişlerdir.

Cochrane (1990) çalışmasında, ABD ekonomisinin GSMH değişkeninde tüketim harcamalarındaki şoklar sonucu oluşan dalgalanmaların sürekliliğini yani sürekli gelir hipotezini test etmiştir. Cochrane (1990), şokların sürekliliğini, ele alınan şokun tek ve çok değişkenli bir şok olup olmamasına göre ölçmüştür. Birden fazla değişkeni içeren şokların tek değişkeni içeren şoklara göre daha fazla bilgi içerdiğini öne sürmüştür. Bu amaçla GSMH değişkeninin geçmiş dönem değerleri yardımıyla tahmin ettiği tek değişkenli otoregresif (AR) modeli ve birden fazla değişkeni içeren VAR modeli oluşturmuştur. AR ve VAR modelinde ilgili değişkenlerin gecikme uzunluklarını sırasıyla dört ve iki olarak belirlemiştir. GSMH değişkenin, tek değişkenli modellerle ifade edilmesi durumunda rassal bir yürüyüş izlediğini yani şokların kalıcı olduğunu tespit etmiştir. Ancak GSMH değişkenin, çok değişkenli yani birden fazla şokları içeren modellerle ifade edilmesi durumunda ise, şokların geçici etkilere neden olduğunu ortaya koymuştur.

Miller ve Newbold (1995), tek değişkenli modellerden biri olan ARMA modeli ve çok değişkenli bir model olan VAR modeli yardımıyla, iktisadi şokların sürekliliğinin tahmininde diğer çalışmalardan farklı olarak belirsizlik olgusuna odaklanmışlardır. Campbell ve Mankiw (1987,1988)'in çalışmalarında da uyguladıkları ARMA modelleri yardımıyla ve Blanchard ve Quah (1989) tarafından ileri sürülen şokların ayrıştırılması yöntemiyle sürekliliği incelemişlerdir. Her iki yöntem sonucunda, 1950-1991 dönemi ABD ekonomisinin reel GSMH ve işsizlik oranı değişkenleri için sürekliliğin varlığını kabul etmişlerdir.

Balcılar (2003) çalışmasında, mal ve imalat sektörlerinden oluşan 32 sektöre ait ihracat fiyat endekslerinin ve toplam fiyat endeksinin davranışlarını incelemiştir. 1969-1995 dönemini Türkiye ekonomisine ilişkin aylık veriler kullanmıştır. İhracat fiyat endekslerin durağan olup olmadığını, The Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Perron (1989) birim kök analizleriyle belirleyerek, şokların geçici mi yoksa kalıcı mı etkilere sahip olduğunu sınamıştır. Kullandığı ihracat fiyat endekslerinin birçoğunun durağan olmadığı sonucundan yola çıkarak, şokların kalıcı olduğunu öne sürmüştür. Sürekliliği kümülatif etki-tepki fonksiyonu ve Cochrane (1988) varyans oranı testi yardımıyla ölçerek, sürekliliğin düşük olduğunu ve kalıcı bileşenin büyüklüğünün nispi olarak küçük olduğunu tespit etmiştir.

Jensen ve Liu (2006), ABD ekonomisinde 1992-2002 yılları arasında meydana gelen konjonktürel dalgalanmaların nasıl bir uzun bellek davranışı sergilediğini araştırmışlardır. Markov zincir değişimi modelinde uzun hafıza rejimini genişleterek genişleme ve daralma dönemlerinin süre uzunluğunu ölçmüşlerdir. ABD ekonomisindeki genişleme ve daralma dönemlerinin uzun hafızalı olduğunu, kırılğan bir konjonktüre sahip olduğunu ve ilk genişleme döneminin başarılı

olması durumunda bu genişlemenin devam etme olasılığının artarak devam ettiğini tespit etmişlerdir.

Vafin (2019), 1992-2019 dönemi Rusya ekonomisinin GSYH, yatırım, ihracat, tüketim ve tasarruflarına ait konjonktürel dalgalanmaların sürekliliğini araştırmıştır. Bry ve Boschan üçer aylık algoritmasını, Granger nedensellik testini ve korelasyon analizleri yardımıyla geçmişle dönemlerinin 12-32 çeyrek arasında ve daralma dönemlerinin 5-9 çeyrek arasında sürdüğünü elde etmiştir. Ayrıca konjonktürel dalgalanma periodlarının 1998 ruble krizinden, 2008 küresel krizden ve 2014 Rusya mali krizinden etkilendiği yönünde bulgulara ulaşmıştır. İhracat dışındaki diğer tüm değişkenlerin daha çok kalıcı bileşenlerden oluştuğunu ortaya koymuştur.

