

**T.C.
İNÖNÜ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ**



**EŞ ZAMANLI ARZ VE TALEP ŞOKLARININ MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLER
ÜZERİNDEKİ ETKİSİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

**Danışman
Prof. Dr. Ali KOÇYİĞİT**

**Hazırlayan
Rumeysa DEMİRCİ**

MALATYA 2022

T.C.
İNÖNÜ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İKTİSAT ANABİLİM DALI

**EŞ ZAMANLI ARZ VE TALEP ŞOKLARININ MAKROEKONOMİK
DEĞİŞKENLER ÜZERİNDEKİ ETKİSİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

RUMEYSA DEMİRCİ

Danışman

Prof. Dr. Ali KOÇYİĞİT

MALATYA 2022

ONUR SÖZÜ

Prof. Dr. Ali Koçyiğit'in danışmanlığında yüksek lisans tezi olarak hazırladığım "EŞ ZAMANLI ARZ VE TALEP ŞOKLARININ MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLER ÜZERİNDEKİ ETKİSİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ" başlıklı bu çalışmanın bilimsel, ahlak ve geleneklere aykırı düşecek bir yardıma başvurmaksızın tarafımdan yazıldığını ve yararlandığım bütün yapıtların hem metin içinde hem de kaynakçada yöntemine uygun biçimde gösterilenlerden oluştuğunu belirtir, bunu onurumla doğrularım.

Rumeysa Demirci



ÖNSÖZ

Lisans ve yüksek lisans hayatım boyunca bir hoca olarak örnek aldığım ve yüksek lisans eğitim sürecimde, gerek görüşleriyle gerek değerli önerileriyle bana yol gösteren, her türlü desteğini benden esirgemeyen ve sabırlı davranarak her noktada yardımlarıyla bana öncülük eden danışmanım Prof. Dr. Ali Koçyiğit hocama sonsuz teşekkürlerimi sunarım.

Özellikle çalışmamın ekonometrik bölümünün oluşturulması aşamasında, yardımına ihtiyacım olduğu zaman bana her aşamada destek veren Prof. Dr. Tayfur Bayat hocama teşekkürlerimi sunuyorum.

Hayatımın her alanında ve özellikle tez yazım sürecimde bana her zaman destek olan canım babam Bilal Demirci ve canım annem Seyran Demirci başta olmak üzere kardeşlerime, çok değerli arkadaşım Büşra Kaya'ya ve yardımlarını gördüğüm herkese çok teşekkür ediyorum.

ÖZET

EŞ ZAMANLI ARZ VE TALEP ŞOKLARININ MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLER ÜZERİNDEKİ ETKİSİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

Ekonomide meydana gelen şoklar birçok makroekonomik değişkeni etkilemektedir. Bu şoklar, GSYH üzerindeki etkisi bağlamında Blanchard ve Quah yaklaşımına göre arz ve talep şokları olarak ikiye ayrılmaktadır. Bu şoklara ek olarak nominal şoklar da ele alınarak, yapılan çalışmada GSYH’de meydana gelen dalgalanmalar Vektör Otoregresyon (VAR) analizi kullanılarak incelenmiştir. Çalışmada kullanılan değişkene ait veriler Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası (TCMB) resmi sitesinin Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)’nden 1999Q1-2020Q4 dönemlerinden üçer aylık veriler olarak alınmıştır.

Elde edilen sonuçlara göre Türkiye ekonomisi, 1999Q1-2020Q4 dönemleri arasında GSYH üzerindeki etkisi bağlamında incelendiğinde, kısa ve uzun dönemde arz şoklarının baskın olduğu anlaşılmaktadır. Kısa dönemde arz şoklarına ek olarak talep şoklarının etkileri kısmen görülse de zamanla etkisinin azaldığı ve uzun dönemde bu etkinin çok düşük seviyelerde kaldığı sonucuna varılmaktadır. Bununla birlikte analizde nominal şokların ise kısa ve uzun dönemde GSYH üzerindeki etkisinin çok düşük düzeyde olduğu görülmektedir.

Anahtar Kelimeler: Arz Şokları, Talep Şokları, GSYH, Vektör Otoregresyon (VAR) Analizi, Türkiye Ekonomisi.

ABSTRACT

THE EFFECT OF SIMULTANEOUS SUPPLY AND DEMAND SHOCKS ON MACROECONOMIC VARIABLES: THE EXAMPLE OF TURKEY

Shocks in the economy affect many macroeconomic variables. These shocks are divided into two as supply and demand shocks according to the Blanchard and Quah approach in terms of their impact on GDP. In addition to these shocks, nominal shocks were also handled, and fluctuations in GDP were analyzed using Vector Autoregression (VAR) analysis. The data of the variable used in the study were obtained from the Electronic Data Distribution System (EVDS) of the Central Bank of the Republic of Turkey (CBRT) official site, as quarterly data from 1999Q1-2020Q4.

According to the results obtained, when the Turkish economy is analyzed in terms of its impact on GDP between 1999Q1-2020Q4, it is understood that supply shocks are dominant in the short and long term. Although the effects of demand shocks are partially seen in addition to supply shocks in the short term, it is concluded that the effect decreases over time and this effect remains at very low levels in the long term. However, the analysis shows that the effect of nominal shocks on GDP in the short and long run is very low.

Keywords: Supply Shocks, Demand Shocks, GDP, Vector Autoregression (VAR) Analysis, Turkish Economy.

İÇİNDEKİLER

ONUR SÖZÜ	iii
ÖNSÖZ.....	iv
ÖZET.....	v
ABSTRACT	vi
TABLolar LİSTESİ.....	ix
ŞEKİLLER LİSTESİ.....	x
GİRİŞ.....	1
BİRİNCİ BÖLÜM	
1.1. LİTERATÜR ANALİZİ.....	5
İKİNCİ BÖLÜM	
TÜRKİYE'DE ARZ VE TALEP ŞOKLARININ ETKİSİNİN VAR ANALİZİ İLE İNCELENMESİ	
2.1. Veri ve Metodoloji.....	13
2.2. Değişkenlerin Grafik İncelenmesi.....	15
2.3. Çevrimiçi ve Trend Ayrıştırması	16
2.4. Birim Kök Testi	25
2.4.1. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi.....	26
2.4.2. Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testi.....	29
2.5. Seriler Arası Çapraz Korelasyon	30
2.6. Çoklu Doğrusal Regresyon Analizi.....	35
2.7. VAR Analizi	37
2.7.1. Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi.....	39
2.7.1.1. Son Tahmin Hatası Kriteri (FPE)	39

2.7.1.2. Akaike Bilgi Kriteri (AIC).....	39
2.7.1.3. Hannan-Quinn Kritesi (HQ)	40
2.7.1.4. Schwartz Kriteri (SC)	40
2.7.2.Granger Nedensellik Testi	42
2.7.3. Etki-Tepki Analizi	45
2.7.4.Varyans Ayrıştırması.....	47
SONUÇ.....	50
KAYNAKÇA	52



TABLULAR LİSTESİ

Tablo 1: Değişkenlerin Tanımları	13
Tablo 2: Tanımlayıcı İstatistikler	25
Tablo 3: ADF (Augmented Dickey-Fuller) Birim Kök Testi	28
Tablo 4: Philips-Peron Birim Kök Testi	29
Tablo 5: Çapraz Korelasyon Matrisi	32
Tablo 6: Çoklu Doğrusal Regresyon Analizi Sonuçları	36
Tablo 7: Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi	40
Tablo 8: White Testi Sonuçları	41
Tablo 9: Granger Nedensellik Testi	44
Tablo 10: GSYH Değişkeninin Varyans Ayrıştırması	48



ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1: Makroekonomik Verilerin Zamana Karşı Grafiği	16
Şekil 2: Trendden Ayrıştırılmış GSYH'nin Zamana Göre Grafiği	17
Şekil 3: Trendden Ayrıştırılmış Dövizin Zamana Göre Grafiği	19
Şekil 4: Trendden Ayrıştırılmış Cari Açığın Zamana Göre Grafiği.....	20
Şekil 5: Trendden Ayrıştırılmış İthalatın Zamana Göre Grafiği	21
Şekil 6: Trendden Ayrıştırılmış Dış Ticaret Haddinin Zamana Göre Grafiği.....	22
Şekil 7: Trendden Ayrıştırılmış TÜFE'nin Zamana Göre Grafiği	23
Şekil 8: AR Karakteristik Polinomun Ters Kökleri	42
Şekil 9: Etki-Tepki Fonksiyonları (GSYH)	46



GİRİŞ

Şok kavramı, makroekonomik değişkenlerden herhangi birinin değerinde önceden öngörülemeyen ani artış veya azalış olarak tanımlanmaktadır. Beklenmeyen değişim olarak tanımlanan şok; yenilik (innovation), itme (impulse) veya dağılım (distribution) olarak da ifade edilmektedir. İktisadi literatüre bakıldığında şok, öngörülemeyen politika kararları, üretim maliyetinde beklenmeyen değişimler ve doğal afetler olarak sınıflandırılmaktadır. Ayrıca iktisadi şokların GSYH, ithalat, ihracat, istihdam ve üretim gibi reel değişkenler üzerinde etkileri bulunmaktadır. Değişkenler üzerinde yaratılan genişleme ve daralma dönemi etkilerinin ise yönü, hızı ve şiddeti birbirinden farklı gerçekleşmektedir.

Arz şokları, işgücünün marjinal verimliliğini etkileyen faktörler olarak açıklanmaktadır. Toplam arz eğrisinde kaymalar ile ortaya çıkan bu şoklar, genel olarak maliyet yönlü etkileri kapsamaktadır. Petrol ve hammadde fiyatlarında değişimler, teknolojik gelişmeler, sermaye ve işgücü kalitesindeki değişimler, deprem ve salgın gibi durumlar arz şokunun meydana gelmesinde etkili olmaktadır. Talep şokunun aksine, arz şoku gelir üzerinde kalıcı etkiye sebep olduğu bilinmektedir. Ayrıca talep şoku fiyatlar üzerinde pozitif etki yaratırken, arz şoku fiyat düzeyi ve milli gelir üzerinde ters etki yaratmaktadır. Arz şokları, gelirin tam istihdam seviyesini arttıran pozitif arz şokları ve tam istihdam seviyesini azaltan negatif arz şokları şeklinde ikiye ayrılmaktadır.

Negatif arz şokunun mal ve hizmet fiyatlarını yükseltmesi, üretim maliyetlerini arttırdığı için ilk olarak arz eğrisi yukarı yönlü hareket edecektir. Kısa dönemde ücretler ayarlanmadığı için, gelir azalırken, bununla birlikte fiyatlar artmakta ve işsizlik meydana gelmektedir. Arz şoku sonrasında görülen işsizlik ise nominal ücretlerde azalışa neden olmaktadır. Fiyatlar şoktan önceki seviyeye gelse bile, şok sonrasında reel ücretlerde de düşüş yaşanacaktır. Ayrıca bu şok, artan fiyatlar ve azalan üretim düzeyiyle stagflasyona neden olmaktadır.

Pozitif arz şoku ise, teknolojiye yaşanan gelişmelerle birlikte ortaya çıkan üretimdeki artış ile açıklanmaktadır. Arzda artışı açıklayan pozitif arz şoku, arz eğrisinin sağa kaymasına neden olmaktadır. Bunun sonucunda ise kısa dönemde gelir ve reel ücretler artarken fiyatlarda düşüş gerçekleşecektir.

Mal ve hizmetlere yönelik talebin artmasına ya da azalmasına neden olan, merkez bankasının para politikasında meydana gelen deęişiklikler, dıř ticaret haddinde meydana gelen deęişimler ya da genel olarak harcama üzerinde ani deęişikliğe yol açan ani ve beklenmedik kararlar talep řoku olarak adlandırılmaktadır. Talep řokları, harcama tercihindeki deęişim, firmaların yatırım tercihleri ve hane halklarının tüketimlerine baęlı olarak ortaya çıkmaktadır. Bu řoklar negatif talep řoku ve pozitif talep řoku olarak ikiye ayrılmaktadır.

Ekonomide yařanan negatif talep řoku, hanehalklarının tüketim talebinde azalmaya neden olmaktadır. Bunun sonucunda da gelir, normal seviyenin altına düşerek ekonomide durgunluk yaratmaktadır. Talepte yařanan düşüş firmaların üretimini etkilemekte ve kapasite altında çalışma ortamı sağlamaktadır. Ancak bu durumu istemeyen firmalar, talepteki azalma karşılıęında, ekonomi dengeye ulaşana kadar fiyatları düşürme yoluna başvurumaktadırlar. Böylece kısa dönemde gelirin azalmasına neden olan negatif talep řoku, uzun dönemde geliri etkilememektedir.

Ekonomide toplam harcama seviyesinin yükselmesine sebep olan, para ve maliye politikası haricinde kalan řoklara pozitif talep řoku denir. Bu řoklar kısa dönemde gelir üzerinde artırıcı bir etkiye sahip olurken, uzun dönemde herhangi bir etki yaratmamaktadır. Fiyatlar üzerinde ise, uzun dönemde kalıcı bir etkiye neden olmaktadır.

Ekonomide eş zamanlı olarak gerçekleşen arz ve talep řokları, her iki řokun aynı yönde deęişmeleri durumunda yarattığı etki ve farklı yönde deęişmesi durumunda yaratacağı etki bakımından birbirinden ayrılmaktadır. Bu bağlamda arz ve talep řoklarının aynı yönde ve aynı oranda deęişmesiyle yarattığı etki fiyatları etkilemezken, gelirin artması ya da azalmasına neden olmaktadır. Ancak aynı yönde hareket eden bu řoklar farklı oranlarda artış gösterir ise, fiyat arz ve talepte yařanan artışların oranına baęlı olarak hareket etmektedir. Yani arzdeki artış daha fazla olursa bu durumda fiyat düşerken, talepteki artışın daha fazla olması fiyatı arttırmaktadır.

Arz ve talep řoklarının eş zamanlı ve farklı yönde hareket etmeleri durumunda, talep řokunun artması ve arz řokunun azalması fiyatları her zaman artırırken, talep řokunda meydana gelen azalma ve arz řokundaki artış fiyatları düşürmektedir. Bu artışın oranı ise arz ve talepte meydana gelen řokun oranına baęlı olarak deęişmektedir.

Ayrıca talep şoklarında yaşanan artış, arz şoklarında meydana gelen azalmadan yüksek olması gelirin artmasına neden olurken, arz şoklarındaki azalma talep şokunda yaşanan artıştan fazla olması gelirin azalmasına neden olmaktadır.

Ekonomide yaşanan dalgalanmalar kriz dönemleri ve canlanma dönemleri olarak ifade edilmektedir. Kriz dönemlerinde toplam talebin azalması, işsizlik başta olmak üzere tüketimin azalmasına ve dolayısıyla üretim düzeyinin düşmesine neden olmaktadır. Diğer tarafta, genişleme dönemlerinde üretimde artış yaşanırken, buna paralel olarak talepte de artışlar görülmektedir. Böylece genişleme dönemlerinde ekonomide canlanma, beraberinde refah düzeyini de getirmektedir.

Konjonktürel dalgalanmaların ülke ekonomisi üzerinde olumsuz etkileri ekonomik istikrarsızlık olarak karşımıza çıkmaktadır. Ekonomide büyümenin gerçekleştirilmesi ve refahın artması için ekonomik istikrar önemlidir. Ekonomide konjonktür dalgaları en aza indirmek amacıyla kısa ve uzun dönemde uygun istikrar politikaları belirleyerek ekonominin dengeye gelmesi sağlanmalıdır. Bunun için de ekonomik faaliyetlerde değişikliğe neden olan konjonktürel dalgalanmaların nedeni, yapısı, gelişim süreci ve göstergelerini iyi bilmek gerekmektedir.

Makroekonomik değişkenlerde yaşanan dalgalanmalar genellikle tahmin edilememektedir. Tahmin edilemeyen bu dalgalanmalar kimi zaman yurt içinde arz ve talep şoklarından kaynaklanırken, kimi zaman da dünyanın herhangi bir yerinde meydana gelen şoklardan kaynaklanmaktadır. Bu nedenle herhangi bir ülkede gerçekleşen arz ve talep şokları, küreselleşen dünyada genellikle ilişkili olduğu diğer ülkeleri de etkilemektedir.

Ekonomideki şoklardan hangisinin dalgalanmalara neden olduğu ve bunlara karşı alınan önlemlerin neler olacağı her zaman tartışma konusu olmuştur. Bu bağlamda Klasik görüşe göre ekonomide yaşanan dalgalanmalar arz şoklarından kaynaklanırken, keynesyen görüşe göre ekonomide meydana gelen dalgalanmalar talep şoklarından kaynaklanmaktadır.

Klasik görüş, ekonomide meydana gelen konjonktürel dalgalanmaların geçici olduğunu ve ekonominin kendiliğinden eski haline döneceğini savunmaktadır. Dolayısıyla bu görüşte ekonomik müdahaleye gerek duyulmamıştır. Aynı zamanda, ekonomide meydana gelen şokların geçici olduğunu ve yaşanan dalgalanmaların

dışardan etkilere cevap olduğunu söylemişlerdir. Ayrıca klasiklere göre, para arzında meydana gelen bir değişim kısa ve uzun dönemde reel değişkenler üzerinde etki yaratmamaktadır.

Keynesyen yaklaşım fiyatların kısa dönemde katı olduğunu savunarak, kriz dönemlerinde müdahalenin kaçınılmaz olduğunu düşünmektedir. Yani ekonominin dengeden çıkmasını neden olan dışsal şokların ekonomiye herhangi bir müdahale söz konusu olmadan düzeltilmeyeceğini düşünmektedir. Söz gelimi para arzında meydana gelen bir değişim, keynesyen yaklaşıma göre kısa dönemde ekonominin reel değişkenleri üzerinde etki yaratabilmektedir. Ancak uzun dönemde hem klasik hem de keynesyen yaklaşıma göre fiyatlar esnek olduğundan ekonomik değişkenler üzerinde herhangi bir etkisi olmayacaktır.

Bu çalışmada 1999-2020 arası dönem için Türkiye ekonomisinde yaşanan dalgalanmaların nedenleri araştırılmaktadır. Bu bağlamda söz konusu dönemde ekonomide meydana gelen daralma ve genişlemeler Blanchard ve Quah (1989) yaklaşımı çerçevesinde arz ve talep şokları olarak ele alınmakta ve bu şoklara ek olarak nominal şokların etkileri incelenmektedir. Yani çalışmanın amacı arz şokları, talep şokları ve nominal şoklarının Türkiye ekonomisinde kısa ve uzun dönemde yarattığı etkileri ortaya koymaktır.

Çalışmanın bölümlerine bakıldığında, bu çalışma iki bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde literatür analizi yapılmış, burada arz şokları ve talep şoklarını ele alan çalışmalar incelenmiştir. İkinci bölümünde arz şokları, talep şokları ve nominal şoklar 1999Q1-2020Q4 dönemlerini kapsayacak şekilde Türkiye ekonomisi Vektör Otoregresyon (VAR) yöntemi kullanılarak analiz edilmiştir. Öncelikli olarak analizde kullanılan değişkenlerin durağanlığı sorgulanmıştır. Daha sonra seriler arası çapraz korelasyon matrisi ve çoklu doğrusal regresyon analizi yapılarak GSYH ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki açıklanmıştır. Son olarak ise Granger nedensellik, Etki-tepki ve Varyans ayrıştırması kullanılarak şokların GSYH üzerinde yarattığı etkiler Türkiye ekonomisi bağlamında değerlendirilmiştir.

BİRİNCİ BÖLÜM

1.1. Literatür Analizi

Blanchard ve Quah (1986), GSMH ve işsizlikte meydana gelen dalgalanmaları arz ve talep şokları bağlamında açıklamaktadır. Böylece çalışmada arz ve talep şoklarını birbirinden bağımsız olarak ele almaktadır. Olumlu bir arz şoklarının işsizliği arttırmakta ancak daha sonra işsizliğin eski haline geri döndürmekte, talep şoklarının ise çıktı ve işsizlik üzerinde etkisinin iki ila üç yıl içinde kaybolan tümsek şeklinde bir etkisi olduğu sonucuna varmıştır. Ayrıca talep şoku durumunda işsizlik ve çıktı arasında sıkı bir ilişki yaşandığı analiz edilmiştir.