Lee vd. (2022) çalışmalarında, ABD ekonomisinin 1980-2019 dönemi GSYH, hazine bonosu ve S&P500 hisse senedi piyasası endeksi verilerini kullanarak GARCH-M modeli yardımıyla farklı zamanlarda yaşanan farklı şok türlerinin makro değişkenlerde meydana getirdiği belirsizliğin sürekliliğini araştırmışlardır. Üretimdeki dalgalanmaların çoğunlukla geçici şoklardan kaynaklandığı ve bu geçici şokların etkilerinin hızlı bir şekilde (yıl içinde) azaldığı; kalıcı şokların ise dalgalanmalar üzerinde herhangi bir etki yaratmadığı yönünde bulgulara ulaşmışlardır.

3. Veri Seti ve Ekonometrik Yöntem

Çalışmada 1990:I-2022:I dönemi üçer aylık zaman serileri kullanılmış olup, veri setinin elde edilmesinde Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası'nın internet sitesindeki elektronik veri dağıtım sisteminden (EVDS) ve Türkiye İstatistik Kurumu'nun veri tabanından yararlanılmıştır. Çalışmada kullanılan reel üretim değişkeni (Y), gayrisafi yurtiçi hasıla serisinin temel yıl 2009 olarak alınmasıyla oluşturulmuştur. Çalışmada değişkenleri temsil eden sembollerin önündeki " L ", ilgili değişkenin doğal logaritmasının alındığını, " Δ " ise ilgili değişkenin birinci derece devresel farkının alındığını göstermektedir.

Zaman serisi analizlerinde durağan serilerin kullanılması, sahte regresyon problemiyle karşılaşılması açısından önemlidir. Bu nedenle iktisadi şokların sürekliliğini test etmeden önce, değişkenlerin birim köke sahip olup olmadığının tespit edilmesi amaçlanmıştır. X-12 ARIMA yöntemi ile mevsimsel etkilerden arındırılarak ve doğal logaritması alınarak kullanılan reel GSYH değişkeninin birim kök içerip içermediğini test etmek amacıyla, "*Genişletilmiş Dickey-Fuller*" (Augmented Dickey Fuller-ADF) birim kök analizinden yararlanılmıştır.

Birim kök analizinde sonra iktisadi şokların sürekli olup olmadığını test etmek amacıyla, kümülatif etki-tepki fonksiyonundan yararlanılmıştır. Watson (1986) ve Campbell ve Mankiw (1987a,b) tarafından da kullanılan kümülatif etki-tepki fonksiyonu, "Otoregresif Hareketli Ortalamalar" (ARMA) modeli yardımıyla oluşturulmakta ve iktisadi şokların sürekliliği hareketli ortalama katsayılarının toplamı yardımıyla ölçülmektedir. ARMA modeli, otoregresif ve hareketli ortalama olarak iki süreçten oluşmaktadır. Otoregresif süreçte ($AR(p)$), zaman serisi değişkeninin cari dönemdeki değeri, p sayıdaki geçmiş dönem değerlerinin ağırlıklı toplamı ve rassal hata teriminin toplamına eşittir. Hareketli ortalama sürecinde ($MA(q)$) ise, zaman serisi değişkeninin cari dönemdeki değeri, hata teriminin cari dönemdeki değeri ve hata terimlerinin q sayıdaki geçmiş değerleri toplamına eşittir. Buna göre logaritmik reel üretim düzeyindeki (y_t) bir değişim, durağan ARMA süreciyle aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$y_t = \varphi_1 y_{t-1} + \varphi_2 y_{t-2} + \dots + \varphi_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (1)$$

$$y_t = \sum_{i=1}^p \varphi_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \theta_j \varepsilon_{t-j}$$

(1) nolu denklem, gecikme operatörü " L " ile yeniden yazıldığında, aşağıdaki gibi (4) nolu denklem elde edilir:

$$y_t - \varphi_1 y_{t-1} - \varphi_2 y_{t-2} - \dots - \varphi_p y_{t-p} = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (2)$$

$$y_t - \varphi_1 L - \varphi_2 L^2 - \dots - \varphi_p L^p = \varepsilon_t + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q \quad (3)$$

$$\varphi(L)\Delta y_t = \theta(L)\varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim (0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (4)$$

(4) nolu denklem, hareketli ortalama sürecine veya etki-tepki fonksiyonuna ulaşmak ve şokların ile y_t üzerindeki uzun dönem etkisini ortaya koyabilmek amacıyla yeniden düzenlendiğinde, (6) nolu denklem aşağıdaki gibi elde edilmektedir.

$$\Delta y_t = \varphi(L)^{-1}\theta(L)\varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta y_t = A(L)\varepsilon_t \quad (6)$$

(6) nolu denklemdeki $A(L)$, gecikme operatöründeki sonsuz bir polinomdur. Bu denkleme göre, t dönemindeki bir şokun $t + k$ dönemindeki büyüme oranı (Δy_{t+k}) üzerindeki etkisi A_k 'ya eşittir. Ancak t dönemindeki bir şokun $t + k$ dönemindeki reel üretim düzeyi (y_{t+k}) üzerindeki etkisini bulmak için (6) nolu eşitliğin y_t için yeniden düzenlenmesi gerekmektedir.

$$y_t = (1 - L)^{-1}A(L)\varepsilon_t \quad (7)$$

$$y_t = B(L)\varepsilon_t \quad (8)$$

(8) nolu denkleme göre, t dönemindeki bir şokun $t + k$ dönemindeki reel üretim düzeyi (y_{t+k}) üzerindeki etkisi, $A_0 + A_1 + \dots + A_k$ 'ya eşittir. Bu durumda B_k , A_j katsayılarının sonsuz toplamına eşittir (Campbell ve Mankiw, 1987a: 861).

$$B_k = \sum_{j=0}^k A_j \quad (9)$$

$$\frac{\partial y_{t+k}}{\partial \varepsilon_t} = A_0 + A_1 + \dots + A_k$$

(9) nolu denklemdeki B_k , iktisadi şokların sürekliliğinin ölçümünde kullanılmaktadır. Buna göre, iktisadi şokun reel üretim düzeyi üzerindeki nihai etkisi, hareketli ortalama katsayılarının sonsuz toplamına yani $A(1)$ 'e eşittir. $A(1)$ aynı zamanda kümülatif etki-tepki olarak da ifade edilmektedir (Mayadunne vd., 1995: 146).

$$A(1) = \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial y_{t+k}}{\partial \varepsilon_t} = \sum_{j=0}^{\infty} A_j \quad (10)$$

Deterministik trend etrafında dalgalanan durağan bir üretim serisi için $A(1)$ 0'a eşitken, stokastik bir trend içeren veya rassal yürüyüş izleyen bir üretim serisi için $A(1)$ 1'e eşittir. Bu anlamda $A(1) = 0$ olması durumunda herhangi bir iktisadi şokun reel üretim düzeyi üzerindeki etkisi geçici iken, $A(1) = 1$ durumunda şokların etkisi kalıcıdır (Campbell ve Mankiw, 1988: 3).

4. Ampirik Bulgular

Bu çalışmada, 1990:I-2022:I dönemi Türkiye ekonomisindeki iktisadi şokların reel etkileri süreklilik kapsamında test edilmiştir. Bu kümülatif etki-tepki fonksiyonları yardımıyla şokların sürekli olup olmadığı tespit edilmiştir. Bu amaçla öncelikle reel GSYH değişkeninin durağan olduğu seviye Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilen ADF birim kök testi ile belirlenmiştir. Buna göre ADF birim kök testine ilişkin ampirik bulgular Tablo 1'de özetlenmiştir.

Tablo 1: ADF Birim Kök Analizi Sonuçları

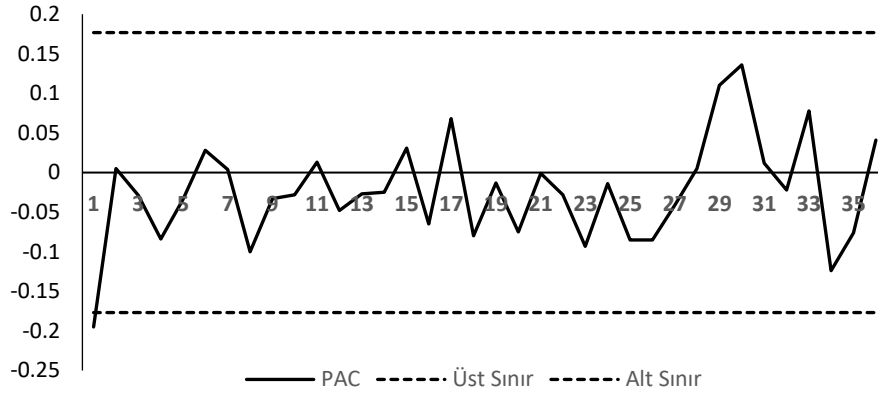
DEĞİŞKENLER	SABİTSİZ TRENDSİZ	M	SABİTLİ TRENDSİZ	M	SABİTLİ TRENDLİ	M
LY	3.9596	1	0.5183	1	-2.6915	0
Δ LY	-12.3352***	0	-13.6149***	0	-13.6419***	0