Cover ve diğerleri (2006), Blanchard ve Quah makalesinde varsayılan arz ve talep şoklarının ilişkisiz olduğu modelin aksine, şoklar arasında pozitif ve yeterince yüksek bir korelasyonun olduğuna ve çıktıdaki değişiminin eş zamanlı olarak gerçekleştiği sonucuna varmışlardır. Bu bağlamda çıktı üzerinde arz ve talep şokların eş zamanlı etkisi olduğu ve talep şokların arz şoklarına göre daha büyük bir etkisi olduğu gözlemlenmektedir. Son olarak, enflasyonun sebebi olarak genel anlamda arz şokları gösterilmiş ve üretimdeki artışın sebebi ise talep şokları olarak ifade edilmiştir.

Koyuncu (2017), Türkiye’de meydana gelen konjonktürel dalgalanmaları arz ve talep şokları bağlamında ele almaktadır. Bu açıdan bakıldığında pozitif arz şoklarının uzun ve kısa dönemde büyüme üzerindeki etkisinin büyük olmasına rağmen talep şoklarının büyüme üzerinde etkisi olmadığı gözlemlenmiştir. Ayrıca arz şoklarının GSMH üzerindeki dalgalanmalarının en büyük nedeni olduğu, talep şoklarının ise kısa vadede etkisi varken uzun vadede bir etkisi bulunmadığı kanısına varılmıştır.

Basar (2011), talep şokunun arz şoklarını etkilemesini ve sonucunda çıktı üzerinde kalıcı etkisi olup olmadığını anlamak için de G-7 ülkeleri için araştırma yapmıştır. Bu bağlamda arz şoklarının üretimde dalgalanmaların sebebi olduğu ve talep şoklarının ise enflasyondaki dalgalanmaların sebebi olduğu kanısına varmıştır. Ayrıca makalesinde toplam talepte yaşanan bir kaymanın arz eğrisinde de kaymaya neden olacağını ifade etmektedir. Bu durumun ise durgunluğa neden olacağını ve hiçbir önlem alınmazsa daha yüksek işsizlik ve daha düşük çıktıya neden olacağını söylemiştir.

Plessisa ve diğeri (2008) Güney Afrika için çıktı da yaşanan dalgalanmaları arz şokları ve talep şokları bağlamında incelemiştir. Genel olarak, arz şokunun reel GSYİH üzerinde kalıcı bir etkisi olduğu talep şokunun ise yalnızca geçici etkileri olduğu kanısına varmıştır. Yani makalede arz şokları GSYİH üzerindeki dalgalanmaların sebebi olarak açıklanmıştır.

Hanse ve Warne (2001) Danimarka'da yaşanan işsizliği arz şokları ve talep şokları bağlamında ele almaktadır. Makale de işsizlik üzerinde arz şoklarının ve talep şoklarının kalıcı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. İşgücü arz şoklarının istihdamı ve ücret payını arttırmasıyla birlikte tüketici reel ücretini düşürmesi gözlemlenmiştir. Ayrıca işgücü arz şoklarının işsizlik oranının belirlenmesinde ilk kaynak olduğu sonucuna varmıştır.

Yıldırım (2011), çıktı ve enflasyon üzerindeki etkilerini bağlamında arz ve talep şokları Türkiye açısından incelemiştir. Çıktı üzerinde pozitif bir arz şokunun ilk etkisi pozitif ve sürekli olduğu ve üçüncü çeyrekte sonra söndüğünü göstermiştir. Enflasyon açısından ise pozitif talep şokunun ilk dönem enflasyonu arttırdığı daha sonraki dönemlerde ise hızlı bir şekilde ortadan kaybolduğunu gözlemiştir. Arz şokunun enflasyon üzerinde ilk dönemde azaltıcı etkisi olduğu daha sonra ise ortadan kaybolduğu sonucuna varmıştır. Sonuç olarak Türkiye'de çıktıda arz şoklarının, enflasyon üzerinde ise talep şoklarının etkili olduğu ve talep şokunun çıktıda dalgalanmada rolü varken, arz şoklarının enflasyondaki dalgalanmalarda rolü bulunmadığını sonucuna varmıştır. Ayrıca Türkiye'de arz ve talep şokları arasında güçlü korelasyon olduğunu gözlemiştir.

Ekşi (2016), büyüme ve işsizliğin üzerinde etkisi olan arz ve talep şoklarını incelemiştir. Bu şoklardan arz şoklarının reel GSYİH üzerinde kalıcı etkisi olduğunu açıklamıştır. Talep şokları ise kısa vadede etki yaratırken, uzun vadede etkisinin ortadan kalktığı sonucuna varmıştır. Aynı zamanda talep şoklarının işsizlik üzerinde kalıcı bir etkisi olduğu, arz şoklarının ise kısıtlı bir etkisi olduğu açıklamıştır.

Ahmad ve Pentecost (2012), 22 Afrika ülkesi için yurtiçi üretim artışı ve enflasyonu arz ve talep şokları bağlamında incelemiştir. Bu bağlamda pozitif bir arz şoku üretimi kalıcı olarak arttırmıştır. Aynı zamanda arz şoklarının enflasyon üzerinde etkisinin kısıtlı olduğunu açıklamıştır. Talep şoklarının ise üretim üzerindeki etkisinin

ülkeden ülkeye farklılık gösterdiği kabul edilse de genel olarak küçük bir etkinin varlığından söz edilmiştir. Ek olarak ise enflasyonun en önemli kaynağı olarak talep şokları göstermiştir.

Chanona ve diğerleri (2020), Covid-19 salgınıyla birlikte yaşanan arz ve talep şoklarını ABD ekonomisi için sektörel alanda ele almıştır. Salgınla birlikte mesleklerin çoğunda arz şokunun etkisinin talep şokundan daha büyük olduğu görülmüştür. Meslek düzeylerinde ise arz ve talep şoklarının yüksek ücretli işçileri daha az etkilediği ve düşük ücretli işçilerini ise daha çok etkilediği sonucuna varmıştır. Ayrıca şokların sektörler arasında heterojen dağıldığı da görülmüştür.

Brinca ve diğerleri (2020), çalışmasında Covid-19 salgınıyla birlikte sektör düzeyinde ABD’de arz ve talep şoklarını incelemiştir. Salgının ekonomik etkileri ile birlikte büyüme de yaşanan düşüşlerin en önemli payını arz şokları oluşturmuştur. Eğlence ve Konaklama sektörü bu bağlamda olumsuz arz ve talep şoklarından en çok etkilenen meslek olurken, Bilgi ve Perakende sektörü en az etkilenen sektör olmuştur. Ayrıca negatif arz şoklarının evden yapılacak işler üzerinde etkisinin az olduğu belirtmiştir.

Gong ve Li (2010), Çin’de yaşanan dalgalanmaların arz ve talep şokları bağlamında ele alarak çıktı ve fiyat üzerinde incelemeler yapmıştır. Enflasyon bağlamında, pozitif bir arz şoku hafif bir düşüşe neden olurken pozitif bir talep şoku enflasyonda artışa sebep olmuştur. Yine pozitif bir arz şoku aynı zamanda çıktıda uzun vadede yükselmeye sebep olurken deflasyonist etkisi de görülmektedir. Pozitif bir talep şoku ise çıktıda hafif düşüşlere sebep olmuştur. Çin’de son yıllarda ise fiyat istikrarının ana kaynağı arz şokları gösterilirken, deflasyonun temel kaynağı olarak talep şoklarını göstermiştir. Ayrıca fiyat seviyesinin yavaş büyümesinin sebebi ise negatif arz ve pozitif talep şoklarının birleşiminin bir sonucu olduğunu açıklamıştır.

Braun ve diğerleri (2007), çalışmasında işgücü piyasasında meydana gelen dalgalanmaları arz şokları ve talep şokları kapsamında ele almıştır. Talep şoklarının fiyat ve çıktıyı aynı yönde hareket ettirdiği, arz şoklarının ise çıktı ve fiyatı zıt yönde hareket ettirdiği sonucuna varmıştır. İşgücü piyasasının tarafından ele alındığında talep şoklarının arz şoklarından daha önemli olduğu görmüştür. Ayrıca etki bağlamında arz şoklarının talep şoklarına oranla daha kalıcı olduğu da açıklamıştır.

Balcılar ve Tuna (2009), küçük bir ekonomi olan Türkiye’de yaşanan makroekonomik dalgalanmaların nedenini araştırmıştır. Bu bağlamda Türkiye’deki üretimde yaşanan dalgalanmalarının kaynağı arz şoku olarak gösterilmiş ve talep şoklarının etkisinin olmadığı da gözlemlenmiştir. Arz şoklarının üretimi genişlettiği, fiyat seviyesini düşürdüğü ve reel döviz kurunun ise kalıcı olarak değerlendirilmesine sebep olduğunu açıklamıştır. Kısa vadeli çıktı dalgalanmalarında ise daha çok talep şoklarının etkisi olduğunu söylemiştir. Ayrıca Türkiye dış şoklara karşı kırılgan olduğu da gözlemlenmiştir. Dış arz şoklarının ve petrol fiyatı şoklarının Türkiye’de yaşanan makroekonomik dalgalanmalarının da bir kaynağı olduğu sonucuna varmıştır.

Ucla ve Hard (2020), Covid-19 salgının getirdiği kriz ile birlikte arz ve talep şoklarının işsizlik, enflasyon ve üretim üzerindeki etkisini incelemiştir. Böylece negatif arz ve talep şoklarının küresel anlamda üretimde düşüşe neden olmuştur. Aynı zamanda negatif arz şoku yaşandığında enflasyon artarken, negatif talep şokunda enflasyonda da düşüş olduğunu gözlemlenmiştir. Ayrıca negatif talep şoklarının fiyatlar düşürdüğü ve buna bağlı olarak işsizliğe neden olduğu da görülmüştür. Bu makalede, negatif arz şoklarının enflasyonist, talep şoklarının ise deflasyonist olduğu genel olarak bilinmektedir.

Charles ve diğerleri (2021), 2020 yılında meydana gelen kriz ile birlikte yaşanan kilitlenmeler sayesinde eş zamanlı meydana gelen arz ve talep şoklarına maruz kaldığına değinmiştir. Buna bağlı olarak da GSYH’de meydana gelen ani düşüşleri aynı anda gerçekleşen arz ve talep şoklarına bağlamıştır. İşgücü üzerinde olumsuz bir arz şoku mal ve hizmet pazarlarında azalmaya neden olurken aynı zamanda da bu arz şokuna uyum sağlamak zorunda kalan talep seviyesinde de azalma yaşanmış, sonuç olarak ise tüketim düşürülüp tasarrufun arttığını gözlemlenmiştir. Makalede son olarak, iç kilitlenmeler arz şokuna neden olurken aynı anda dış kilitlenmelerde talep şokuna neden olduğunu anlatmıştır.

Diboğlu ve Kibritçioğlu (2004), 1984 ve 2002 yılları arasında Türkiye’de yaşanan enflasyon ve çıktının dış ticaret haddi, ödemeler dengesi ve parasal şokların etkileri bağlamında incelemiştir. Kısa vadede dış ticaret haddinde meydana gelen değişimler enflasyon üzerinde etki yaratırken, uzun vadede parasal şoklar ve ödemeler dengesinde yaşanan değişimler enflasyon üzerinde etki yaratmıştır. Aynı zamanda talep

şoklarının çıktı üzerinde etkisi düşükken, çıktı daha çok dış ticaret haddi ve arz şoklarından etkilenmiştir. Genel olarak bakıldığında, enflasyon ticaret haddi, ödemeler dengesi ve parasal şoklardan etkilenmiş, çıktı ise daha çok arz şoklarından etkilenmiştir.

Ergeç (2009), 1990-2006 yılları arasında arz ve talep yönlü olan negatif ve pozitif şokların çıktı ve fiyatlar üzerindeki etkisine değinmiştir. Bu bağlamda, çıktı ve fiyatlar üzerinde talep yönlü negatif şoklarının daha baskın olduğu sonucuna varmıştır. Ancak arz yönlü asimetriye göre negatif şoklar çıktı üzerinde yüksek etki yaratırken, fiyatlar üzerinde daha zayıf etki yaratmıştır. Bu bağlamda talep yönlü etkinin arz yönlü etkiye göre daha yüksek etkisi olduğu sonucuna varmıştır.

Khan ve diğerleri (2012), 1992-2011 yılları arasında Pakistan için enflasyonu arz ve talep yönlü şoklar açısından ele almıştır. Bu bağlamda talep şoklarının enflasyon üzerinde ani baskısı olduğu ancak arz şoklarının ise etkisinin zamanla gösterdiği sonucuna varmıştır. Buna ek olarak ise nominal şokların enflasyon üzerinde olumlu etkisi olduğuna değinmiştir. Makale de ayrıca arz şoklarının enflasyonun %48'ini açıkladığını, kalan %52'lik kesim talep şoklarına atfettiğine değinmiştir. Bu bağlamda enflasyonu açıklamada şokların önemi açısından bir fark olmadığı sonucuna varmıştır.

Davila (2014), Meksika ekonomisi için 1985-2011 yılları arasında arz ve talep şoklarının etkilerini ve önemini araştırmıştır. Bu bağlamda Blanchard ve Quah ayrıştırmasını ele alarak kalıcı etkileri olan şokları arz şokları ve geçici etkiye sahip olanları ise talep şokları ile açıklamıştır. Makalesinde ise işsizlik oranlarındaki dalgalanmaların çoğunu talep şoklarından kaynaklandığını, GSMH üzerindeki dalgalanmaları ise arz şoklarından kaynaklandığı sonucuna varmıştır. Meksika ekonomisinde ise yaşanan krizlerin çoğu arz kaynaklı yani kalıcı şoklardan dolayı yaşandığı sonucuna ulaşmıştır.

Karras (1993), ABD'de 1973-1989 yılları arasında yaşanan makroekonomik şokları incelemiştir. Bu bağlamda makalesinde arz şoklarının kısa vadede çıktı üzerinde etkisini kalıcı ve önemli olduğu sonucunu bulmuştur. Aynı zamanda talep şoklarının ise çıktı üzerinde geçici etkisi olduğu sonucuna varmış ve talep şoklarının enflasyon üzerinde etkisinin uzun vadede kalıcı olduğunu göstermiştir. Ayrıca hem arz hem de talep şoklarının enflasyon üzerinde kısa vadede önemli etkilere neden olduğunu da belirtmiştir.

Oğuz (1996), Türkiye ekonomisinde devresel dalgalanmalara neden olan şokları araştırmıştır. Bu bağlamda H-P yöntemi ve farkalma yöntemi kullanılarak şokları incelemiştir. Her iki yöntemde de enflasyonun talep yönlü şoklarla yaratıldığını bulmuştur. Ayrıca arz yönlü şokların enflasyon ve üretim üzerinde zıt yönlü etki yarattığını, talep yönlü şokların ise aynı yönde etki yarattığını görmüştür. Makalede genel literatüre aykırı olarak talep şoklarının etkisini kalıcı olduğu bulmuştur. Sonuç olarak ise Türkiye ekonomisinde yaşanan dalgalanmaların uygulanan iktisat politikalarıyla çok fazla ilişkisi bulunmamıştır.

Erlat ve Erlat (1998), döviz kurundaki dalgalanmaların kaynağını araştırmış ve bu bağlamda reel efektif döviz kurundaki dalgalanmaların asıl kaynağını reel şoklar olarak bulurken, nominal döviz kurundaki dalgalanmaların sebebinin nominal şoklar olarak bulmuştur.

Çakır ve Utkulu (2019), 1990-2015 yılları arasında Türkiye’de dış ticaret haddinin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini incelemiştir. Bu bağlamda kısa ve uzun dönemde dış ticaret haddinin büyüme üzerindeki etkisi ARDL yöntemi kullanılarak analiz edilmiştir. Çalışmada GSYH bağımlı değişken olarak alınmış ve dış ticaret hadleri, reel döviz kuru ve dışa açıklık bağımsız değişkenler olarak alınmıştır. Analiz sonucu dış ticaret haddinin ekonomik büyüme üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisi olduğu yönündedir.

Bağcı ve Hoş (2021), Türkiye’de büyümeyi etkileyen makroekonomik değişkenleri ve bu değişkenlerin nasıl etkilediğini MARS (Çok değişkenli Uyarlanabilir Regresyon Uzanımları) analizi kullanarak açıklamıştır. Analiz sonucuna göre büyümeyi etkileyen makroekonomik değişkenler önem sırasına göre ithalat, işsizlik oranı, kredi hacmi, faiz oranı, döviz kuru ve enflasyon olarak belirlenmiştir. Böylece analiz sonucunda Türkiye’de ithalatın büyük değerlerinin ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilediği, küçük değerlerinin negatif yönde etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca işsizlik oranının yüksek değerlerinin ekonomik büyümeyi negatif, kredi hacminin çok büyük değerlerinin ekonomik büyümeyi pozitif, küçük değerlerinin pozitif, arada kalan değerlerinin ise negatif, faiz oranının küçük değerlerinin pozitif, döviz kurunun küçük değerlerinin pozitif, enflasyon oranının yüksek değerlerinin ekonomik büyümeyi negatif yönde etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.

Şit ve Alancıoğlu (2016), ülkelerin temel makroekonomik sorunları arasından olan cari açığı, Türkiye bağlamında 1980-2014 yılları arasında büyümeyle olan ilişkisini araştırmıştır. Bu bağlamda çalışma sonucu, Türkiye ekonomisinin cari açığa bağlı büyüdüğü görüşünü destekler nitelikte olduğu görülmüştür. Cari açık ile büyüme arasında karşılıklı bir bağlantı olduğu sonucuna varmış, büyüme oranlarında meydana gelen artışın cari açığın artmasına neden olduğunu savunmuştur.

Bekaert ve diğerleri (2020), enflasyon ve reel GSYİH büyümesine ilişkin gerçek zamanlı anket verilerinden ABD ekonomisi için toplam talep ve arz şoklarını açıklamıştır. Bu bağlamda Covid-19 sürecinde çıktı ve fiyatlarda meydana gelen dalgalanmaları incelemiştir. Çalışma iki örneklem dönemi kapsamıştır. 2020Q1 reel GSYİH büyüme şokunun büyük ölçüde toplam talep şokundan kaynaklandığını, 2020Q2'deki şaşırtıcı derecede büyük şokun ise hem toplam talep hem de toplam arz şokundan kaynaklandığını, ancak ikinci dönemde arz şoklarının etkisinin daha fazla olduğunu açıklamıştır.

Mustafa ve Perihan (2016), Türkiye ekonomisinde 1980-2013 yılları arasında cari açığın büyüme üzerindeki etkisini incelemiştir. Çalışmada kullanılan değişkenler arasındaki ilişki, ADF, Johansen eş bütünleşme ve Granger nedensellik analizleri ile ortaya koyulmuştur. Analiz sonuçlarında GSYH'den, cari işlemler dengesine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Yapraklı (2007), Türkiye ekonomisinde 1987:1-2007:1 yılları arasında enflasyon ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi sorgulamıştır. Bu amaçla çalışmada, GSYH büyüme oranı, tüketici fiyatları endeksi (TÜFE) ve üretici fiyatları endeksi (ÜFE)'nden yola çıkarak hesaplanan enflasyon oranı kullanılmıştır. Çalışmada enflasyon oranı ve büyüme arasındaki ilişki incelerken, eş-bütünleşme analizi ve hata düzeltme-geliştirilmiş Granger nedensellik testleri kullanmıştır. Analiz sonucunda uzun dönemde büyüme enflasyondan negatif olarak etkilendiği ve enflasyondan büyümeye doğru nedensellik olduğu sonucuna varmıştır.