Not: Maksimum gecikme uzunluğu 8 olarak kabul edilmiştir. m optimal gecikme uzunluklarını ve *** %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

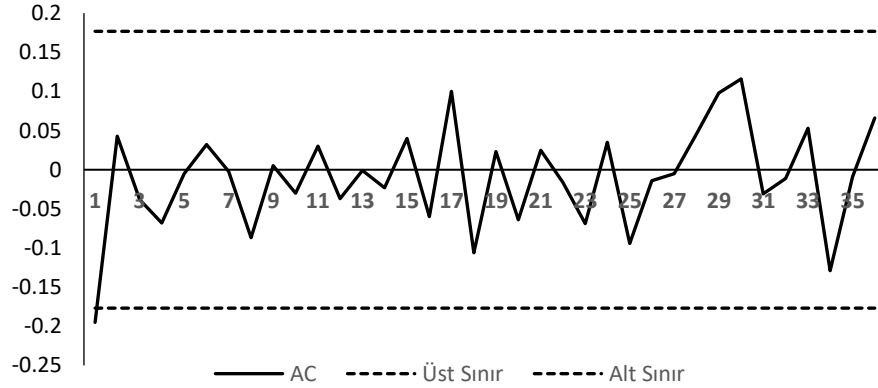
Tablo 1'ye göre, sabitsiz-trendsiz, sabitli-trendsiz ve sabitli-trendli olmak üzere üç formda da reel GSYH değişkeni birinci farkında durağan olduğu tespit edilmiştir.

Watson (1986) ve Campbell ve Mankiw (1987a, b) tarafından uygulanan ve “kümülatif etki-tepki fonksiyonu” olarak da ifade edilen hareketli ortalama katsayılarının toplamı yardımıyla, iktisadi şokların sürekli bir etkiye sahip olup olmadığı test edilmiştir. Bu amaçla öncelikle birinci farkında durağan olduğu kabul edilen reel üretim düzeyi değişkeni için ARIMA (p, d, q) modeli oluşturulmuştur. ARIMA (p, d, q) modelinin oluşturmak amacıyla, otoregresif (AR) ve hareketli ortalama (MA) süreçlerinin sırasıyla p ve q olarak ifade edilen optimal gecikme uzunlukları belirlenmiştir. AR ve MA süreçlerinin optimal gecikme uzunluklarının belirlenmesinde sırasıyla kısmi ve basit otokorelasyon fonksiyonlarından yararlanılmıştır. Birinci farkında durağan olan LY değişkeninin, kısmi ve basit otokorelasyon fonksiyonları sırasıyla Grafik 1 ve 2’de gösterilmiştir.

Grafik 1: ΔLY Değişkenine Ait Kısmi Otokorelasyon (PAC) Fonksiyonu



Grafik 2: ΔLY Değişkenine Ait Basit Otokorelasyon (AC) Fonksiyonu



Grafik 1 ve 2’ye göre, basit ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları 1. gecikmede $\mp 2 \left(\frac{1}{\sqrt{n}} \right) = \mp 2 \left(\frac{1}{\sqrt{128}} \right) = \mp 0.1768$ aralık limitlerinin dışında olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca hem AR hem de MA sürecinde ani düşme 1. gecikme uzunluğunda gerçekleşmiştir. Bu nedenle AR ve MA süreçlerinin sırasıyla p ve q sayıdaki gecikme uzunlukları 1 olarak belirlenmiştir. Reel GSYH değişkenine ilişkin uygun ARIMA (p, d, q) modeli, ARIMA (1,1,1) olarak kabul edilmiştir. Ancak Campbell ve Mankiw (1987a)’in çalışmalarında da uyguladıkları gibi, belirlenen ARIMA (1,1,1) modelinin p ve q sayıdaki gecikme uzunlukları azaltılarak çeşitli ARIMA (p, d, q) modelleri elde edilmiştir. Reel GSYH değişkenine ait toplam 3 farklı ARIMA (p, d, q) modeline ilişkin tahmin sonuçları Tablo 2’de özetlenmiştir.

Tablo 2: ΔLY Değişkenine İlişkin ARMA Modellerinin Tahmin Sonuçları

(p, q)	c	φ_1	θ_1
(1,0)	0.0104***	-0.1945**	
(0,1)	0.0103***		-0.1911**
(1,1)	0.0103***	-0.2669	0.0758

Not: c tahmin edilen denkleme ilişkin sabit terimi, φ_1 ve θ_1 sırasıyla AR ve MA katsayılarına ilişkin parametreleri; *** ve ** sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir.

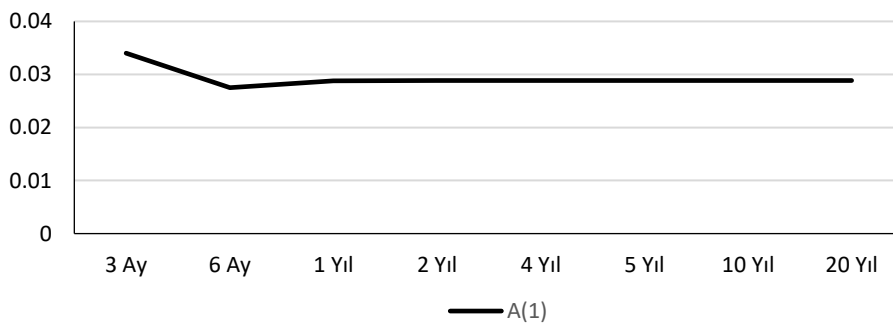
Ekonometrik yöntem bölümünde detaylı olarak açıklanan (1) nolu denklem, ΔLY için tahmin edilmiş ve çeşitli p ve q değerleri için elde edilen tahmin sonuçları Tablo 2’de özetlenmiştir. Buna göre, ΔLY için oluşturulan ARMA (1,0), ARMA (0,1) ve ARMA (1,1) modellerinde iterasyonlardan sonra yakınsama sağlanmış ve AR ve MA süreçlerinin kökleri birim çember içerisinde yer almıştır. Ayrıca tahmin edilen tüm ARMA modellerine ait katsayılar 1’den küçük olduğundan uygun model olarak kabul edilmiştir. Dolayısıyla 3 farklı ARMA modelinden elde edilen kümülatif etki-tepki katsayıları yardımıyla, şokların sürekli olup olmadığının yorumlanmasında bir sakınca bulunmamaktadır. Tablo 2’den elde edilen bulgular yardımıyla tahmin edilen uzun dönem kümülatif etki-tepki katsayıları, 3 ARMA modeli için Tablo 3’te özetlenmiştir.

Tablo 3: ΔLY Değişkeni İçin Kümülatif Etki-Tepki Fonksiyonları

(p, q)	3 Ay	6 Ay	1 Yıl	2 Yıl	4 Yıl	5 Yıl	10 Yıl	20 Yıl
(1,0)	0.0339	0.0273	0.0283	0.0284	0.0284	0.0284	0.0284	0.0284
(0,1)	0.0338	0.0273	0.0273	0.0273	0.0273	0.0273	0.0273	0.0273
(1,1)	0.0340	0.0275	0.0288	0.0288	0.0288	0.0288	0.0288	0.0288

Tablo 3’teki bulgulara göre, 3 farklı ARMA modelinden elde edilen kümülatif etki-tepki katsayılarının yani A (1) değerlerinin birden küçük olduğu tespit edilmiştir. Bu anlamda 1990:I-2022:I dönemi Türkiye ekonomisinde herhangi bir sebeple meydana gelen şoklar (talep ve/veya arz şokları, içsel ve/veya dışsal şoklar ve reel ve/veya nominal şoklar), reel üretim düzeyi üzerinde geçici etkilere neden olduğu yönünde bulgulara ulaşılmıştır. Gerek ilk 3 ayda gerekse ilk 20 yılda bu etkinin değişmediği ve iktisadi şokların süresiz olduğu yönünde bulgular elde edilmiştir. ΔLY değişkenine ilişkin en optimal model olan ARMA (1,1) modelinden elde edilen kümülatif etki-tepki fonksiyonlarının seyri Grafik 3’te görüldüğü gibidir.

Grafik 3: ARMA (1,1) Modeli İçin Kümülatif Etki-Tepki Fonksiyonlarının Seyri



Grafik 3’ten de anlaşılacağı gibi herhangi bir şokun reel üretim düzeyi üzerindeki etkisi zamanla azalmakta ve daha sonra bu şokun etkisi tamamen bitmektedir. Bu kapsamda Reel üretim düzeyi üzerindeki iktisadi şokların süresiz olduğu söylenebilir.