Erbaykal (2007), Türkiye'nin 1987:01 – 2006:03 dönemlerinde GSYH, reel efektif döviz kuru ve cari açık değişkenlerini kullanarak cari açığın nedensellik boyutunu incelemiştir. Analizinde Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik analizi kullanmış ve test sonuçlarına göre hem ekonomik büyüme hem de döviz kuru cari

açığın nedeni olduğu sonucuna ulaşmıştır. Ayrıca cari açıktan ekonomik büyümeye ve döviz kuruna doğru bir nedensellik bulamamıştır.

Şahin ve Durmuş (2018), Türkiye ekonomisinde 2002Q01-2017Q12 dönemine ait ihracat, ithalat ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi analiz etmiştir. Analizde Fourier Standart Granger nedensellik testi uygulanmış ve analiz sonucunda ithalat ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulmuştur. Büyüme ile ihracat arasında ise ekonomik büyümeden ihracata doğru tek yönlü ilişki olduğu sonucuna ulaşmıştır. Genel anlamda bakıldığında çalışma sonucunda ise Türkiye'nin ithalata dayalı bir büyüme gerçekleştiği hipotezine paralel sonuçlara ulaşmıştır.



İKİNCİ BÖLÜM

TÜRKİYE'DE ARZ VE TALEP ŞOKLARININ ETKİSİNİN VAR ANALİZİ İLE İNCELENMESİ

2.1. Veri ve Metodoloji

Ekonomide meydana gelen şoklar Blanchard ve Quah (1998) yaklaşımına göre arz ve talep şokları olarak ikiye ayrılmaktadır. Bu bağlamda arz şokları orta ve uzun dönemde GSYH üzerinde kalıcı bir etkiye sahipken, talep şokları ise kısa ve orta dönemde geçici bir etkiye sebep olmaktadır (Blanchard ve Quah,1998:1). Bu çalışmada ise arz şokları ve talep şoklarına ek olarak nominal şoklar analizde kullanılmıştır. Böylece Türkiye ekonomisi GSYH'deki dalgalanmaların kaynağı, bu şoklar çerçevesinde analiz edilmiş, kısa ve uzun dönem bağlamında değerlendirilmiştir.

Makroekonomik değişkenlerden tüketici fiyat endeksi, dış ticaret haddi, gayri safi yurtiçi hâsıla, cari açık ve reel efektif döviz kuruna (Reel döviz kurunda meydana gelen bir artma sonucu Türk lirası değerlenirken, reel döviz kuru endeksinde meydana gelen bir azalış ise Türk lirasının değer kaybetmesine neden olmaktadır.) ilişkin değerler Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası'nın (TCMB) Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (EVDS) alınmıştır. İthalat değişkeni ise TÜİK (Türkiye İstatistik Kurumu) verilerinden elde edilmiştir.

Değişkenlere ait veriler Türkiye'de 1999Q1 ve 2020Q4 yılları arasında üç aylık dönemleri kapsamaktadır. Değişkenlerin benzer seviyeye getirilmesi ve paralelliğin olması için dış ticaret haddi, GSYİH, ithalat ve reel efektif döviz kurunun logaritması alınmıştır. Ayrıca tüketici fiyat endeksi oransal değer aldığından dolayı logaritmasına gerek duyulmamıştır. Cari açık değişkeninin negatif değer taşımasından dolayı cari açık/GSYH olarak değerlendirilmiştir. Analizde kullanılacak olan beş farklı değişkenin kısaltmaları ve bu değişkenlere ait açıklamalar Tablo 1'de gösterilmiştir.

Tablo 1: Değişkenlerin Tanımları

Değişkenler	Açıklama
GSYH	Gayri Safi Yurtiçi Hâsıla
DOVİZ	Reel Efektif Döviz Kuru
DTH	Dış Ticaret Haddi
TÜFE	Tüketici Fiyat Endeksi
CARİACIK	Cari Açık/GSYH
İTHALAT	İthalat

Not 1: Reel döviz kurunda meydana gelen bir artma sonucu Türk lirası değerlendirirken, reel döviz kuru endeksinde meydana gelen bir azalmada ise Türk lirasının değer kaybetmesine neden olmaktadır.

Not 2: Cari açık değişkeninin negatif değer almasından dolayı Cari Açık/GSYH olarak alınmıştır.

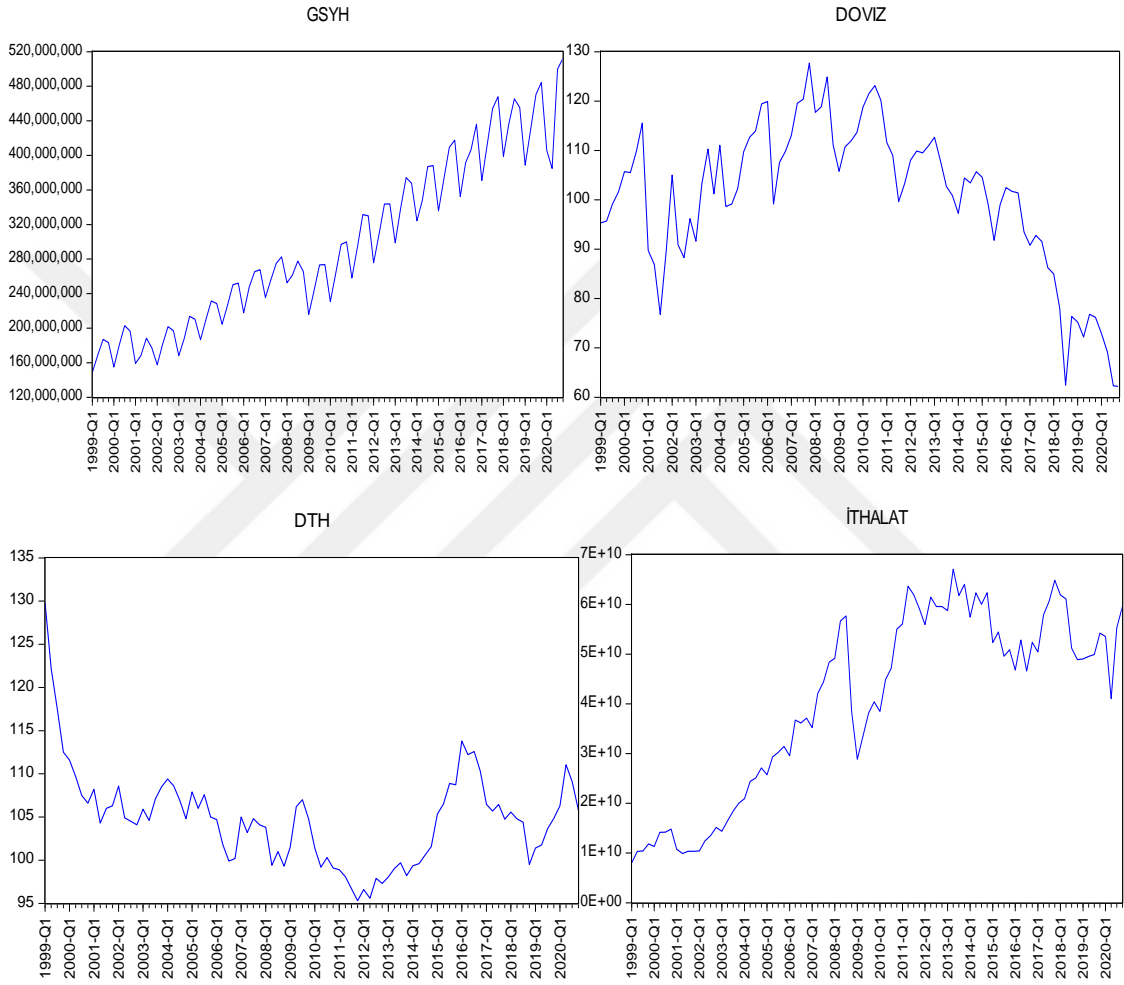
Arz şoku, üretim fonksiyonunu etkileyerek veri bir emek ve sermaye miktarında üretilebilecek reel gelirin miktarını veya gelir miktarı veri iken fiyatlar genel düzeyini değiştiren olaylar olarak açıklanmaktadır (Yıldırım ve diğerleri, 2007:303). Talep şoku, mal ve hizmetlere yönelik talebin artmasına ya da azalmasına neden olan ani ve beklenmedik durumlara denilmektedir. Nominal şoklar ise para arzında meydana gelen değişimler olarak tanımlanmaktadır.

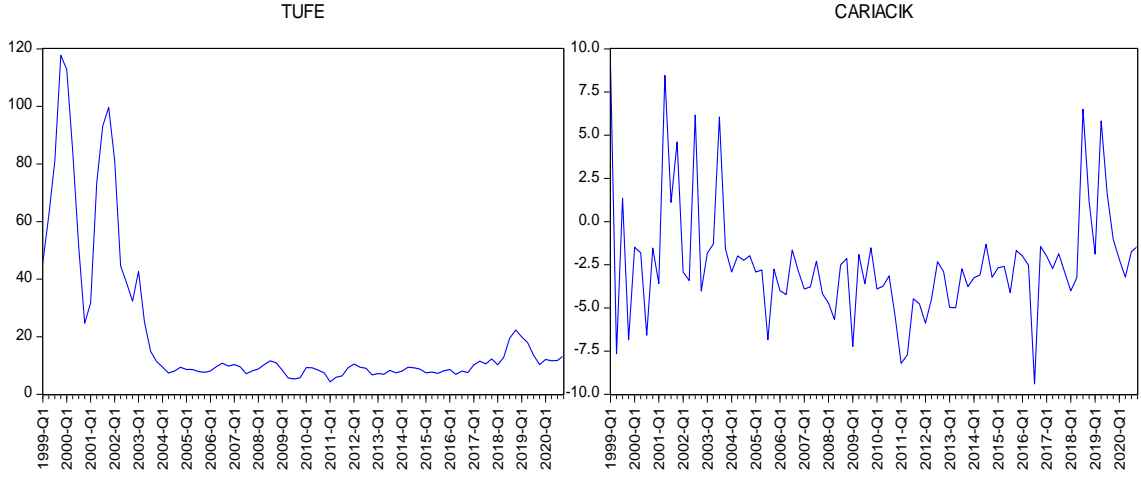
Türkiye 1980 yılı 24 Ocak kararları sonrasında köklü değişimler yaşamış ve bu bağlamda ekonomide dışa açılma ve ihracata dayalı büyümeyi kapsayan Türkiye ekonomisinin, dünya ekonomisi ile entegrasyonunu sağlayan yapısal bir süreç içine girmiştir (Koçyiğit, 2020:29). Bu dönemden sonra Türkiye ekonomisinin çeşitli şoklara karşı tepkisini belirtmek önem kazanmış ve GSYH dalgalanmaları incelendiğinde önemli kriz ve büyüme dönemlerinin yaşandığı görülmüştür. Ekonomide yaşanan arz ve talep şoklarından hangisinin daha etkin olduğu konusunda araştırmalar yapılmış ancak sonuç olarak bir uzlaşmaya varılamamıştır (Koyuncu, 2017:71).

Çalışma da arz şokları ve talep şoklarında meydana gelen dalgalanmanın yarattığı etkiler araştırılırken değişkenler arasında içsel ve dışsal olarak ayırım yapmadan bütün değişkenleri içsel kabul eden VAR analizi kullanılmaktadır. Bunun için öncelikle modelde kullanılan değişkenlerde sahte regresyon problemi yaşamamak için değişkenlerin durağanlığı sınanmıştır. Bu bağlamda değişkenlerin birim kök içerip içermediğine bakmak için hem Geliştirilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller, ADF) hem de Philips-Peron (PP) testi yapılmıştır. Serilerin durağanlığı sınılandıktan

sonra çalışmada kullanılan değişkenlerin arasındaki dinamik ilişkinin tespit edilmesi amacıyla VAR analizi uygulanmıştır. Değişkenler arasındaki dinamik ilişki VAR analizi kapsamında Granger nedensellik, Etki-tepki analizi ve Varyans ayrıştırması analizleriyle sorgulanmaktadır.

2.2. Değişkenlerin Grafik İncelenmesi





Şekil 1: Makroekonomik Verilerin Zamana Karşı Grafiği

Şekil 1’de verilen değişkenlerin grafikleri incelendiğinde GSYH ve ithalat değişkeninin artan bir trend yakaladığı görülmektedir. Döviz değişkeninde bu durum, önce artan sonra azalan bir trend olarak gösterilmiştir. Tüketici fiyat endeksine baktığımızda ise önce bir azalma trendine girmiş ancak daha sonra sabit bir trendi takip etmiştir. Son olarak dış ticaret haddi ve cari açık değişkenlerinin dalgalı bir trend izlediği ve düzgün bir istikrara sahip olmadığı görülmektedir.

2.3. Çevrimiçi ve Trend Ayırıştırması

Bu çalışmada, genel olarak kullanılan ve stokastik trend hesaplayan Hodrick-Prescott (HP) filtresi analizi kullanılmıştır. İlk olarak Hodrick ve Prescott (1981-1997) tarafından ortaya atılan ve tek değişkenli filtrelerden biri olan Hodrick Prescott filtresi, basit bir düzleme prosedürüdür. HP filtresi, modelde kullanılan serinin kısa dönem dalgalanmalarından arınarak doğrusal olmayan bir trendi oluşturma fonksiyonunu sağlamaktadır (Ongan, 2004:37).

İktisatta sıklıkla kullanılan HP Filtresi, diğer istatistikî teoriklerde olduğu gibi, iktisadi tekniklere dayanmamakla birlikte kullanım açısından rahatlık sağlamaktadır. Böylece literatürde çıktı açığını elde etmek için genel olarak bu analiz kullanılmıştır. HP Filtresi, çıktı verisini trend ve çevrimsel olarak ikiye ayırmaktadır. İlk aşamada trend bileşenini tahmin etmeye çalışan analiz, trend ve çevrimsel bileşenlerini birbirinden tamamen ilişkisiz olduğunu öne sürmektedir (Akkoç, 2018:360).

HP filtresi analizi uygulanırken y_t serisinden, m_t kalıcı bileşeni ayırt edilmiştir. c_t ise geçici bileşen olarak tanımlanmaktadır. Böylece toplamsallık bağı;

$$y_t = m_t + c_t \quad (10)$$

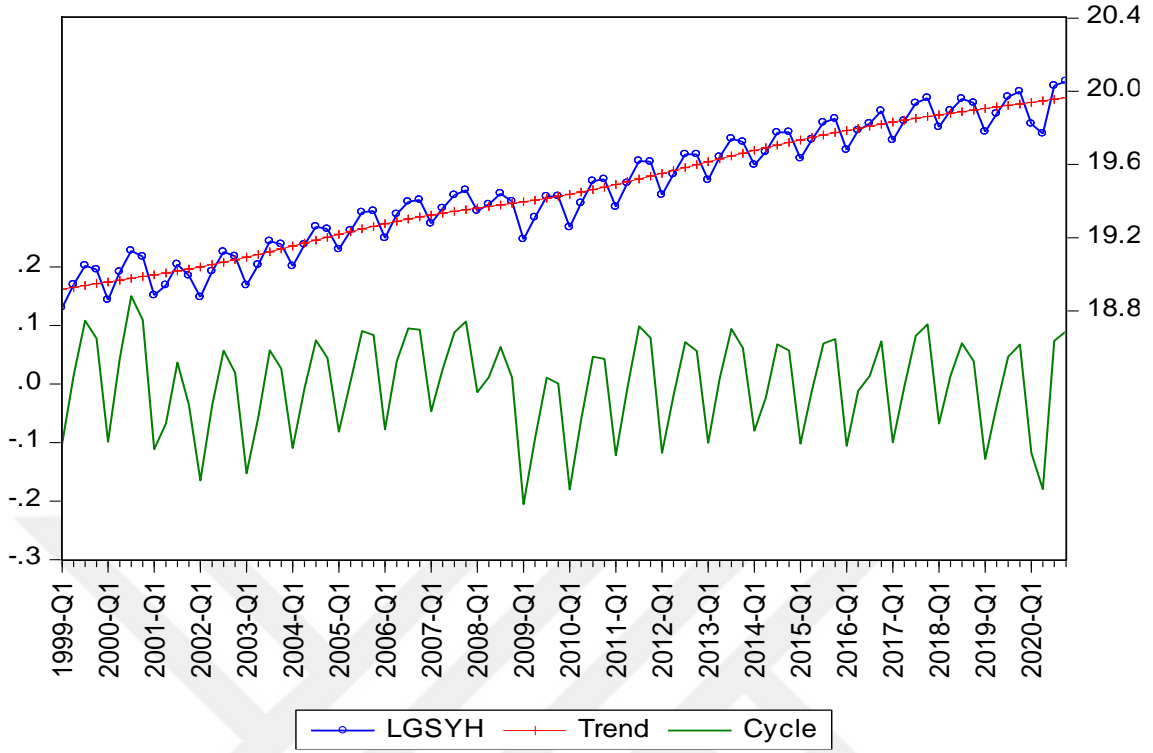
olarak ifade edilmektedir. m_t bileşeninin tahmin edilmesi, kalıcı bileşenin ikinci farklarının değişimiyle, geçici bileşenin kareleri toplamının varyasyonundan oluşan bir ceza fonksiyonunun en aza indirilmesi yoluyla sağlanmaktadır. Dolayısı ile m_t , aşağıdaki formülle elde edilir.

$$\min_{\{g_t\}_{t=1}^T} = \sum_{t=1}^T [(y_t - m_t)^2 + \lambda[(m_{t+1} - m_t) - (m_t - m_{t-1})]^2] \quad (11)$$

λ , geçici bileşenin varyansının (σ_c^2) kalıcı bileşenin varyansına (σ_m^2) oranıdır. Ek olarak, ön görülen kalıcı bileşenin düzgünlüğüne etki eden bir ceza parametresi olarak ifade edilmektedir. Dolayısıyla, λ parametresi olduğundan daha çok önemlidir. λ 'nın değerinde yükselme görülmesi daha açık bir kalıcı bileşen (m_t) ve daha hareketli bir geçici bileşen elde edilmesi sonucuna neden olmaktadır (Saraçoğlu ve Diğerleri, 2014:51). Hodrick ve Prescott (1980) çalışmasında, verinin yoğunluğuna bağlı olarak literatürde önerilen λ değerini yıllık, üç aylık ve aylık serilerde sırasıyla 100, 1600 ve 14400 olarak önermiştir.

Hodrick-Prescott (HP) filtresinde, Türkiye ekonomisi için düzgünleştirme parametresi çeyrek yıllık veriler kullanıldığı için $\lambda=1600$ olarak alınmıştır. Logaritması alınmış ve Hodrick-Prescott (HP) filtresinden geçirilmiş GSYH serisi aynı grafik üzerinde Şekil 2'de gösterilmiştir.