5. Sonuç

Bu çalışmada 1990-2022 dönemi Türkiye ekonomisi için kümülatif etki-tepki fonksiyonları yardımıyla iktisadi şokların reel üretim düzeyi üzerindeki etkilerinin sürekli olup olmadığının tespit edilmesi amaçlanmıştır. Süreklilik kavramına ilişkin yapılan gerek teorik gerekse ampirik tartışmaları Türkiye ekonomisi kapsamında değerlendirmek amacıyla çalışmada, iktisadi şokların

reel üretim düzeyi üzerinde sürekli bir etkiye neden olup olmadığı test edilmiştir. İktisadi şokların reel üretim düzeyi üzerinde geçici mi yoksa kalıcı bir etkiye mi neden olduğu yani iktisadi şokların sürekliliği, 1990-2022 dönemi Türkiye ekonomisi için Campbell ve Mankiw (1987a) tarafından uygulanan kümülatif etki-tepki fonksiyonları yardımıyla tespit edilmiştir. Bu kapsamda reel üretim düzeyi değişkeni için ARIMA modeli tahmin edilmiş ve elde edilen 3 farklı ARIMA modeli yardımıyla kümülatif etki-tepki katsayıları hesaplanmıştır. Bu modeller sonucunda elde edilen sonuçlara göre hareketli ortalama süreçlerinin sonsuz toplamının, 1'den küçük ve 0'a çok yakın olduğu tespit edilmiştir. Bu bulgular sonucunda Türkiye ekonomisinde yaşanan şokların üretim düzeyinde geçici etkilere neden olduğunu söylemek mümkündür. Türkiye ekonomisinde herhangi bir nedenle ortaya çıkan bir şokun, ekonomi üzerindeki etkilerinin en fazla 3-6 ay gibi bir süre devam ettiği, bu sürenin sonunda şokların etkisinin azalarak kaybolduğu yönünde bulunmuştur.

İlgili literatürde gerek yabancı ülke ekonomilerini kapsayan gerekse uluslararası düzeyde karşılaştırmalı olarak yapılan ampirik çalışmaların bulgularıyla tam anlamıyla örtüşmemektedir. Şöyle ki; Nelson ve Plosser (1982) ve Campbell ve Mankiw (1987 ve 1988), konjonktürel dalgalanmaların trendden geçici sapmalar olduğu ve reel üretimin tekrar eski düzeyine döndüğü yönündeki geleneksel teorik görüşü reddetmişlerdir. Cochrane (1988) ise geliştirdiği yöntemle tam aksine, geçici şokların konjonktürel dalgalanmaların 2/3'ünün geçici bileşenlerden 1/3'ünün kalıcı bileşenlerden oluştuğu yönünde bulgulara ulaşmıştır. Dolayısıyla bu çalışmada elde edilen bulguların Cochrane (1988)'in bulgularıyla tutarlılık gösterdiğini söylemek mümkündür.

Elde edilen bulgular genel olarak değerlendirildiğinde, 1990-2022 dönemi Türkiye ekonomisinde gerek talep gerekse arz yanlı şoklar yaşanmıştır ve yaşanmaya da devam etmektedir. Ancak gelişmekte olan ülkelerin birçoğunda olduğu gibi Türkiye ekonomisinde de reel ve mali sektörün kırılğan bir yapı sergilediği bir gerçektir. İçsel veya dışsal olarak yaşanan talep-arz yanlı şoklar, gelişmekte olan ülke ekonomilerini etkilemektedir. Bu durumda ilgili ülkeler kaos veya belirsizlikle karşı karşıya kalmakta ve makroekonomik göstergelerinde kısa dönemli değişimler yaşanmaktadır. Türkiye gibi gelişmekte olan ülke piyasalarının ekonomik ve siyasi gelişmelere gösterdiği olumsuz reaksiyon ani olduğu gibi, bu olumsuz gelişmelerin etkisi de karar birimleri tarafından çabuk unutulmaktadır. Dolayısıyla ekonominin uzun dönem denge değerine dönme hızı yüksek olmakta ve bu gibi şoklar geçici etkiler yaratmaktadır.

Çalışmada Türkiye ekonomisine yönelik elde edilen ampirik bulgular sonucunda, konjonktürel dalgalanmalar deterministik trendden geçici sapmalar sergilediği, iktisadi şokların sürekli olmadığı ve toplam talep şoklarının konjonktürel dalgalanmaların temel nedeni olduğu tespit edilmiştir. Bu anlamda Türkiye gibi gelişmekte olan ülke ekonomilerinde geçici şokların konjonktürel dalgalanmalar üzerindeki bu etkisi ani ancak kısa süreli olmaktadır. Bu çalışmada toplam talep şokları (geçici şoklar) ve toplam arz şokları (kalıcı şoklar) olarak ayrıştırılan iktisadi şokların spesifik etkileri, yapılacak çalışmalar için yeni bir araştırma konusu olabilir. İktisadi şokları parasal şoklar, kamu harcama şokları, petrol fiyat şokları, verimlilik şokları, içsel ve dışsal şoklar gibi çeşitli alt sınıflara ayrıştırılarak her bir şokun ekonomi üzerindeki etki süresi ortaya konulabilir. İktisadi şokları bu şekilde alt sınıflara ayrıştırarak, konjonktürel dalgalanmalara neden olan şokların türüne göre alınacak ekonomik tedbirler ve uygulanacak ekonomi politikaları da daha net bir şekilde tespit edilebilir.

Kaynakça

- Balcılar, M. (2003). Trends, Cycles, and Volatility in Export Prices: The Case of Turkey. *Kyrgyz Turkish Manas University Journal of Social Sciences*, 6, 161-186.
- Blanchard, O. J. ve Quah, D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *American Economic Review*, 79 (4), 655-673.
- Campbell, J. Y. ve Mankiw, G. N. (1987a). Are Output Fluctuations Transitory?. *The Quarterly Journal of Economics*, 102 (4), 857-880.

- Campbell, J. Y. ve Mankiw, G. N. (1987b). Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations. *NBER Working Paper*, No: 2169.
- Campbell, J. Y. ve Mankiw, G. N. (1988). *Are Output Fluctuations Transitory?*. *NBER Working Papers*, No: 1916.
- Campbell, J. Y. ve Mankiw, G. N. (1989). International Evidence on the Persistence of Economic Fluctuations. *Journal of Monetary Economics*, 23 (2), 297-318.
- Christiano, L. ve Eichenbaum, M. (1989). Unit Roots in Real GNP: Do We Know, and Do We Care?. *NBER Working Paper*, No. 3130.
- Clark, P. K. (1987). The Cyclical Component of U.S. Economic Activity. *The Quarterly Journal of Economics*, 102 (4), 797-814.
- Cochrane, J. H. (1988). How Big is the Random Walk in GNP?. *The Journal of Political Economy*, 96 (5), 893-920.
- Cochrane, J. H. (1990). Univariate vs. Multivariate Forecasts of GNP Growth and Stock Returns: Evidence and Implications for the Persistence of Shocks, Detrending Methods, and Tests of the Permanent Income Hypothesis. *NBER Working Paper*, No. 3427.
- Cochrane, J. H. (1994). Shocks. *NBER Working Paper*, No. 4698.
- Cogley, T. (1990). International Evidence on the Size of the Random Walk in Output. *Journal of Political Economy*, 98 (3), 501-518.
- Dickey, D. A. ve 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.
- Evans, G. (1989). Output and Unemployment Dynamics in the United States 1950-85. *Journal of Applied Econometrics*, 4 (3), 213-37.
- Frisch, R. (1933). Propagation Problems and Impulse Problems in Dynamic Economics. *Economic Essays in Honor of Gustov Cassel*
- Harvey, A. C. (1985). Trends and Cycles in Macroeconomics Time Series. *Journal of Business and Economic Statistics*, 3 (3), 216-227.
- Jaeger, A. ve Kunst, R. M. Seasonal Adjustment and Measuring Persistence in Output. *Journal of Applied Econometrics*, 5(1), 47-58.
- Jensen, M. J. ve Liu, M. (2006). Do Long Swings in The Business Cycle Lead to Strong Persistence in Output?. *Journal of Monetary Economics*, 53, 597-611.
- Lee, K., Shields, K. ve Turnip, G. (2022). Shock Persistence, Uncertainty and News-Driven Business Cycles. *CAMA Working Paper*, No. 34/2022.
- Mayadunne, G., Evans, M. ve Inder, B. (1995). An Empirical Investigation of Shock Persistence in Economic Time Series. *The Economic Record*, 71(213), 145-156.
- Mills, T. C. (1991). Are Fluctuations in U.K. Output Transitory or Permanent?. *Manchester School*, 59 (1),1-11.
- Miller, J. P. ve Newbold, P. (1995). Uncertainty about the Persistence of Economic Shocks. *Journal of Business & Economic Statistics, American Statistical Association*, 13(4), 435-440.
- Muth, J. R. (1961). Rational Expectations and the Theory of Price Movement. *Econometrica*, 29 (3), 315-335.
- Nelson, C. R. ve Plosser, C. I. (1982). Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications. *Journal of Monetary Economics*, 10 (2), 139-162.