Hodrick-Prescott Filter (lambda=1600)



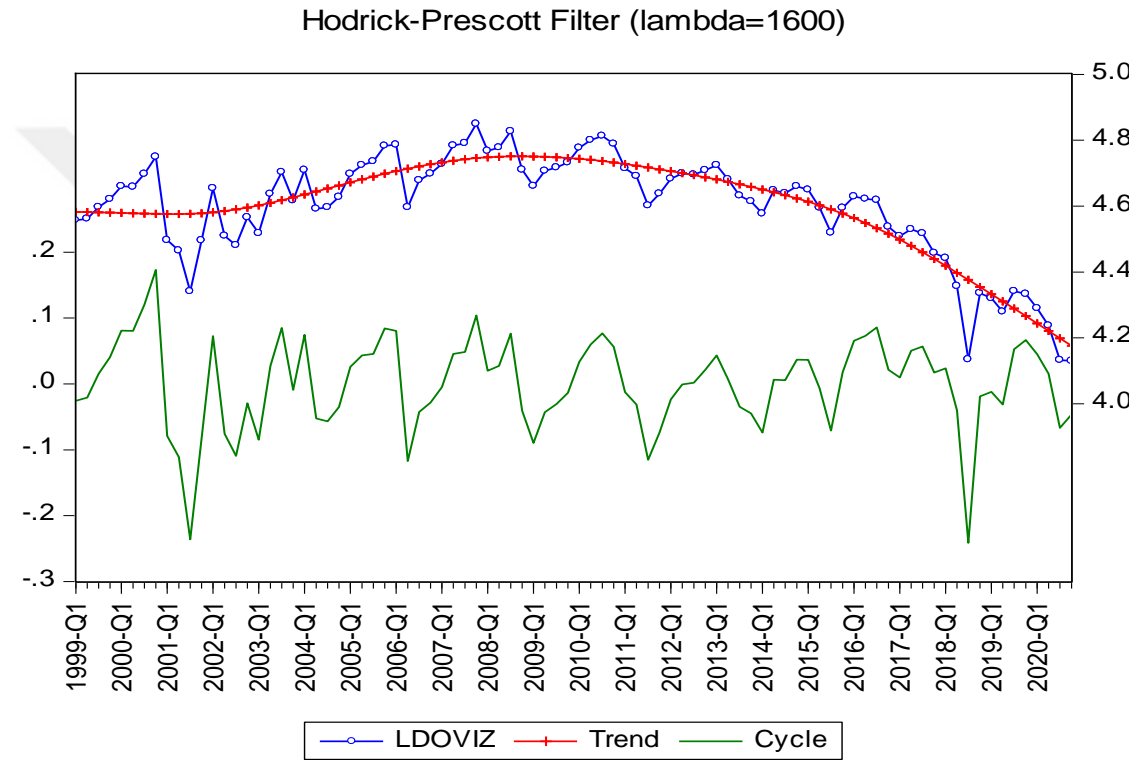
Şekil 2: Trendden Ayrıştırılmış GSYH'nin Zamana Göre Grafiği

Şekil 2 incelendiğinde GSYH'nin mevcut konumundan uzaklaştığı ve denge konumuyla aralarındaki açıklığın giderek arttığı gözlemlenmektedir. Genel anlamda şekilde, 1999-2020 yılları arasında; 2001 krizi, 2008 krizi ve 2018 krizi dönemlerinde konjonktürel düşüşler yaşandığı görülmektedir. 2001 yılında konjonktürel düşüşün nedeni, Kasım 2000 yılı bankacılık krizi ve Şubat 2001 yılında ödemeler bilançosundaki dengesizlik gösterilebilir. Bu dönemde Türkiye ekonomisi negatif büyüme gerçekleştirmiş ve enflasyon %68,53'e kadar çıkmıştır. 2001 yılı Mayıs ayına gelindiğinde IMF ve Dünya Bankası'nın desteğiyle "Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı (GEGP)" uygulanmaya başlanmış ve buna bağlı olarak ekonomi toparlanma sürecine girmiştir.

2001 yılında meydana gelen kriz sonrası ekonomide yaşanan toparlanma süreci yerini 2008 yılında tekrardan kriz dönemine bırakmıştır. Özellikle 2008-2009 yıllarında yaşanan kırıma, ABD'de kendini gösteren finansal krizin etkilerini taşımaktadır. Bu dönemde GSYH'de düşüş yaşanırken, Türkiye ekonomisi %4,82 oranında küçülmüştür. Yaşanan kriz sonrasında ekonomide parça parça önemler alınmış ve bu dönemden sonra

toparlanma süreci kendini göstermiştir. Şekil 2’de 2018 yılında döviz ve finans piyasalarında meydana gelen bir kriz süreci dikkat çekmektedir. Ayrıca Türkiye 2019 yılında tüm dünyada etkisini gösteren Covid-19 pandemi sürecinin etkisi altına girmiş ve %0,89 büyüme gerçekleştirmiştir. Bu dönemde ekonomide yaşanan olumsuzluklar konjonktürel dalgalanmalarda düşüşe neden olmuş ve Şekil 2’de gösterilmiştir.

Logaritması alınmış ve HP filtresinden geçirilmiş reel efektif döviz kuru serisi aynı grafik üzerinde Şekil 3’de gösterilmiştir.

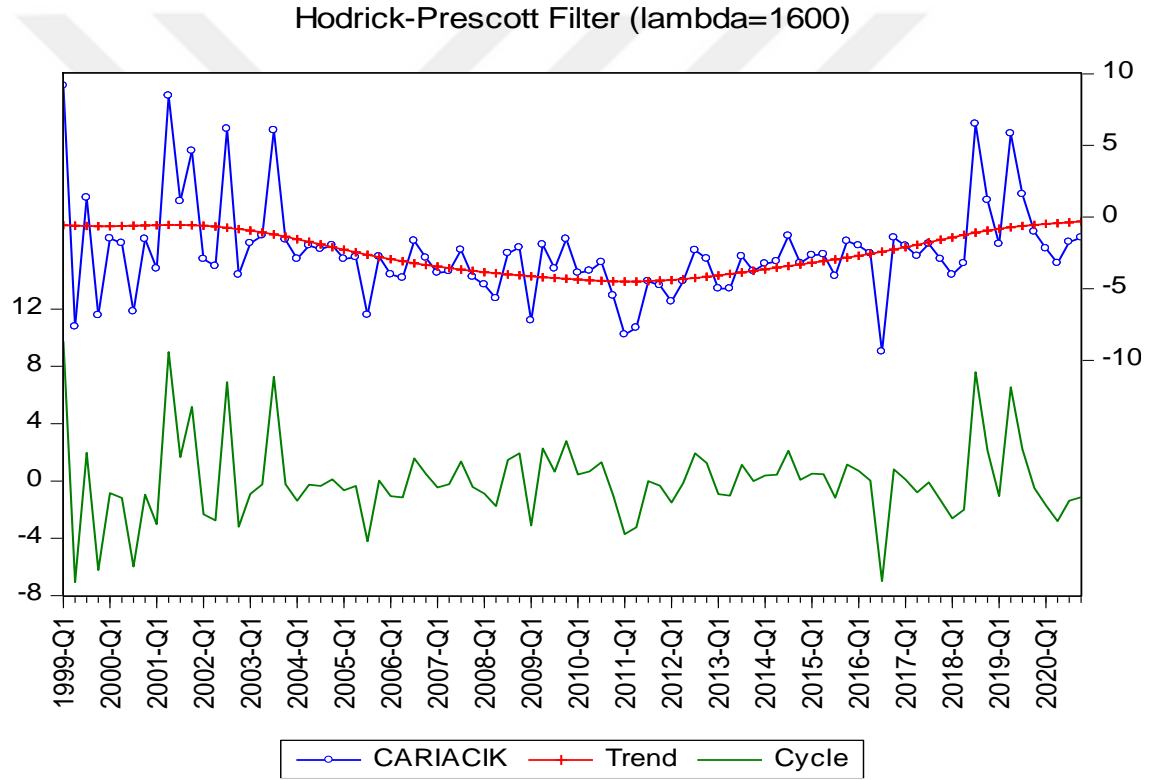


Şekil 3: Trendden Ayrıştırılmış Dövizin Zamana Göre Grafiği

Enflasyon ile mücadele kapsamında, 1998 yılı Temmuz ayında IMF’nin desteğiyle hayata geçirilen programdan, 2001 yılına kadar Şekil 3’te reel efektif döviz kurunda konjonktürel yükselmeler meydana geldiği görülmektedir. Bu dönemde en önemli ticaret ortağımız Rusya’nın kriz yaşanması ve Marmara depreminin olması ekonomik sıkıntıların daha da artmasına neden olmuştur. 2000 yılına gelindiğinde sabit kur rejimi ile birlikte uygulanan politikada hedeflenen kur artışından daha yüksek bir artış yaşanmış ve bu durum Şekil 3’te kendini göstermiştir. Tüm dünyada etkisini gösteren 2001 krizinin de yaşanmasıyla birlikte artık döviz kurunda düzenlemeye

ihtiyaç duyulmuştur. IMF desteğiyle birlikte uygulanan politikalar ışığında Türkiye ekonomisinde dalgalı kur sistemine geçilmiştir ve 2001 yılında bu politika sonucunda yaşanan konjunktürel düşüş şekilde gösterilmiştir. 2018 yılında meydana gelen düşüş ayrıca dikkat çekmektedir. 2018 yılında döviz kuru ciddi dalgalanmalar yaşanmış ve daha sonraki yıllarda bu duruma alınan önlemler ile birlikte piyasa rahatlamıştır.

Cari açık serisi negatif değer almasından dolayı değişkenin GSYH/cari açık değeri alınmış ve bu nedenle değişkenin logaritması alınmamıştır. Verinin bu biçimde HP filtresinden geçirilmiş cari açık serisi aynı grafik üzerinde gösterimi Şekil 9'da verilmiştir.

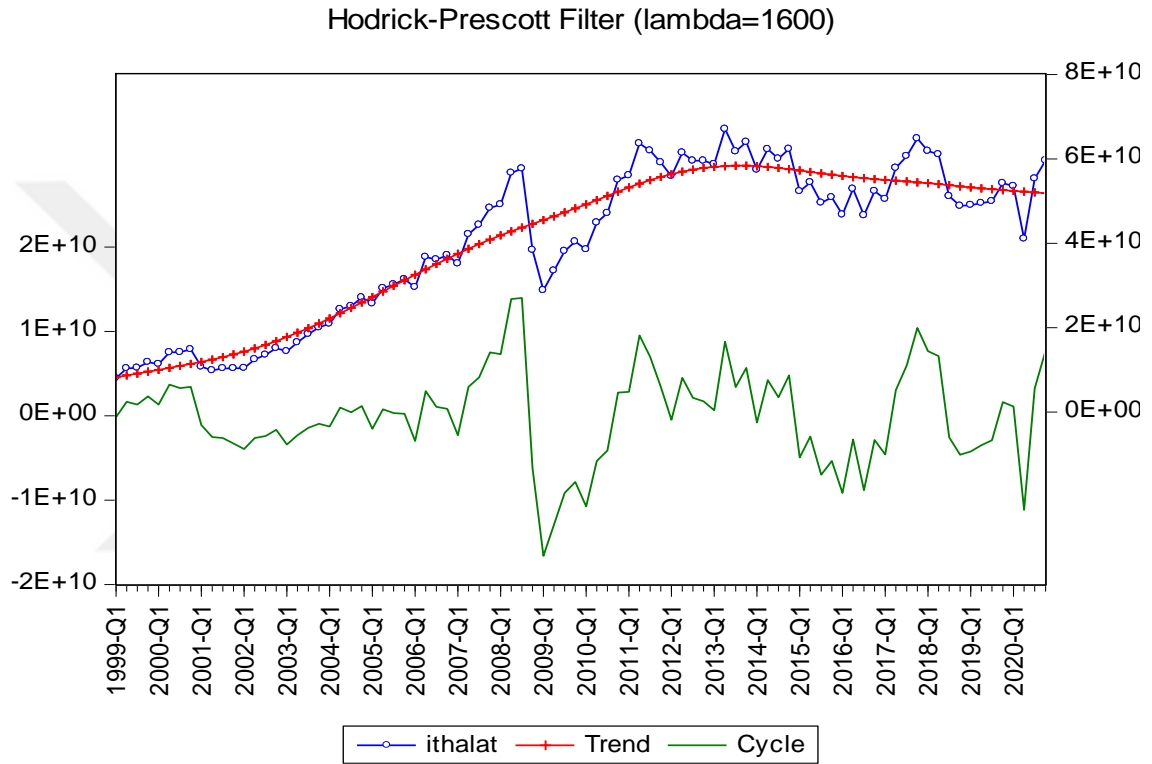


Şekil 4: Trendden Ayrıştırılmış Cari Açığın Zamana Göre Grafiği

Cari açık negatif değer almasından dolayı bu değişkenin değerlerinde artış olduğu dönemlerde negatif yönlü kırılmalar yaşanmıştır. Genel olarak Şekil 4 incelendiğinde Türkiye’de cari açık sorunu olduğu konjunktürel dalgalanmaların sıklığından anlaşılmaktadır. Türkiye ekonomisine bakıldığında büyüme ile arasında negatif ilişki bulunan cari açığın, özellikle 2001 yılında meydana gelen kriz dönemlerinde pozitif değer aldığı görülmektedir. Yine aynı şekilde büyümenin düşüş yaşadığı 2019

dönemlerinde, cari açık değişkeninin pozitif değer aldığı görülmektedir. Şekil 4'te 1999-2001 yılları arası ve 2016-2017 yılları arasında ise negatif bir konjonktürel dalgalanma yaşandığı dönemler olarak göze çarpmakta, büyümenin yüksek olduğu ve cari açıkta düşüşün yaşandığı süreci ifade etmektedir.

Logaritması alınmış ve HP filtresinden geçirilmiş ithalat serisi aynı grafik üzerinde Şekil 10'da gösterilmiştir.

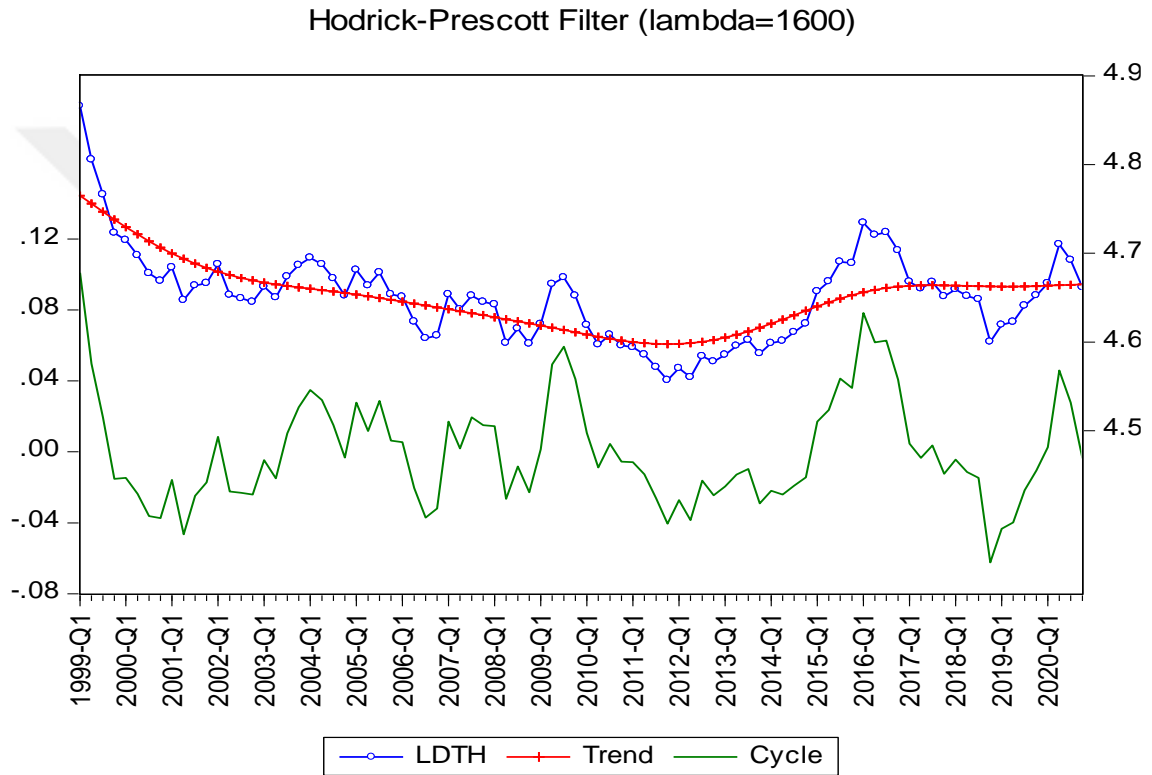


Şekil 5: Trenden Ayrıştırılmış İthalatın Zamana Göre Grafiği

Türkiye'de önemli ihracat artışlarının yaşandığı dönemlerde yüksek girdi kullanıldığı görülmektedir. Özellikle Türk lirasının değerinin arttığı dönemlerde ihracatçı sektörler yerli girdileri kullanmak yerine, ithal girdiler kullanmaya başlamışlardır. Türkiye ekonomisine baktığımızda özellikle kriz dönemleri ile ithalatta düşüşlerin yaşandığı dönemlerin aynı olduğu görülmektedir. 1999 Marmara depreminden sonra toparlanan ithalat yapısı, 2001 yılında krizin etkisiyle tekrardan düşüşe geçmiştir. 2008 yılına kadar ise dalgalı bir seyir izleyen ithalat, 2008 yılında zirveyi görmekte ve bu durumun nedeni olarak Türk lirasının değer kazanması gösterilmektedir. Bu dönemde değerli olan Türk lirası karşısında, ithal tüketim malları ve ithal girdiler yerli

üretimden daha ucuza gelmiş ve ülke içinde ithal mallara olan talep artmıştır. Ancak bu durum sonucunda artan ithalat rakamları, 2008 yılı sonlarına doğru ABD kaynaklı yaşanan kriz nedeniyle konjonktürel düşüş yaşamıştır. Genel anlamda ekonominin ithalata dayalı büyüdüğü sonucuna varılmaktadır. Hatta Türkiye’de, ihracatta meydana gelen artışın ithalatta yaşanan artışa bağlı olarak gerçekleştiği söylenebilmektedir.

Logaritması alınmış ve HP filtresinden geçirilmiş dış ticaret haddi serisi aynı grafik üzerinde Şekil 11’de gösterilmiştir.



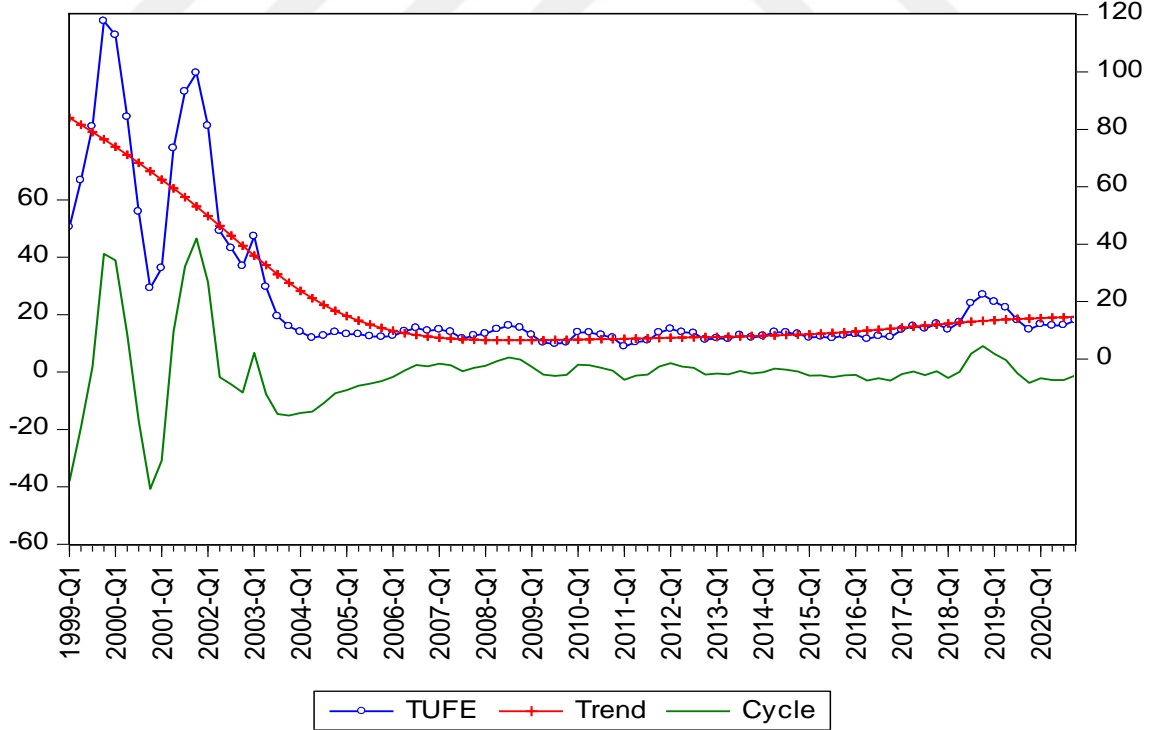
Şekil 6: Trendden Ayrıştırılmış Dış Ticaret Haddinin Zamana Göre Grafiği

Dış ticaret hadleri, ihracat birim endeksinin ithalat birim endeksine bölüldükten sonra çıkan sonucun 100 ile çarpılmasıyla elde edilmektedir. Elde edilen sonucun ise 100’den büyük olması dış ticarete konu olan malların ucuza alınıp, pahalıya sattıldığı anlamına gelmektedir. Ancak çıkan sonuç 100’ün altındaysa; bu durumda dış ticarete konu olan malları pahalıya alıp ucuza satıldığı anlamına gelmektedir (Hepaktan ve Karakayalı, 2009:182). 2001 yılı tüm dünyada yaşanan ekonomik kriz sonrasında durgunluk ve petrol fiyatlarındaki artış ile birlikte iç talepte meydana gelen daralmalar, Türkiye ekonomisinin küçülmesine neden olmuştur. 2000-2001 yılı küçülen Türkiye

ekonomisi değerlerine bakıldığında ise dış ticaret haddinde aynı anda küçülmeler yaşandığı ve 105,9 olduğu görülmektedir. Bu durum Şekil 6’da konjonktürel düşüş olarak yansımaktadır. Şekilde, 2008 yılı krizinin etkilerinin görüldüğü 2009 yılında meydana gelen ani konjonktürel düşüş, ithalat değerinde %3 oranında bir azalma ile açıklanmakta, ihracat değerinde de herhangi bir değişiklik olamamaktadır. Bu nedenle dış ticaret haddi 2009-2010 yılında 100’ün üzerinde değer almaktadır. 2016 yılında ise dış ticaret haddinin 100’ün üzerinde değer alması, dış ticaretin ülke lehine geliştiği ve Türkiye ekonomisinin bu durumdan avantajlı çıktığını açıklamaktadır. 2018 yılında yaşanan kırılma ise negatif yönde dikkat çekici niteliktedir. Türkiye ekonomisi verilerine bakıldığında bu yıllar içerisinde dış ticaret açığının en yüksek olduğu dönemler olduğu görülmektedir.