- Qin, D. ve Gilbert, C. L. (2001). The Error Term in the History of Time Series Econometrics. *Econometric Theory*, 17 (2), 424-450.
- Shapiro, M. ve Watson, M. (1988). Sources of Business Cycle Fluctuations. *NBER Macroeconomics Annual*.
- Sims, C. A. (1972). Money, Income and Causality. *American Economic Review*, 62 (4), 540-52.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48 (10), 1-48.
- Slutzky, E. (1937). The Summation of Random Causes as the Source of Cyclic Processes. *Econometrica*, 5 (2), 19-60.
- Tanrıöver, B. (2013). Konjonktürel Dalgalanmalar Çerçevesinde İktisadi Şokların Sürekliliği: Teori ve Türkiye Uygulaması. (Yayımlanmamış Doktora Tezi). Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Trabzon.
- Vafin, A. (2019). Dating the Russian Business Cycle, Identifying Coherence and persistence in Its Major Macroeconomic Indicators. *Empirical Quests for Management Essences*, 3 (1), 1-20.
- Watson, M. W. (1986). Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends. *Journal of Monetary Economics*, 18 (1), 49-75.

THE PERSISTENCE OF ECONOMIC SHOCKS WITHIN FRAMEWORK IN CUMULATIVE IMPULSE-RESPONSE FUNCTIONS: APPLICATION FOR TURKEY

Extended Abstract

Aim: In this study, it is aimed to determine whether the effects of economic shocks on the real production level are persistent for the period of 1990:I-2022:I in the Turkish economy by employing the cumulative effect-response functions. In order to interpret both the theoretical and empirical discussions on the concept of continuity in economic shocks within the scope of the Turkish economy, it has been tested whether economic shocks have a permanent effect on the real production level. Whether the economic shocks have a temporary or permanent effect on the real production level, that is, the continuity of the economic shocks, has been determined with the help of the cumulative impact-response functions applied by Campbell and Mankiw (1987a) for the Turkish economy in the 1990-2022 period.

Method(s): In the study, in order to test whether the economic shocks in the Turkish economy are persistent, three-month time series for the period of 1990:I-2022:I were used. The real production variable used in the study was created by taking the gross domestic product series as the base year 2009. Real production variable was seasonally adjusted by using X-12 ARIMA method. Then the natural logarithm of the adjusted series was taken. Before testing the persistence of economic shocks, whether the variables have a unit root or not was determined by the augmented Dickey Fuller unit root test. In order to test whether the economic shocks are persistent after the unit root analysis, the cumulative impulse-response function is used. The cumulative impulse-response function, which is also used by Watson (1986) and Campbell and Mankiw (1987a, b), is created by the "Autoregressive Moving Averages" (ARMA) model. The persistence of economic shocks is measured by employing the sum of the moving average coefficients. Accordingly, the final effect of the economic shock on the real production level is equal to the infinite sum of the moving average coefficients ($A(1)$). $A(1)$ is also expressed as a cumulative impulse response (Mayadunne et al., 1995: 146). For the stationary production series that fluctuates around a deterministic trend, $A(1)$ is equal to 0, while for the production series that contains a stochastic trend or follows a random walk, $A(1)$ is equal to 1. In this sense, in the case of $A(1) = 0$, the effect of any economic shock on the real production level is temporary, while in the case of $A(1) = 1$ the effect is permanent (Campbell and Mankiw, 1988: 3).

Findings: It has been observed that the real GDP variable is stationary at the first difference. Whether the economic shocks have a temporary or permanent effect on the real production level, that is, the persistence of the economic shocks, has been determined by examining the cumulative impulse-response functions. In this context, the ARIMA model was estimated for the real production level variable and the cumulative impulse-response coefficients were calculated from the 3 different ARIMA models. According to the results obtained from these models, it has been determined that the infinite sum of the moving average processes is less than 1 and very close to 0. As a result of these findings, it is possible to say that the economic shocks experienced in the Turkish economy cause temporary effects on the production level. The empirical findings have been that the effects of an economic shock in the Turkish economy for any reason last for a maximum of 3-6 months, and at the end of this period, the effects of the shocks diminish and disappear.

Conclusion: When the findings are evaluated in general, both demand and supply-side shocks have been experienced in the period of 1990-2022 and still continue to be experienced in the Turkish economy. The negative reaction of the markets of developing countries such as Turkey to economic and political developments is sudden, and the impact of these negative developments is quickly forgotten by the decision-making units. Therefore, the rate of convergence to the long-term equilibrium value of the economy is high and such shocks create temporary effects. As a result of the empirical findings for the Turkish economy in the study, it has been determined that cyclical

fluctuations show temporary deviations from the deterministic trend, economic shocks are not permanent and aggregate demand shocks are the main cause of cyclical fluctuations. In this sense, this effect of temporary shocks on cyclical fluctuations in the economies of developing countries such as Turkey is sudden but short-lived.