TÜFE değişkeni bir önceki yılın çeyreğine oranla yüzde değişimi ifade ettiğinden, bu değişkene ait sayısal verilerin logaritması alınmamıştır. Bu değişkenin HP filtresinden geçirilmiş hali Şekil 12’de gösterilmektedir.

Hodrick-Prescott Filter (lambda=1600)



Şekil 7: Trendden Ayrıştırılmış TÜFE'nin Zamana Göre Grafiği

Şekil 7’de tüketici fiyat endeksi 1999-2007 yılı arasında kriz süreçlerinden etkilenmiş ve bu dönemlerde konjonktürel dalgalanmalar yaşanmıştır. 1999 yılında meydana gelen Marmara depremiyle birlikte Türkiye ekonomisinde görülen yüksek enflasyona ek olarak 2000 yılı Kasım ayında yaşanan bankacılık krizi 2000 yılında yüksek seyreden enflasyonun nedenlerindedir. Bu dönemde yaşanan olumsuzluklar ışığında 1999 yılında IMF stand-by desteğiyle üç yıl geçerli olmak üzere Enflasyonu Düşürme Programı uygulamaya koyulmuştur. Ancak 2000 yılı Kasım ayına gelindiğinde bankalar arası piyasada gecelik borçlanma faizi %210’a kadar yükselirken TÜFE ise %39 artış yaşamıştır. Yaşanan bu olumsuzluklardan sonra Şubat 2001 yılında ödemeler bilançosundaki dengesizliğe bağlı olarak ekonomide kriz şartları tekrardan meydana gelmiştir. Kriz ile birlikte gecelik faizler tekrardan yükselirken 2001 yılı Mayıs ayında IMF’nin yardımıyla “Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı (GEGP)” uygulanmaya koyulmuştur. 2001 yılında %68,53 olan enflasyon, IMF desteğiyle uygulanan programa bağlı olarak %29,75’e kadar düşürülmüş ve 2007 yılından sonra ise sabit bir trend izleyen enflasyon tek haneye düşürülmüştür.

HP filtresi analizinden sonra, Tablo 2’de tanımlayıcı istatistiklerin değerleri verilmiştir. Tanımlayıcı istatistikler analizde kullanılan değişkenlerin normal dağılıp dağılmadığını göstermesi açısından oldukça önemlidir. Dağılımın genişliğini yorumlarken basıklık katsayısı kullanılmakta ve basıklık değeri istatistiki anlamda değişkenlerin normal dağılımından ne kadar uzaklaştığını açıklamaktadır. Değişkenlerin basıklık katsayısının 3’den küçük olması serilerin basık dağıldığını, 3’ten büyük olması serilerin dik dağıldığını ifade etmektedir. Basıklık değerinin 3 olması ise serilerin normal dağılıma sahip olduğunu göstermektedir. (Adıgüzel ve diğerleri, 2016:247)

Serilerin dağılımında çarpıklığı yorumlamak için ise çarpıklık katsayısı kullanılmaktadır. Çarpıklık bir dağılımın ortalaması etrafındaki asimetri derecesini belirlemektedir. Tanımlayıcı istatistiklerde çarpıklık değerinin 0 olması serilerin normal dağılıma sahip olduğunu ifade etmektedir. Çarpıklık katsayısı 0’dan küçük olması sola çarpık, 0’dan büyük olması ise sağa çarpık olduğunu göstermektedir (Bayat ve diğerleri, 2015:17). Tablo 1’de serilere ait çarpıklık, basıklık, jarquera-bera ve varyans katsayısı değerleri verilmiştir. Değişkenlerde oluşabilecek değişen varyans sorununa karşı doğal logaritması alınmıştır.

Tablo 2: Tanımlayıcı İstatistikler

Değişkenler	Çarpıklık	Basıklık	Jarque-Bera	Varyans Katsayısı
Döviz	-1.10	3,83	20,64	0,034
Cari açık	1,36	5,83	56,95	-1,394
GSYH	-0,03	1,89	4,48	0,017
DTH	1,00	5,75	42,82	0,010
TÜFE	1,33	3,54	27,33	0,208
İTHALAT	-0,92	2,43	13,68	0,025

Not 1: Ortalamaya göre üçüncü derece moment çarpıklık $S = a_3 = \begin{cases} < 0 \text{ için sola çarpık} \\ = 0 \text{ için simetrik} \\ > 0 \text{ için sağa çarpık} \end{cases}$

Not 2: Ortalamaya göre dördüncü moment basıklık $K = a_4 = \begin{cases} < 3 \text{ için basık} \\ = 3 \text{ için normal} \\ > 3 \text{ için dik} \end{cases}$

Tablo 2 verileri sonucunda, basıklık değeri 3'ten büyük olarak verilen değişkenler döviz, cari açık, dış ticaret haddi ve TÜFE olarak görülmekte ve bu seriler dik dağılmaktadır. Ancak GSYH ve ithalat için çıkan sonuç 3'ten küçük olduğu için serilerin dağılımı basıktır. Ayrıca verilerde olasılık dağılımındaki asimetriyi gösteren çarpıklık katsayısı cari açık, dış ticaret haddi ve TÜFE için sağa çarpık olarak açıklamakta; ithalat, döviz ve GSYH için sola çarpık olarak açıklanmaktadır.

2.4. Birim Kök Testi

Bir serinin uzun dönemdeki özelliği, kendisinden önceki dönemde var olan değişkenin aldığı değeri, bulunduğu dönemi ne şekilde ve nasıl etkilediğinin tespit edilmesiyle açıklanmaktadır. Buna bağlı olarak, serinin geçirdiği süreci anlamak için, her dönemde bulunan değerlerin önceki dönemlerdeki değerleriyle resesyonun olması gerekmektedir. Bunun için değişik metotlar öne sürülmüş, ekonomide birim kök analiziyle, serilerin durağan olup olmadıkları tespit edilmiştir (Tarı, 2016:387).

Yapısal değişimlerden dolayı durağan serilerdeki kırılmalar ve durağan olmayan serinin varlığı durumunda birim köklerin bulunup bulunmadığı sorgulanmalıdır. Birim kök testleri olarak nitelendirilen ve bir seride birim kök olup olmamasını sorgulayan testler, sabit değerlere ve zaman trendlerine duyarlıdır. Bu nedenle durağanlığın olup olmadığını testlerle belirlemek daha kolaydır (Kutlar, 2005:307).

Herhangi bir Y_t serisinin durağan olması için gerekli şartlar şu şekilde özetlenebilir.

$$E(Y_t) = \mu \rightarrow \text{Ortalama} \quad (1)$$

$$\text{Var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \rightarrow \text{Varyans} \quad (2)$$

$$\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \rightarrow \text{Kovaryans (Tüm } t\text{'ler için, tüm } k \neq 0 \text{ için)} \quad (3)$$

burada γ_k , k gecikmesindeki kovaryans olurken, Y_t ve Y_{t+k} değerleri arasındaki birbirinden ayrı iki kovaryansı göstermektedir. Burada $k=0$ olduğu zaman, $\gamma_0 (= \sigma^2)$ varyansı olarak kabul edilen γ_0 elde edilir. Özetle eğer bir zaman serisinin durağan olduğu tespit edildiyse varyans, otokovaryans ve ortalama zamanla değişmezler. Yani zamanla bir serinin varyansı (σ^2), kovaryansı (γ_k) ve ortalaması (μ) sabit kalıyorsa serinin durağan olduğu söylenebilir. (Gujarati, 2004:797).

Ekonometrik anlamda seriler arasında anlamlı sonuçlara ulaşmak için öncelikle serilerin durağan olması koşulu sağlanmalıdır. Böylelikle bir serinin durağan olma koşulunu sağlamaması, o serinin zaman içinde yaşanan seyrinde beklenen değerin etrafında toplanmamasına yol açmaktadır (Kocacıyık, 2016:41). Ayrıca seride sapmalar meydana gelecek ve uygun bir model oluşturup analiz yapmak mümkün olmayacaktır. Bu nedenle serilerin durağan olup olmadığını kontrol etmek ve eğer durağan ise hangi seviyede durağan olduklarını öğrenmek için birim kök testleri kullanılmaktadır. Bunun için en çok tercih edilen yöntemlerden olan Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Philips-Peron (PP) testleri bu modelde incelenmiştir.

2.4.1. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi

Dickey ve Fuller (1979-1981) birim kök testlerinin temelini atarak zaman serilerinde durağanlığı sınımlamışlardır. ADF birim kök testi seriye hakim sürecin fark durağan mı yoksa trend durağan mı olduğunu göstermektedir. Seride kendini gösteren sürecin bilinmesi, iktisadi şokların etkisini belirlemek açısından önemlidir. Trend durağan süreçte şokların etkisi geçici özellik gösterirken, fark durağan süreçte şokların etkisi sürekli özellik göstermekte, ortalamaya dönme eğilimini gerçekleştirmemektedir (Aktan, 2007: 20).

X değişkeninin durağanlığını sınamak için denklemde öncelikli olarak γ parametresinde bulunan t-istatistiğine bakılmaktadır. Zaman serilerinde durağanlığı sınamak için üç farklı regresyon eşitliği aşağıdaki gibidir (Nemlioğlu, 2005:23)

Sabitsiz ve trendsiz regresyon:

$$\Delta X_t = \gamma X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_1 \Delta X_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Sabitli regresyon :

$$\Delta X_t = a_0 + \gamma X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_1 \Delta X_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Sabitli ve trendli regresyon:

$$\Delta X_t = a_0 + \gamma X_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_1 \Delta X_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Yapılan analizde En Küçük Kareler (EKK) yöntemi kullanılarak δ katsayısının standart hata değeri ve tahmin değeri hesaplanmaya çalışılmıştır. Bu denklemler neticesinde t değeri, Dickey-Fuller testi sonuçlarındaki ilgili değer ile ölçüştürülmüş ve bunun sonucunda $\gamma=0$ hipotezinin doğru olup olmadığı sorgulanmıştır. Bu bağlamda;

$H_0 = \gamma = 0$ Seride birim kök vardır, durağan değildir

$H_1 = \gamma < 0$ Seride birim kök yoktur, seri durağandır

teoremi analiz sonucuyla karşılaştırılıp sonuçlar değerlendirilmiştir (Akcan, 2019:40). ADF test istatistikleri sonuçları, mutlak değer olarak %1, %5 ve %10 anlam düzeyinde Davidson MacKinnon kritik tablo değerinin mutlak değerinden küçük bulunursa, birim kök içermediği ve durağan olduğu anlamına gelmektedir. Ancak çıkan sonucun sıfıra eşit olması durumunda, serilerin birinci derece ya da daha yüksek derecedeki farkları alınarak mevcut test tekrardan yapılmaktadır. Eğer H_1 kabul edilirse, serilerin durağan olduğu sonucuna varılmaktadır. Ancak H_0 kabul edilirse, serilerin durağan olmadığına karar verilmektedir. Bu açıklamalara ek olarak ADF birim kök testi sonuçları Tablo 3'te verilmektedir.

Tablo 3: ADF (Augmented Dickey-Fuller) Birim Kök Testi

Değişkenler	DÜZEY DEĞERİ			BİRİNCİ FARK		
	Sabitsiz	Sabitli	Sabit+Trend	Sabitsiz	Sabitli	Sabit+Trend
DÖVİZ	-0,65(0) [0,43]	-1,20(0) [0,66]	-0,35(4) [0,98]	-10,53(0)*** [0,00]	-10,53(0)*** [0,00]	-8,22(1)*** [0,00]
GSYH	2,64(4) [0,99]	-0,60(4) [0,86]	-3,16(4)* [0,09]	-2,90(3)*** [0,00]	-4,02(3)*** [0,00]	-4,00(3)*** [0,00]
DTH	-1,04(0) [0,26]	-4,64(0)*** [0,00]	-4,16(0)*** [0,00]	-8,86(0)*** [0,00]	-8,86(0)*** [0,00]	-8,99(0)*** [0,00]
CARİ ACIK	-1,78(3)* [0,07]	-8,93(0)*** [0,00]	-8,84(0)*** [0,00]	-5,94(7)*** [0,00]	-5,90(7)*** [0,00]	-5,93(3)*** [0,00]
TÜFE	-0,67(0) [0,42]	-2,04(0) [0,26]	-1,87(0) [0,65]	-9,36(0)*** [0,00]	-9,31(0)*** [0,00]	-9,33(0)*** [0,00]
İTHALAT	1,74(0) [0,98]	-1,73(5) [0,41]	-1,07(5) [0,92]	-4,43(4)*** [0,00]	-4,75(4)*** [0,00]	-4,94(4) [0,00]

Not: ADF testi için parantez içinde verilen sayısal ifadeler gecikme uzunluklarını, köşeli parantez içinde gösterilen sayısal ifadeler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir. Ayrıca Lag Length değerinin sıfır değer alması DF test sonuçlarını göstermektedir. %1, %5, %10 anlam değerleri sırasıyla ***, **, * işaretleri kullanılmaktadır.

ADF testi sonucunda Tablo 3'te döviz değişkeninde $I(0)$ düzeyinde durağan olmadığı görülürken, $I(1)$ düzeyinde %1 anlam seviyesinde durağan olduğu görülmektedir. Aynı şekilde GSYH için $I(0)$ düzeyinde %10 anlam seviyesinde durağan olduğu görülse de $I(1)$ düzeyinde %1 anlam seviyesinde durağan olduğu anlaşılmaktadır. Dış ticaret cari açık değişkenlerinin $I(0)$ düzeyinde durağan olduğu görülmektedir. TÜFE değişkeni ise %1 anlam seviyesinde $I(1)$ düzeyinde durağan olduğu fark edilmektedir. İthalat değişkeninin değerlerine bakıldığında ise $I(1)$ anlam düzeyinde durağan olduğu sonucuna varılmıştır.

Bu sonuçlara bakılarak döviz, TÜFE ve ithalat değişkenlerinin $I(1)$ düzeyinde durağan olduğu ve modele uygun olduğu görülmektedir. Ancak GSYH, dış ticaret haddi ve cari açık değişkenleri $I(0)$ düzeyinde durağan olduğu görülse de Kasım 2000, Şubat 2001, 2008 krizleri ve Covid-19 sürecinin etkisiyle birlikte modeldeki değişkenlerin birinci farkı $I(1)$ alınmıştır. Bu bağlamda yapılan analizler için ön koşul olarak gerekli

olan durağan olma şartı test edilmiş ve model durağanlık açısından gerekli koşulu sağladığı anlaşılmıştır.

2.4.2. Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testi

Philips-Peron (1988) makalelerinde ADF testindeki zayıflıkları içeren birim kök testlerini geliştirmiş ve ortaya çıkan analiz daha çok finansal zaman serilerinde yaygın olarak kullanılmıştır (Uğurlu, 2009:13). PP testi ADF testinin dönüştürülmüş bir halidir ve hata terimleri ile ilgili varsayımları heterojen dağılımlı ve zayıf bağımlı hale getirerek ADF testi genelleştirilmeye çalışılmıştır. Başka bir deyişle, ADF testinde bulunan hata terimlerinin istatistiki olarak bağımsız ve sabit varyanslı, PP birim kök testinde ise hata terimlerinin esnek varsayımlı olduğu kabul edilmektedir (Tarı, 2014:400). Böylece PP birim kök analizi, belli başlı bir analiz olmanın aksine daha çok ADF testinin tamamlayıcı olarak görülmektedir.

Dickey-Fuller testlerinde rassal şokların istatistiksel olarak normal dağıldığı, bağımsız olduğu, sabit varyansa ve sabit ortalamaya sahip olduğu öngörülmektedir. Böylece rassal şoklarda otokorelasyon bulunmadığı varsayılmakta ve bu varsayıma önem verilmektedir. Yani bu testte, rassal şokların dağılımıyla ilgili yeni bir varsayımda bulunulmaktadır.

PP testinde regresyon denklemi aşağıdaki gibidir.

$$Y_t = \mu_0 + \mu_1 Y_{t-1} + u_t \quad (7)$$

$$Y_t = \mu_0 * + \mu_1 * Y_{t-1} + u_t \quad (8)$$

$$Y_t = \mu_0 * + \mu_1 * Y_{t-1} + \mu_2 * \left(t - \frac{T}{2} \right) + u_t \quad (9)$$

Burada μ_1 hata terimlerinin dağılımını gösterirken, T gözlem sayısını ifade etmektedir. $E(\mu_t)=0$ için hata terimlerinin arasında homojen olmaları için bir zorunluluk bulunmadığı gibi içsel bağlantının da olmadığı söylenebilir. Böylece Dickey-Fuller testinin homojenite ve bağımsızlık hipotezleri bu testle terk edilmiş, hata terimleri arasında heterojenlik ve zayıf bağımlılık kendi haline bırakılmıştır (Dikmen,2017:298). Çalışmada yapılan ADF testi sonuçlarının güvenilir olup olmadıklarını anlamak amacıyla da PP testi yapılmış ve elde edilen sonuçlar Tablo 3 'te gösterilmiştir.

Tablo 4: Philips-Peron Birim Kök Testi

Değişkenler	DÜZEY DEĞERİ			BİRİNCİ FARK		
	Sabitsiz	Sabitli	Sabit+Trend	Sabitli	Sabitsiz	Sabit+Trend
DÖVİZ	-0,83(4) [0,35]	-1,20(0) [0,66]	-1,98(0) [0,60]	-10,97(4)*** [0,00]	-11,30(5)*** [0,00]	-13,02(7)*** [0,00]
GSYİH	3,06(13) [0,99]	-1,14(15) [0,69]	-7,31(19)*** [0,00]	-12,45(14)*** [0,00]	-16,23(13)*** [0,00]	-16,06(13)*** [0,00]
TÜFE	-0,67(1) [0,42]	-2,05(1) [0,26]	-1,89(1) [0,65]	-9,36(0)*** [0,00]	-9,31(1)*** [0,00]	-9,31(1)*** [0,00]
DTH	-1,01(1) [0,27]	-4,54(2)*** [0,00]	-4,15(1)*** [0,00]	-8,86(3)*** [0,00]	-8,86(3)*** [0,00]	-8,99(4)*** [0,00]
CARİ ACIK	-6,78(5)*** [0,00]	-9,19(5)*** [0,00]	-9,14(5)*** [0,00]	-82,76(85)*** [0,00]	-82,09(85)*** [0,00]	-90,65(85)*** [0,00]
İTHALAT	1,93(7) [0,98]	-2,41(8) [0,14]	-1,98(6) [0,60]	-9,50(5)*** [0,00]	-9,84(7)*** [0,00]	-10,13(8)*** [0,00]

Not: PP testi için parantez içinde verilen sayısal ifadeler gecikme uzunluklarını, köşeli parantez içinde gösterilen sayısal ifadeler ise olasılık değerlerini ifade etmektedir. Ayrıca Lag Length değerinin sıfır değer alması PP test sonuçlarını göstermektedir. %1, %5, %10 anlam değerleri sırasıyla ***, **, * işaretleri kullanılmaktadır.

PP testi sonucuna bakılarak Tablo 4'te döviz, TÜFE ve ithalat değişkenlerin I(1) düzeyde %1 anlam seviyesinde durağan olduğu sonucuna varılmıştır. Ancak GSYH, dış ticaret haddi ve cari açık değişkenlerinin %1 anlam seviyesinde I(0) düzeyinde durağan olduğu görülmüştür. Bu durum ADF testiyle paralellik göstermiş ve Kasım 2000, Şubat 2001, 2008 krizleri ve Covid-19 sürecinin etkisiyle birlikte modeldeki değişkenlerin birinci farkı I(1) alınmıştır. Sonuç olarak modelde bulunan değişkenler için yapılan analizde modelin I(1) düzeyinde durağan olduğu tespit edilmiştir.

2.5. Seriler Arası Çapraz Korelasyon

Çapraz korelasyon, seriler arasındaki bağı kuvvetini ve hareket yönünü belirlemek amacıyla kullanılmaktadır. Zaman serileri için verilen olasılık aralığı +1 ve -1 arasındadır. Değişkenler arasındaki çapraz korelasyon katsayısı ise +1'e ne kadar yakın olursa aralarındaki ilişki o kadar kuvvetli ve aynı yönde hareket ettiğini göstermektedir. Negatif değerli olması ise serilerin birbirinden bağımsız hareket ettiğini göstermektedir (Çetintaş ve diğerleri, 2018:77). Korelasyon matrisinde köşegen

değerleri için çapraz iki değişkende aynı olduğundan dolayı her zaman 1 (%100) olarak gösterilmektedir (Ünvar ve Demirel,2020:180).

İki serinin arasındaki çapraz korelasyon formülü aşağıdaki gibidir.

$$r_{xy}(I) = \frac{c_{xy}(I)}{\sqrt{c_{xx}(0)} \cdot \sqrt{c_{yy}(0)}}, \rightarrow I = 0, \pm 1, \pm 2, \dots \quad (12)$$

ve

$$c_{xy}(I) = \sum_{t=1}^{T-1} ((x_t - \bar{x})(y_{t+1} - \bar{y}))/T \rightarrow I = 0, 1, 2, \dots \quad (13)$$

$$c_{xy}(I) = \sum_{t=1}^{T-1} ((y_t - \bar{y})(x_{t-1} - \bar{x}))/T \rightarrow I = 0, -1, -2, \dots \quad (14)$$

şeklinde ifade edilmektedir. Başka bir ifadeyle de çapraz korelasyon;

$$r_{x_{1t}, x_{2t+k}} = \frac{\text{cov}(x_{1t}x_{2t+k})}{\sqrt{\text{var}(x_{1t}) \cdot \text{var}(x_{2t-k})}} \quad (15)$$

$$k = -p, -p + 1, \dots, 0, 1, 2, \dots, p \quad (16)$$

şeklindeki gibidir. (I) gecikme uzunluğunu göstermekte olup çapraz korelasyon katsayısının güven aralığında olup olmadığı testleri aşağıdaki gibidir (Polat, 2004:136).

$$k = \frac{r\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}}$$

Eşitlikte k, gecikme uzunluğunun göstergesidir. Korelasyon katsayıları [-1,+1] değer almış seriler arasındaki ilişkinin yönünü ifade ederken, mutlak değeri ilişkinin kuvvetini ifade etmektedir (Çetintaş ve diğerleri, 2018:77). Tablo 5'te analizimizde kullanılan tüm değişkenler arasında korelasyon değerleri gösterilmektedir.

Tablo 5: Çapraz Korelasyon Matrisi

	GSYH	DOVIZ	TUFE	DTH	CARIACIK	İTHALAT
GSYH	1,000					
DOVIZ	-0,415	1,000				
TUFE	-0,585	-0,151	1,000			
DTH	-0,307	-0,206	0,424	1,000		
CARIACIK	-0,074	-0,413	0,272	0,242	1,000	
İTHALAT	0.866	-0,009	-0,777	-0,573	-0,327	1,000

Not: Seriler arasında verilen olasılık aralığı -1 ve +1 arasındadır. Değişkenler arasındaki ilişkinin katsayısı +1'e ne kadar yakınsa, ilişki o kadar kuvvetli ve aynı yönde hareket etmektedir. Değişkenler arasındaki ilişki -1'e yakın olması ise ilişkinin birbirinden bağımsız hareket ettiğini ve aralarında bulunan ters ilişkiyi ifade etmektedir.

Literatürde makroekonomik değişkenlerde meydana gelen değişimlerin kaynağı olarak reel şoklar ve nominal şoklar olduğu sonucuna varılmıştır. Bu bağlamda arz ve talep tarafından açıklanan reel şokların, uzun dönemde reel ve nominal şokları etkilediği görülmektedir. Sadece nominal şoklar üzerinde uzun dönemli bir etkiye sahip olan ise para arzındaki değişimler tarafından açıklanan nominal şoklardır. Söz konusu yapılan çalışmalar çerçevesinde döviz kurunda meydana gelen dalgalanmaların anlamlı ve büyük bir kısmı reel şoklardan meydana geldiği kanısına varılmıştır. Ayrıca uzun dönemde görece üretim seviyesinin yalnızca toplam arz şokundan etkilendiği görülürken, reel döviz kurunun toplam arz ve toplam talep şoklarından etkilendiği görülmektedir. Buna ek olarak görece fiyat düzeyinin toplam arz, toplam talep ve nominal şokların hepsinden etkilendiği görülmektedir (Alper, 2011:37).

Döviz kurundaki dalgalanmaların kaynağı Erlat ve Erlat (1998) tarafından araştırılmış ve üç önemli noktaya değinilmiştir. Bu bağlamda ilk olarak reel şoklar, reel efektif döviz kurundaki dalgalanmaların temel kaynağı olurken, nominal şoklar ise nominal döviz kurundaki dalgalanmaların asıl kaynağı olmuştur. Ayrıca üç ila dört yıl arası, nominal ve reel döviz kurlarının asıl değerlerine dönmesi için geçen süre olarak belirlenmiştir. Son olarak, nominal döviz kurlarındaki değişimlerden ziyade görece fiyatlarda meydana gelen değişimler, reel şokların reel döviz kurlarında yol açtığı dalgalanmaların etkisiyle ortaya çıkmaktadır (Erlat ve Erlat, 1998:394).

Düşük kur politikası yani TL'nin aşırı değerlenmesi ithal mallara olan nispi talebi hızlandırarak cari dengeyi bozucu etki yapmaktadır. Buna ek olarak, sermaye hareketlerinde beklenmedik değişimler, kurlardaki aşırı değerlenme sonucu ortaya çıkmakta ve ekonomiyi kırılgan hale getirmektedir (TCMB, 2013:15). Bu sebeple, döviz kurunda yaşanan değişimler, makro finansal risklerle alakalı önemli sinyal olduğu sonucuna varılmaktadır. Türk lirasındaki değerlenme, çarpan matrisinde reel kur için pozitif katsayı ile ifade edilmektedir. Reel döviz kurunun negatif bir katsayıya sahip olması ise Türk lirasının değer kaybettiğini göstermektedir. Genel anlamda, Türkiye ekonomisinde büyümenin yaşandığı süreçlerde, üretimde ithalata bağımlılık, düşük kur politikasını tercih edilen bir politika yaklaşımı olarak ortaya çıkarmaktadır. Tablo 5 verileri söz konusu politika yaklaşımını destekler niteliktedir.

GSYH ile ithalat arasındaki ilişki, Tablo 5 verilerinde pozitif ve aralarında yüksek olasılıklı korelasyon katsayısı olduğu sonucunu göstermektedir. Böylece ekonomide yaşanan genişleme dönemleri ile yüksek ithalat aynı anda görülmektedir. Türkiye ekonomisinin büyüme dönemlerinde ithalatta artışlar meydana gelirken, büyümenin düştüğü dönemlerde de ise ithalat düşüşler meydana geldiği görülmüştür. 2001 ve 2009 yıllarına bakıldığında, yaşanan krizlere bağlı olarak, GSYH ve ithalat değişkenlerinin eş zamanlı düşüşleri analizden çıkan sonucu destekler niteliktedir. Son olarak, ithalat ile çıktı arasında güçlü ve olumlu korelasyon Türkiye'nin ekonomik faaliyetlerinde genellikle dışa bağımlı olduğunun göstergesidir.

Makroekonomik değişkenler incelendiğinde Türk lirasının değerlendirildiği süreçlerde ekonomik olarak genişleme yaşandığı ve o dönemlerde yüksek ithalatın olduğu görülmektedir. Bunun nedeni olarak ise Türk lirasının değerli olduğu zamanlarda döviz cinsinden borçlu olan firmaların yatırım ve üretim sürecine daha çok kaynak ayırmasıyla açıklanmaktadır. Ayrıca Türkiye ekonomisinde ithalat girdilere bağlı olarak gerçekleşen üretim sürecinde, Türk lirasının değer kazanmasıyla elde edilmek istenen ürünü daha ucuza üretebilmektedir. Aynı anda piyasada satın alma gücü üzerinde yarattığı pozitif etkiyle birlikte iç talepte artış yaratmaktadır. Bu durumun sonucu olarak, Türk lirasında meydana gelen artış ithalatta artışa neden olmakla birlikte ekonomik faaliyetleri de hızlandırmaktadır.

Sermaye hareketlerinin faiz elastikiyetinin yüksek olduğu ve uluslararası sermaye hareketlerinin genel anlamda serbestleştiği bir koşulda uygulanan para politikası faiz oranlarında değişiklik yaparak döviz kuru üzerindeki etkisini güçlendirebilmektedir. Faiz oranlarında meydana gelen değişimler öncelikli olarak uluslararası sermaye hareketlerinin hacmini ve buna bağlı olarak ulusal paranın değerini etkileyerek döviz kurunda değişikliğe neden olmaktadır. Döviz kurundaki bu tür değişimler, uluslararası ticarete bahis olan malların fiyatlarında ve böylece dış ticaret hacminde değişimleri etkilemektedir (Cengiz, 2009: 233).

İhracat birim değerinin ithalat birim değere oranıyla elde edilen dış ticaret haddindeki artışlar ekonomide büyümeyi ifade etmektedir. Bu bağlamda literatürde GSYH ile dış ticaret haddi arasında pozitif bir ilişkinin olduğu öne sürülse de, yapılan çalışmalar sonucunda Tablo 5 verilerinde negatif bir ilişkinin çıkması çok manidar olmaktadır. Çünkü Türkiye ekonomisinin büyüdüğü dönemlerde ithalat artmakta ve dış ticaret haddinde de yükselmeler meydana gelmektedir. Ancak Türkiye ekonomisinin ithal bağımlı ticaret yapısı yerine, ithal girdilerinin üretim katma değerlerinin ülke içinde kalmasını sağlayarak ekonomik büyümenin artması sağlanmalıdır (Çakır ve Utkulu, 2019:99). Böylece uzun dönemde büyüme üzerinde anlamlı bir etkiye ulaşmak için dış ticaret haddinde de yüksek ihracat ile birlikte anlamlı bir etki yaratılmalıdır.

Bazı ekonomistler büyümeyle birlikte doğan talep artışından dolayı ithalatı körüklediği, buna bağlı olarak cari açık üzerindeki etkisinin olduğu ve bu durumun gerekli olduğunu savunur. Ancak bazı ekonomistler ise cari açığın ekonomi için önemli bir sorun yarattığı ve büyümeyi negatif yönde etkilediğini öne sürmektedir (Şit ve Alancıoğlu, 2016:19). Türkiye ekonomisi verilerine bakıldığında büyüme rakamlarının yükseldiği dönemlerde cari açığın arttığı görülmektedir. Tablo 5 verilerinde ise GSYH ile cari açık arasında ters yönlü ilişkinin varlığı söz konusudur. Gelişmekte olan ülkelerde yapılan çalışmalar sonucunda cari açık ile GSYH arasındaki ilişki yaptığımız analiz ile aynı sonucu desteklemektedir. Böylece ülke içindeki üretimlerin genellikle ithalat girdilerle sağlandığı, ihracatın ithalata bağımlı olduğu ve bu nedenden dolayı cari açık büyüme için önemli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Çalışmadan elde edilen sonuçlarda, Tablo 5'e göre GSYH ile TÜFE arasında negatif bir ilişkinin varlığı söz konusudur. Yani TÜFE dalgalanmaları en zirvedeyken,

GSYH dalgalanmaları en dibi görmektedir. Bu durum parasal değişkenlerin ekonomik konjonktürü açıklamada yetersiz kaldığı görüşünü desteklerken, para politikasının etkin olmadığını görüşünü savunmaktadır.

Yapılan çapraz korelasyon testinde katsayıların bize net bir izlenim vermesine rağmen analize sebep sonuç ilişkisi kazandırmamaktadır. Bu nedenle çalışmanın ilerleyen bölümlerinde nedensellik testi yapılmıştır.

2.6. Çoklu Doğrusal Regresyon Analizi

Çoklu doğrusal bağlantı terimi, ilk olarak Ragnar Frish tarafından ortaya atılmıştır. Orijinal olarak, bir regresyon modelinin tüm açıklayıcı değişkenlerinin veya bazılarının arasındaki tam veya kesin doğrusal ilişkinin varlığı olarak tanımlanmaktadır. Eğer değişkende sadece açıklayıcı iki değişken var ise intercorrelation, sıfırıncı dereceden veya basit korelasyon katsayısıyla ölçülebilmektedir. Ancak ikiden fazla değişkene sahip olması durumunda, kısmi korelasyon katsayısı veya diğer tüm değişkenlerinin alındığı bir değişkenin çoklu korelasyon katsayısı ile ölçülebilmektedir (Akın, 2002:3489).

Çoklu doğrusal regresyon analizi, bir tane bağımlı değişken ve bununla ilişkisi bulunan bir takım bağımsız değişken arasındaki ilişkiyi ortaya çıkarmak için yapılmaktadır. Bu analiz, verileri özetleyerek, bağımsız değişkenlerinde desteğiyle, bağımlı değişken değerini öngörmektedir. Ayrıca bağımsız değişkenlerden hangisi veya hangilerinin bağımlı değişkeni daha çok etkilediği bu analiz ile açıklanmaktadır (Karaca ve Karacan, 2016:186).

İkiden çok bağımsız değişkenlerin olduğu doğrusal regresyon modeli aşağıdaki gibidir.

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i \quad (17)$$

Burada, β 'lar parametrelerdir. Görüldüğü gibi modelde (k-1) sayıda bağımsız değişken ve öngörülecek "k" sayıda parametre vardır. β_1 sabit parametre olarak tüm parametreler, yani X'ler, sıfır olduğunda Y'nin alacağı değeri göstermektedir. $\beta_2, \beta_3, \dots, \beta_k$ parametreleri ise matematiksel olarak eğim parametreleridir. Burada iktisadi olarak yorumlarsak eğer, her bir β ilgili X değişkeninde meydana gelen bir

birimlik artış ya da azalışın bağımlı değişken olan Y'yi ne kadar etkileyeceğini ve onu ne ölçüde değiştireceğini göstermektedir (Dikmen, 2009:164).

Tablo 6: Çoklu Doğrusal Regresyon Analizi

Değişkenler	Katsayı	Std. Hata	T-İstatistik	Olasılık
DTH	1.145478	0.224376	5.105164	0.0000***
TÜFE	0.001254	0.000586	2.138511	0.0355**
CARİACİK	0.006860	0.003210	2.137364	0.0356**
DOVİZ	-0.669913	0.067489	-9.926255	0.0000***
İTHALAT	0.572338	0.028355	20.18481	0.0000***
C	3.307599	1.641337	2.015186	0.0472**
R-squared	0.939773	Mean dependent var		19.45630
Adjusted R-squared	0.936055	S.D. dependent var		0.334868
S.E. of regression	0.084679	Akaike info criterion		-2.033419
Sum squared resid	0.580818	Schwarz criterion		-1.863356
Log likelihood	94.45371	Hannan-Quinn criter.		-1.964940
F-statistic	252.7802	Durbin-Watson stat.		1.338371
Prob(F-statistic)	0.000000			

Not: Bağımlı değişken GSYH ve bağımsız değişkenler DTH, TÜFE, cari açık, döviz ve ithalattır.
Not: %1, %5, %10 anlam değerleri sırasıyla ***, **, * işaretleri kullanılmaktadır.

Analizimize göre Tablo 6'da düzeltilmiş R^2 değerinin 0.93 olması bağımsız değişkenlerin GSYH'deki değişmelerin %93'ünü açıkladığını göstermektedir. Aynı şekilde F istatistik değerinin 0,00 olması, bu değer 0,05'ten küçük çıkması nedeniyle modelin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu açıklamaktadır.

Regresyon analizi sonuçlarına göre GSYH ile ithalat, TÜFE, cari açık ve dış ticaret haddi arasında pozitif bir ilişki olduğu görülmektedir. Diğer değişkenler sabit iken GSYH'de meydana gelen değişmelerde en büyük etkiye Tablo 5 verilerinde ithalat sahipken, Tablo 6 verilerinde en büyük etkiye ithalat ve dış ticaret haddi sahiptir. Ayrıca cari açık ve TÜFE değişkenleri GSYH üzerinde pozitif etki yaratsa da etkileri oldukça kısıtlı kalmaktadır.

Tablo 6'da diğer değişkenler sabitken GSYH'de meydana gelen değişimlerde negatif ve büyük bir etkiye döviz sahip olmaktadır. Türkiye ekonomisi ithalata bağımlı

olmakta ve Türk lirasının değer kaybettiği zamanlarda ithalat olumsuz etkilenmektedir. Bu bağlamda üretim ithalata bağımlı olduğu için kurdaki yukarı yönlü değişimin GSYH'yi negatif etkilemesi doğaldır. Yani kurlar yükseldiği için dış ticaret açığı dolısıyla da cari açık azalacak ve GSYH'deki büyümenin olumsuz etkilenmesi üretimde ithalata bağımlı ülkelerde doğal bir sonuç olarak ortaya çıkacaktır.

2.7. VAR Analizi

Bir ekonomik modelde bazı değişkenler açıklayıcı değişken olurken, bazı değişkenler ise diğer değişkenler tarafından açıklanmaktadır. Bir denklem sisteminde açıklanan değişkenler içsel (endogenous) değişken olarak adlandırılken, açıklayıcı değişkenlere dışsal ya da önceden belirlenen (exogenous) değişken denilmektedir. Bir ekonomik model, eşanlı denklem sisteminin konusu olabilmesi için içsel değişkenlerden en az birinin oluşturulmasında gerekli denklemleri içermelidir (Kutlar, 2005:333).

VAR analizi, seçilen tüm değişkenlerin hepsini birlikte ele almaktadır ve bütün bir sistem halinde incelemektedir. Ancak analizde kesin olarak bir içsel ya da dışsal ayrımı yapılmamaktadır. Aynı zamanda analizde, modelin oluşturulması aşamasında, modelin şekillenmesini etkileyen sert bir iktisadi teorinin olması kesinlikle kabul edilmemektedir. İktisadi teorinin ileri sürdüğü sınırların ve varsayımların model tanımını bozmasına müsaade edilememekte, değişkenler arasındaki bağ hakkında ön sınır konulmamaktadır. Böylelikle ekonomistlerin model kurma aşamasında öne sürmek zorunda oldukları ön varsayımların olumsuz etkileri büyük ölçüde ortadan kalkmaktadır. Daha sonra iktisadi veriler kullanılarak, iktisat teorisinin öne sürdüğü çeşitli hipotezlerin istatistik ve ekonometrik sınamaları yapılmaktadır (Özgen ve Güloğlu, 2004:95).

VAR modeli Sims'in öncü çalışmalarıyla uygulamalı ekonometri, makroekonomi ve finans konularında yapılan çalışmalarda yoğun bir şekilde kullanılmaktadır. Bu analizde modele katılan tüm değişkenlerin kendi ve diğer değişkenlerin gecikmeli değerleri üzerine tanımladığı basit ve çok boyutlu bir zaman serisi modelidir.

X ve Y gibi değişkenler için basit bir VAR modeli aşağıdaki gibi gösterilir.

$$Y_t = a_{10} + \sum_{i=1}^p a_{11i} Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_{12i} X_{t-1} + u_{1t} \quad (23)$$

$$Y_t = a_{20} + \sum_{i=1}^p a_{21i} Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_{22i} X_{t-1} + u_{2t} \quad (24)$$

Burada, a_0 sabit terim, a_{ijk} i'inci denklemdaki j'inci değişkenin k gecikmesine ait parametre, u_{it} hata terimi ve p gecikme sayısını ifade etmektedir. Denklemlerin sağ tarafındaki değişkenler modelde görüldüğü gibi aynıdır. Modeldeki değişkenlerin sıfırdan farklı olması durumunda ise sabit terim modele dâhil edilmektedir (Tarı, 2014: 452).

Değişkenlerin ortalaması sıfırdan farklı olması halinde sabit terim modele dâhil olmaktadır. Model matrisleri aşağıda gösterilmektedir.

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^p \begin{bmatrix} a_{12i} & a_{11i} \\ a_{21i} & a_{22i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-i} \\ X_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \quad (25)$$

veya kısaca,

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-1} + u_t \quad (26)$$

biçimindedir. Bu modelde sadece iki değişkenli olduğunda iki boyutlu VAR modelidir. Modeldeki değişken sayısının k sayıda olduğu çok değişkenli bir VAR modeli ise aşağıdaki gibidir.

$$y_t = c + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (27)$$

Bu modelde $y_t (K * 1)$, değişken vektörü, $A_i (K * K)$, parametre matrisi, $c (K * 1)$, sabit terimler vektörü ve $u_t (K * 1)$ ise hata terimleri vektörü olarak değerlendirilir.

Yukarıda belirtildiği gibi VAR modelinde içsel ve dışsal değişkenler arasında ayırım yapılmaksızın tüm değişkenler içsel olarak ele alınmaktadır. Burada p gecikme sayı olmak üzere VAR modeli VAR(p) olarak ifade edilmektedir (Dikmen, 2017:342).

İktisat teorisinde değişkenlerin içsel mi yoksa dışsal mı olduğunu anlamak için değişkenler arasındaki ilişkinin belirlenmesi ve test edilmesi çok önemlidir (Tarı ve Bozkurt, 2006:5). Bu bağlamda Granger nedensellik testi değişkenler arasındaki ilişkiyi belirlemek amacıyla ön plana çıkarken, Etki- tepki analizi kullanılan değişkenlerin hata terimlerinde ortaya çıkan şoklara karşı olarak diğer değişkenlerin nasıl tepki verdiklerini

incelemek için uygulanmaktadır. Son olarak ise Varyans ayrıştırması, modeldeki değişkenlerde ortaya çıkan değişimlerin, yüzde olarak, ne kadarı değişkenin kendisinden ve ne kadarı diğer değişkenlerden kaynaklandığını sayısal verilerle ortaya çıkarmaktadır.

2.7.1. Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Öncelikle gecikme uzunluğunun belirlenmesi modelin doğruluğu açısından önem taşımaktadır. Özellikle Granger nedensellik testinin doğruluğu açısından gecikme uzunluğunun belirlenmesi çok önemlidir. Bu nedenle uygun gecikme uzunluğu belirlenirken, araştırmacının istediği gibi hareket edebildiği gibi aynı zamanda daha güvenilir ve tutarlı araştırma yapabilmek içinde bazı kriterlere başvurulmaktadır.

2.7.1.1. Son Tahmin Hatası Kriteri (FPE)

Başarılı bir gecikme uzunluğunun seçiminde kullanılan yöntemlerden biridir. Bu kriter;

$$FPE = \left[\frac{T+Km+1}{T-Km-1} \right]^K \det(\sum_u^{\sim}(m)) \quad (18)$$

şeklinde hesaplanmaktadır. K; zaman serilerinin boyutu, T; örnek büyüklüğü, m; zaman serisinin derecesini, $\sum_u^{\sim}(m)$; beyaz gürültü sürecine sahip kovaryans matrisinin tahminidir.

$$FPE[\hat{\rho}(FPE)] = \min(FPE(m)/m = 0,1, \dots, m) \quad (19)$$

Farklı m gecikme uzunlukları hesaplanıp ve FPE değerinin en küçük kılan ρ değeri, modelin derecesi olarak belirlenmektedir (Bozkurt, 2002: 58).

2.7.1.2. Akaike Bilgi Kriteri (AIC)

VAR analizine başlamadan uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesindeki ikinci kriter olmaktadır. VAR(m) süreci için kriter aşağıdaki gibidir.

$$\begin{aligned} AIC(m) &= \ln \left| \sum_u^{\sim}(m) \right| + \frac{2}{T} \\ &= \ln \left| \sum_u^{\sim}(m) \right| + \frac{2mK^2}{T} \end{aligned} \quad (20)$$

AIC değerini minimum kılan ρ değeri, gecikme seviyesi olarak belirlemektedir. (Bozkurt, 2002:58)

2.7.1.3. Hannan-Quinn Kritesi (HQ)

Tutarlı bir tahmini mümkün kılacak gecikme süresini belirleyecek olan kriter aşağıdaki gibidir.

$$HQ(m) = \ln \left| \sum_u^{\sim} (m) \right| + \frac{2 \ln \ln T}{T} m K^2 \quad (21)$$

$\hat{\rho}(HQ)$ değerleri tahmin edilerek, ($m=1,2,\dots,m$) HQ'yu minimum yapan ρ değeri, uygun gecikme uzunluğu olarak belirlenmektedir (Bozkurt, 2002: 59).

2.7.1.4. Schwartz Kriteri (SC)

Gecikme uzunluğunun belirlenmesinde bir diğer etken ise Schwart kriteri, Bayesyen düşünceden yola çıkarak ortaya atılmıştır. Kriter;

$$SC(m) = \ln \left| \sum (m) \right| + \frac{\ln T}{T} m k^2 \quad (22)$$

şeklinde hesaplanmakta ve (SC) değerini minimum kılan ρ değeri belirlenmektedir.

Bütün kriterler arasında bir karşılaştırma yapılırsa, AIC ve FPE kriterleri daha iyi sonuçlar verirken; Schwartz kriterinin gözlem sayısındaki artışa bağlı olarak cevap verdiği ve doğru gecikme uzunluğunun belirleme oranının 1 ya da 1'e yakın olduğu söylenmektedir (Bozkurt, 2002: 59). Tablo 7'de ise analizde kullanılan serilere ait gecikme test sonuçları gösterilmiştir.

Tablo 7: Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

LAG	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	8.62e-08	-2.076748	-1.927872*	-2.017059
1	62.31723	6.95e-08	-2.293873	-1.400613	-1.935740
2	109.6442	2.67e-08	-3.257920	-1.620276	-2.601342
3	82.37432	1.40e-08	-3.920019	-1.537992	-2.964996
4	64.95252*	9.03e-09*	-4.395909	-1.269499	-3.142441*
5	19.15333	1.26e-08	-4.125600	-0.254807	-2.573688
6	35.92646	1.23e-08	-4.233793	0.381384	-2.383437
7	37.01547	1.14e-08	-4.450054*	0.909506	-2.301253

*işareti uygun gecikme uzunluğunu ifade etmektedir.

Gecikme uzunluđu Tablo 7'ye gre, Son Tahmin Hatası Kriteri (FPE), Hannan-Quinn Bilgi Kriteri (HQ) test istatistiđinin uygun gecikme uzunluđunu 4 olarak nermiřtir. Schwarz Kriteri (SIC) uygun gecikme uzunluđunu 1 olarak verirken, Akaike bilgi kriteri (AIC) 7 olarak nermiřtir. Bu sonulardan yola ıkararak analizimiz iin minimum uygun gecikme uzunluđunun "4" olması uygun grlmřtr. Gecikme uzunluđunun tespit edilmesinden sonra White testi ile varyans sorunu incelendikten sonra ters kkler birim ember iinde olup olmadıđı sorgulanmıřtır. Daha sonra analizimize Granger nedensellik testi, Etki-tepki fonksiyonu ve Varyans ayrıřtırmasıyla devam edilmiřtir.

Modelde deđiřen varyans sorununun bulunup bulunmadıđı White testi ile sorgulanmaktadır. Analiz sonucunda %5'ten byk bir olasılık deđerini modelde deđiřen varyans sorunun olmadıđını ifade etmektedir (Gnel, 2019:284). Tablo 8'de test sonuları gsterilmiřtir.

Tablo 8: White Testi Sonuları

Ki Kare	df	Olasılık
1272,067	1260	0,4002

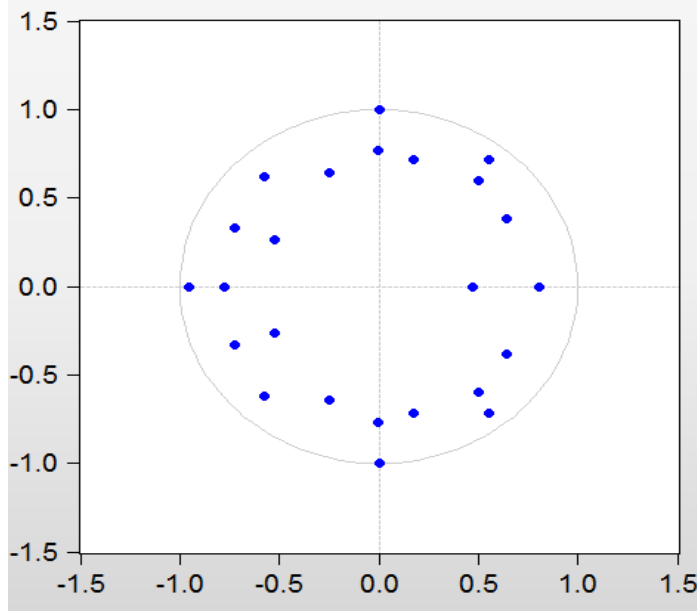
Not: White Testi sonucunda elde edilen olasılık deđerinin %5 anlam seviyesinden dřk olması modelde varyans sorunu olduđunu, %5 anlam seviyesinden yksek olması modelin sabit varyansa sahip olduđunu aıklamaktadır.

alıřmada deđiřen varyans sorunu olup olmadıđı White testi ile sorgulanmıřtır. Tablo 8 sonularına bakıldıđında %40'lık anlam dzeyinin %5 anlam seviyesinden yksek olması dolayısıyla H_0 anlam dzeyinin dođruluđunu kanıtlamıř ve bu durumda modelin sabit varyansa sahip olduđu grlmřtr.

Modelin durađanlıđını sınamak iin yapılan AR karakteristik polinomun ters kklerinin birim ember ierisinde olup olmadıđı sorgulanmıřtır. AR karakteristik polinomun ters kklerinin birim ember iinde olmasıyla oluřturulan VAR modelinin, durađanlık aısından hibir sorun teřkil etmediđi anlařılmaktadır. Eđer ters kklerin birim ember iinde kalması kořulu sađlanmazsa, bu durumda kurulan modelin durađan olmadıđı anlamına gelmektedir. Ayrıca model ters kklerin hepsinin birden kk

olması koşulunu sağlamalıdır (Çapık, 2019:81). Şekil 8’de gecikme uzunluğunun “4” olması ile kurulan modelin istikrarlı olduğunu anlaşılmaktadır.

Şekil 8: AR Karakteristik Polinomun Ters Kökleri



Not: Modelde ters köklerin hepsinin birden küçük olması ve birim çember içinde olması koşulu sağlanmaktadır.

2.7.2.Granger Nedensellik Testi

Granger nedensellik testi, zaman serisi verilerine dayanmaktadır. Regresyon analizinde iki değişken arasında bir bağ olmasına rağmen aralarında bulunan bu bağ X ve Y’ler arasında bir nedensellik kurulmasını sağlamamaktadır. Özetle, zamana bağlı olarak iki değişken arasında gecikmeli bir ilişki varken, nedenselliğin yönünü istatistiki olarak ortaya çıkarılması konusunda Granger nedensellik testinden yararlanırız (Akın,2002:675).

$$Y_t = \sum_{i=1}^m a_i Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i X_{t-1} + \varepsilon_{1i} \quad (28)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^m \theta_i X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i Y_{t-1} + \varepsilon_{2i} \quad (29)$$

Burada $a_i, \beta_i, \theta_i, \gamma_i$ gecikme katsayılarını ifade ederken, m bütün değişkenler için ortak gecikme derecesini göstermekte, ε_{1i} ve ε_{2i} korelasyonsuz beyaz süreçlerini ifade etmektedir.

Öncelikli olarak analiz, (28) ve (28)'da verilen hata terimlerinden bağımsız değişkenlerin gecikmeli bulunan değerlerinin katsayılarının sıfırdan farklı olup olmadığına bakılarak test edilir. Granger nedensellik analizi çift taraflı kurulmakta ve nedensellik araştırılırken çift taraflı mı tek taraflı mı olduğu sorgulanmaktadır. Burada β_i değeri belirli bir anlamlılık düzeyinde sıfırdan farklı bir değer almasıyla “ $X_t Y_t$ ‘nin Granger nedenidir” şeklinde yorumlanır.

Bir farklı durum olarak γ_i değerinin belirli bir anlamlılık düzeyinde sıfırdan farklı bir değer alması durumunda “ $Y_t X_t$ ‘nin Granger nedenidir” diye ifade edilir ve bu iki analizde de tek yönlü nedensellik olduğu belirtilmektedir. Son olarak ise bu analizde her iki durumda gerçekleşmesi sonucunda “ $X_t Y_t$ ‘nin ve Y_t ‘de X_t ‘nin Granger nedenidir” diye açıklanır. Bu durum ise yapılan analizde çift yönlü nedensellik olduğu sonucunun olduğunu göstermektedir (Uzunöz ve Akçay,2012:8).

VAR modeline başlamadan önce nedensellik analizinin araştırılması gerekmektedir. Bu bağlamda iktisadi değişkenler arasında en çok kullanılan yöntem olan Granger nedensellik testi bu analizde, ilişkinin yönünü belirlemek amacıyla birinci farkları alınan değişkenler arasında kullanılmıştır. Tablo 9’da ise kullandığımız değişkenlerin Granger nedensellik testi açısından sonuçları gösterilmektedir.

Tablo 9: Granger Nedensellik Testi

Bağımlı D.	Bağımsız D.	Gecikme U.	F-İstatistiği	Olasılık
Δ GSYH	cDOVİZ	4	7,10	0,1302
Δ DOVİZ	cGSYH	4	14,49	0,0059**
Δ GSYH	cTÜFE	4	4,28	0,3683
Δ TÜFE	cGSYH	4	1,09	0,8944
Δ GSYH	cCARIACİK	4	9,30	0,0539***
Δ CARIACİK	cGSYH	4	6,59	0,1587
Δ GSYH	cDTH	4	12,78	0,0124**
Δ DTH	cGSYH	4	10,38	0,0344**
Δ GSYH	cİTHALAT	4	8,50	0,0746***
Δ İTHALAT	cGSYH	4	5,85	0,2100

Not 1: ** %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Not 2: *** %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 9 analiz sonuçlarına göre, cari açık ve ithalattan GSYH'ye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Yani cari açık ve ithalatta meydana gelen değişim GSYH'de etkilemekteyken, GSYH'de meydana gelen değişim bu değişkenleri etkilememektedir. Bunun yanı sıra GSYH'den dövize doğru tek yönlü bir ilişki bulunmakta ve GSYH'de meydana gelen bir değişim dövizde etkilerken, dövizde meydana gelen bir değişim GSYH'yi etkilememektedir. Ayrıca GSYH ile TÜFE arasında nedensellik ilişkisi bulunmadığı gözlemlenmiştir.

Granger nedensellik testinde ulaşılan bir diğer sonuç, GSYH ile dış ticaret haddi arasında çift yönlü ilişkinin bulunmasıdır. Bu bağlamda GSYH'de meydana gelen bir değişim dış ticareti etkilerken, dış ticaret haddinde meydana gelen bir değişim de GSYH'yi etkilemektedir. Böylece Tablo 6 'da, GSYH ile dış ticaret haddi arasında pozitif ve yüksek katsayılı bir ilişkinin varlığı, Granger nedensellik testinde çift yönlü ilişki ile desteklenmektedir.

Analiz sonuçlarında cari açık, dış ticaret haddi ve ithalatta meydana gelen bir değişimin GSYH üzerinde etkisi olduğunu göstermektedir. Türkiye gibi üretimde ithalata bağımlı olan ülkeler için cari açık, dış ticaret haddi ve ithalatın GSYH üzerinde anlamlı bir açıklayıcı değişken olması çok normaldir. Bu durum elde edilen sonuçlarla da gösterilmektedir.

2.7.3. Etki-Tepki Analizi

Etki-tepki analizi, rassal hata terimlerinden herhangi birinde meydana gelen şokun içsel değişkenlerde yarattığı şimdiki ve gelecekteki etkisini göstermektedir. Ayrıca modelde kullanılan değişkenin ekonomi politikası aracı olarak kullanılıp kullanılmayacağı hakkında da bilgi vermektedir (Özgen ve Güloğlu, 2004: 97).

İki değişkenli VAR matrisi formatındaki şekli ile Etki-tepki fonksiyonu,

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (30)$$

hareketli ortalama sunumu $\{\varepsilon_{yt}\}$ ve $\{\varepsilon_{zt}\}$ serileri bakımından verilebilir.

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{pmatrix} \Phi_{11}(i) & \Phi_{12}(i) \\ \Phi_{21}(i) & \Phi_{22}(i) \end{pmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{zt-1} \\ \varepsilon_{zt-1} \end{bmatrix} \quad (31)$$

veya daha özet olarak aşağıdaki gibi yazılır.

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i \varepsilon_{t-1} \quad (32)$$

Bu hareketli sunumu y_t ve z_t serileri arasında bulunan karşılıklı etkileşimi anlamak için faydalı bir araçtır. Φ 'nin katsayıları $\{\varepsilon_{yt}\}$ ve $\{\varepsilon_{zt}\}$ şokları y_t ve z_t serilerinin tüm zamanlar için kullanılabilir. Bu analizdeki dört eleman $\Phi_{jk}(0)$ etki çarpanlarıdır. Örnek verecek olursak; $\Phi_{12}(0)$ $\{\varepsilon_{zt}\}$ 'de meydana gelen bir birimlik değişiminin y_t üzerindeki ani etkisini anlatmaktadır. Benzer bir durum olarak $\Phi_{11}(1)$, $\Phi_{12}(1)$ sırasıyla $\{\varepsilon_{zt-1}\}$ ve $\{\varepsilon_{zt-1}\}$ 'de meydana gelen bir birim değişiminin y_t üzerinde etkisi bir dönemlidir. Dört terimden meydana gelen bu katsayılar $\Phi_{11}(i)$, $\Phi_{12}(i)$, $\Phi_{21}(i)$, $\Phi_{22}(i)$ fonksiyonları etki-tepki olarak adlandırılmaktadırlar. Genel olarak etki-tepki fonksiyonları $\{y_t\}$ ve $\{z_t\}$ 'nin şoklar karşısında verdikleri tepkiler olarak belirlenmektedir (Barışık ve Kesikoğlu, 2006:69-70).

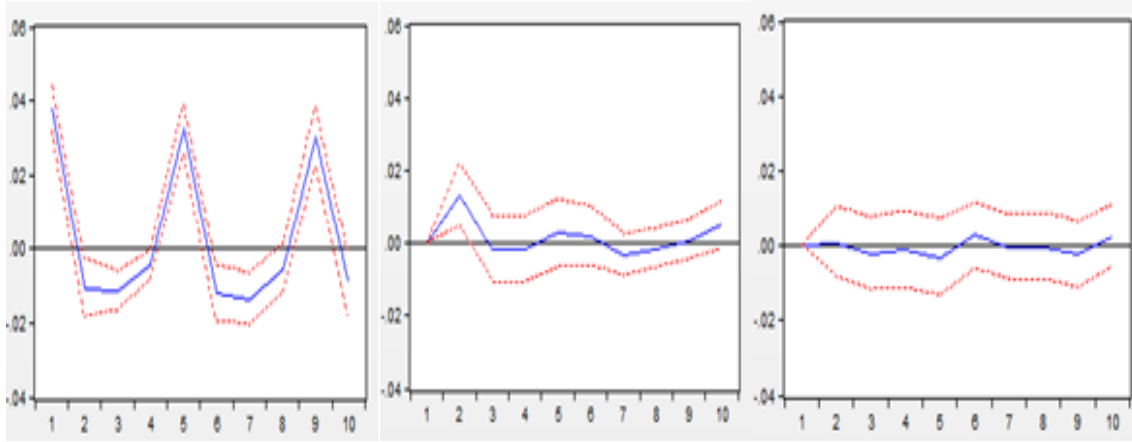
Etki-tepki fonksiyonlarının hesaplanması yapılırken, Monte Carlo simülasyonları yardımı ile bu fonksiyon için gerekli olan güven aralıkları ± 2 standart hata olarak verilmiştir. Analiz sonuçları ise Şekil 2'de gösterilmiştir. Bu grafiklerde modelin hata terimlerinde meydana gelen 1 standart hatalık şoka karşı bağımlı değişkenin zaman içerisinde gösterdiği tepki, kesintisiz çizgilerle ifade edilmektedir. ± 2 standart hata için

ulaşılan güven aralıkları ise kesintili çizgilerle ifade edilmektedir (Yamak ve Korkmaz, 2015: 26).

Analizde arz şoku olarak GSYH'deki dalgalanmalar, talep şokları için dövizde meydana gelen dalgalanmalar, son olarak ise nominal şoklar için tüketici fiyat endeksinde meydana gelen dalgalanmalar ele alınmaktadır. Kurlarda meydana gelen değişimler maliyet üzerinde etki yaratmakta ve Türkiye ekonomisi ithalata bağımlı olduğu için meydana gelen bu etkinin TÜFE'ye yansımaları talep üzerinde negatif etkiye sebep olmaktadır. Bu nedenle TÜFE değişkeni sadece parasal değişkenlerden kaynaklandığı için bu değişkene ek olarak talep şoklarını analiz etmek amacıyla döviz değişkeni kullanılmıştır.

Şekil 9: Etki-Tepki Fonksiyonları (GSYH)

GSYH'nin Arz Şokuna Tepkisi GSYH'nin Talep Şokuna Tepkisi GSYH'nin Nominal Şoka Tepkisi



Not 1: Şekilde kesikli çizgiler bir standart hatalık güven sınırlarını ifade ederken, düz çizgiler ise nokta tahminlerini göstermektedir.

Bu analizi gerçekleştirirken tahminlerimiz, arz şoklarının GSYH üzerinde kısa ve uzun dönemde etkisinin olduğu ancak talep şoklarıyla birlikte nominal şokların etkisinin kısıtlı ya da hiç olmadığı yönündedir. Şekil 9'da gösterilen etki-tepki analizi sonuçlarına göre, arz şokunun GSYH'yi 2 dönem boyunca pozitif yönde etkilediği ve daha sonra anlamsızlaştığı görülmektedir. Yani arz şokları, analizde GSYH'nin hem kısa hem de kısa dönemde en önemli açıklayıcısı olduğu görülmektedir.

GSYH'nin talep şokuna tepkisine baktığımızda ise, söz konusu şokların GSYH üzerinde etkisinin kısıtlı kaldığını göstermektedir. Bu etkinin birinci dönemde anlamsızlaştığı ve GSYH'yi açıklamada yetersiz kaldığı söylenebilir. GSYH'nin nominal şokuna tepkisine baktığımızda ise, para arzında meydana gelen artış ve azalışların GSYH üzerinde etkisinin çok düşük düzeyde olduğunu açıklamaktadır. Bu bağlamda yaptığımız analiz sonuçları, varsayımlara paralellik göstermiştir. Elde edilen bulgular ışığında, Türkiye ekonomisinde yaşanan şokların kısa ve uzun dönemde pozitif arz şokundan kaynaklandığı ve talep şokları ile nominal şokların etkisinin son derece kısıtlı kaldığını göstermektedir.

Ekonomide meydana gelen pozitif bir arz şoku, büyümede bir artışa neden olmaktadır. Bu durum verimlilikteki artıştan kaynaklanmakta ve sonucunda GSYH'de hızlı bir şekilde artış meydana gelmesi beklenmektedir. Ancak yapılan analizde bu duruma ters bir sonuç ortaya çıkmaktadır. Yani ekonomide meydana gelen pozitif bir arz şoku GSYH'de azalışa neden olmaktadır. Analizden elde edilen bu sonuç Koyuncu (2009)'nun çalışmasıyla paralellik göstermektedir. Koyuncu, analizden elde edilen bu sonucunun nedenini, teknolojiye yenilik maliyetinin fazla olması, bu yeniliklerin yanlış kaynaklara aktarılması, yeni teknolojilerin üretim sürecine uyumun zaman alması ya da yapılan yeniliklerin yanlış sektörlere aktarılmış olması olarak açıklamaktadır (Koyuncu,2009:167). Bu bağlamda analizimizden elde edilen sonuç bu görüşü destekler niteliktedir.

2.7.4. Varyans Ayrıştırması

Varyans ayrıştırması, bir değişkende meydana gelen bir değişimin % kaçını kendinden, % kaçını diğer değişkenden kaynaklandığını araştırmaktadır. Eğer varyans ayrıştırmasında %100'ye yakın bir değişimin tek başına açıklandığı görülürse, bu değişken dışsal değişken olmaktadır. Varyans ayrıştırmasında değişkenlerin sıralaması dışaldan içsele doğru yapılmakta ve bu büyük önem taşımaktadır. Ayrıca bu yaklaşım değişkenler arasındaki ilişkiyi açıklamak için kullanılmaktadır. (Tarı, 2016:469). Tablo 10'da GSYH ait Varyans ayrıştırması sonuçları verimiştir.

Tablo 10: GSYH Değişkeninin Varyans Ayırıştırması

Dönem	S.E	Arz Şoku	Talep Şoku	Nominal Şok
1	0.038127	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.042295	88.08820	11.80079	0.111013
3	0.043937	88.61173	11.25226	0.136008
4	0.044319	88.36111	11.50266	0.136230
5	0.055139	91.47579	7.737564	0.786641
6	0.056549	91.04987	7.990935	0.959198
7	0.058265	91.01633	7.965402	1.018271
8	0.058760	90.35436	8.276357	1.369284
9	0.066318	91.79514	6.615075	1.589783
10	0.067373	90.70819	7.716444	1.575363

Not: Arz şoku olarak GSYH'deki dalgalanmalar, talep şokları için dövizde meydana gelen dalgalanmalar ve nominal şoklar için tüketici fiyat endeksinde meydana gelen dalgalanmalar ele alınmaktadır.

Tablo 10'da Varyans ayırıştırmasından elde edilen sonuçlarına göre, 1. dönemde GSYH'de meydana gelen değişimlerin %100'ü arz şoklarından meydana gelirken, 2. dönemde bu etki %88'e inmektedir. 5. dönemde arz şoklarında artış meydana gelmiş ancak daha sonra bu seyirde devam ederek 10. dönemde %90'lık bir etkide kalmıştır. Talep şokuna baktığımızda 2. dönem etkisi %11 civarında iken, 5. dönemde düşüş yaşayarak %7 olmuş ve 10. dönemde de ise %7 seviyelerinde kısıtlı kalmıştır. Nominal şokların etkisi ise dönemler itibarıyla %1 civarında kaldığı için GSYH üzerindeki etkileme gücünün düşük olduğu görülmüştür.

Çalışmada yapılan Varyans ayırıştırmasında 2001 krizinin etkileri görülmektedir. Bu bağlamda Tablo 10'a baktığımızda ekonomide yaşanan bankacılık krizi ve buna bağlı olarak ise enflasyonda görülen yüksek rakamlar 2. dönem verileri ile açıklanmaktadır. Bu bağlamda krizi yansıtan bu dönemde talep şoklarının %11 seviyelerine ulaştığı ve eşanlı olarak gerçekleşen arz şoklarının ise %88 olduğu görülmektedir.

Tablo 10 verilerinde, 2008 yılında ülkemizde hissedilen ve ABD'de başlayan kriz 5. dönem ile ifade edilmekte ve bu dönemde arz şoklarında meydana gelen artış ve talep şoklarında yaşanan düşüşlerin makroekonomik değişkenler üzerinde etkisini

göstermektedir. Bu dönemde sıkılařan finansal kořulların yanı sıra, piyasalardaki belirsizlik algılarının ve artan tasarruf eğiliminin etkisiyle iç talepte de ani bir daralma meydana gelmiştir. Bu bağlamda, toplam talep kořullarının enflasyonu düşürücü etkisi görülmüřtür (TCMB, 2009c:13). Bu durum talep řokların azalması ve aynı zamanda arz řoklarında artışların yaşanmasıyla gerçekteleşmiştir.

Varyans ayrıştırması analizi sonucuna bakıldığında, Etki-tepki analizi ile benzer sonuçlar elde edildiđi görülmüş ve böylece Etki-tepki analizini de doğrular nitelikte olmuřtur. Bu bağlamda GSYH’de meydana gelen deđişmeler üzerinde en önemli etki kısa ve uzun dönemde arz řokları olurken, kısa dönemde kısmen talep řokları olduđu görülmektedir. Nominal řokların etkisinin ise oldukça düşük olduđu ve GSYH üzerinde etkisinin çok kısıtlı olduđu sonucuna varılmıştır.

SONUÇ

Bu çalışmada, 1999Q1-2020Q4 yılları arasında çeyreklik veriler kullanılarak Türkiye ekonomisi GSYH'deki dalgalanmaların kaynağı arz, talep ve nominal şoklar çerçevesinde tespit edilmeye çalışılmaktadır. Öncelikli olarak analizde kullanılan değişkenlerin GSYH ile aynı yönlü veya ters yönlü olarak hareketleri incelenmiştir. Daha sonra Türkiye ekonomisinde dalgalanmalara neden olan şoklar, VAR analizi ile yorumlanmaya çalışılmıştır.

İktisadi faaliyetlerde her zaman düzenli bir seyir izlenmemektedir. Ekonomide meydana gelen değişim ve gelişimler, makroekonomik değişkenleri etkilemekte ve bunların milli gelir ve istihdam seviyesi üzerinde etkisi olmaktadır. Ekonomide makroekonomik değişkenleri çözümlerken en önemli anahtar ise arz şokları ve talep şoklarıdır. Arz şokları, işgücünün marjinal verimliliğini etkileyen faktörler olarak tanımlanırken, kamunun belirlediği iktisadi politikaları dışında, ekonomik aktörlerin beklenmeyen davranışları talep şokları olarak adlandırılmaktadır. Son olarak analizde kullanılan nominal şoklar ise, para arzında meydana gelen değişimler olarak tanımlanmaktadır.

Türkiye ekonomisinde meydana gelen dalgalanmalarda etkisi olan şokları ele aldığımız bu çalışmada, öncelikli olarak değişkenlerin durağanlığı tespit edilmiştir. Daha sonra analizimizde GSYH ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki, çapraz korelasyon analizi ve çoklu doğrusal regresyon analizi yardımıyla incelenmiştir. Devamında ise VAR analiziyle bu şokların etkilerine bakılmış ve sonuçlar şöyle özetlenmiştir.

Seriler arası çapraz korelasyon analiz sonucunda reel döviz kuru ile büyüme arasında ters yönlü bir ilişkinin olduğu görülmektedir. Literatürde yapılan çalışmalardan farklı olarak elde edilen bu sonuç, çoklu doğrusal regresyon analizine de negatif olarak yansımıştır. Granger nedensellik testine bakıldığında ise GSYH'dan dövize doğru tek yönlü nedensellik bağının bulunduğu sonucuna varılmıştır.

GSYH ve ithalat arasında, seriler arası çapraz korelasyon analizi sonucunda, aynı yönde ve yüksek korelasyonlu bir ilişki olduğu görülmektedir. Bu bağlamda büyümenin gerçekleştiği dönemlerde yüksek ithalatın meydana geldiği ve Türkiye'nin ithalata bağımlı bir ekonomiye sahip olduğu sonucuna varılmaktadır. Bu ilişki çoklu doğrusal

regresyon analiziyle de paralellik göstermiştir. Granger nedensellik analizinde ise, ithalattan GSYH'ye doğru tek yönlü bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

GSYH ile dış ticaret haddi arasında, seriler arası çapraz korelasyon analizi sonuçlarına göre negatif ve ters bir ilişki olduğu sonucuna varılmaktadır. Ancak Türkiye ekonomisi ve çalışmanın devamında yapılan çoklu doğrusal regresyon analizine bakıldığında, GSYH ile dış ticaret haddinin arasında yüksek olasılıklı ve pozitif bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bu durum Granger nedensellik testinde de çift yönlü bir ilişki olarak yansımıştır.

GSYH ve cari açık değişkeninin arasındaki ilişki seriler arası çapraz korelasyon analizi sonucunda negatif olarak yansımıştır. Yani büyümenin gerçekleştiği dönemlerde cari açık değişkeni negatif değer aldığından dolayı azalmakta ve tersi durumunda artmaktadır. Bu iki değişken arasındaki ilişki çoklu doğrusal regresyon analizine pozitif olarak yansımış ve Granger nedensellik testi sonucuna göre cari açıktaki değişmelerin GSYH'yi etkilediği görülmüştür.

GSYH ile TÜFE arasındaki ilişki seriler arası çapraz korelasyon analizinde negatif olarak yansımıştır. Bu durum büyümenin olduğu dönemlerinde TÜFE'de düşüşler yaşandığı ve büyümenin düştüğü dönemlerde de TÜFE'nin arttığı anlamına gelmektedir. Çoklu doğrusal regresyon analizinde ise pozitif olarak yansıdığı görülmektedir. Granger nedensellik analizindeki çıkan sonuç ise, GSYH ile TÜFE arasında herhangi bir ilişkinin olmadığını söylemektedir. Sonuç olarak parasal değişkenlerin ekonomik konjonktürü açıklamada yetersiz kaldığı sonucuna varılmaktadır.

Değişkenler arasında herhangi bir etkileşiminin bulunup bulunmadığı öğrenilmiş ve buna ek olarak Granger nedensellik testi ile ilişkinin yönü belirlenmiştir. Analizin devamında ise VAR analizi ile değişkenler arasındaki ilişkinin şekli ve uzunluğu sınanmıştır.

Ekonomide meydana gelen pozitif bir arz şokunun GSYH dalgalanmalar üzerinde hem kısa hem de uzun dönemde etkisi olduğu sonucuna varılmıştır. Yaşanan pozitif şok üretimde mevcut bulunan faktörlerin iyileşmesini ve verimliliklerin arttırılmasını sağladığından, ekonominin hem kısa hem uzun dönemde büyümesini sağlayacağı düşünülmektedir. Ancak Etki- tepki analizi sonucunda arz şoklarının ilk dönemden

sonra büyümeyi azaltıcı bir etkiye sahip olduğu görülmektedir. Bu durum ekonomide meydana gelen pozitif arz şoklarının istenilen düzeyde ve istenilen şekilde kullanılmadığını açıklamaktadır.

Yapılan analiz, ekonomide yaşanan talep şoklarının GSYH dalgalanmaları üzerinde etkisinin kısa dönemle kısıtlı kaldığını göstermektedir. Yani talep şoklarının etkisinin kısa dönemde kısmen görüldüğü, bu durumun etkisinin giderek azaldığı ve uzun dönemde etkisinin çok düşük düzeylerde olduğunu açıklamaktadır. Nominal şoklarının ise GSYH dalgalanmaları açıklamada hem kısa hem uzun dönemde yetersiz kaldığı görülmektedir.

Ekonomide beklenmedik ve ani gerçekleşen dalgalanmalar, konjonktürü açıklamada karar vermek açısından oldukça önemlidir. Çünkü bu dalgalanmalar tesadüfi olarak mı gerçekleştiği yoksa ekonominin genel dengesinde yerleşmiş bir değişmeyi mi temsil ettiği bilinmesi gerekmektedir. Eğer dalgalanmalar rastlantısal olarak gerçekleştiyse, arz ve talep tarafından bir faktör buna neden olmuş olabilir. Ancak dalgalanmalar genel eğilimde kalıcı bir değişmeden kaynaklanıyorsa, ekonomide bir düzenleme yapılmalı ya da politika değişikliğine gidilmelidir. Bu sebeple ekonomide yaşanan olumsuzluklar göstergelerle iyi bir şekilde analiz edilmeli ve ekonomiyi genel dengeye getirecek uygun para ve maliye politikaları uygulanmalıdır.

Yapılan analizler sonucunda, kısa ve uzun dönemde arz şoklarının GSYH dalgalanmaları üzerinde etkili olduğu görülmektedir. Ayrıca kısa dönemde arz şoklarına ek olarak talep şoklarının da etkili olduğunu açıklanmaktadır. Analizimizin son çeyreklik dönemlerini de kapsayan, özellikle tüm dünyayı etkisi altına alan ve 2019 Mart yılı itibarıyla de ülkemizde görülen Covid-19 süreci, arz ve talep şoklarının bir arada görülmesi durumuna dair örnek teşkil etmektedir. Yani Türkiye ekonomisinde pandemi süreci analiz edilerek, eş zamanlı arz ve talep şoklarının etkileri incelenirse yapılan analizden farklı sonuçlar elde edilebilir.

KAYNAKÇA

Adıgüzel, U., Kayhan S., Bayat T., (2016), Petrol Fiyatları ve Döviz Kuru Arasındaki İlişkinin Ampirik Analizi: Asimetrik Nedensellik Analizi, Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 17(2): (241-252)

Ahmad, Ahmad H. ve Pentacost, Eric J., (2012), Identifying Aggregate Supply and Demand Shocks in Small Open Economies: Empirical Evidence from African Countries, International Review of Economics and Finance 21(1): (272-291).

Akcan, Akın T., (2018), Tarım Ve Tarım Dışı Sektörlerde İşsizlik Histerisi, Tarım Ekonomisi Dergisi, 24(1):21-32.

Akın, F., (2002), Ekonometri, Ekin Kitabevi, Bursa.

Akkoç, U., (2018), Güncel Yöntemlerle Çıktı Açığının Hesaplanması: Türkiye Uygulaması, Current Debates in Economics & Econometrics, Volume 2: (357-376).

Alper, Ahmet M., (2011), Reel ve nominal şokların reel ve nominal döviz kurları üzerindeki etkileri: Türkiye örneği, BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar, 5(1): (35-71).

Bağcı, B., ve Hoş, S., (2021), Türkiye'de Ekonomik Büyümenin Makroekonomik Göstergeler İle İlişkisi: Mars Modeli, Ekonomi İşletme ve Maliye Araştırmaları Dergisi, 3(2): (193-202).

Balcılar M. Ve Tuna, G.,(2009), Sources of Macroeconomic Fluctuations in a Volatile Small Open Economy, Turkish Studies 4(10): (613-629).

Baqae D. ve Farhi E., (2020), Supply and Demand in Disaggregated Keynesian Economies with an Application to the Covid-19 Crisis, NBER Working Papers 27152.

Barışık, S. ve Kesikoğlu, F., (2010), Makro Ekonomik Değişken Olarak Bütçe Açığı-Cari Açık İlişkisi: Gelişmekte Olan Piyasalar Örneği, İktisat İşletme ve Finans, 25(294): (109-127).

Bashar, H.M.N. Omar, (2011), On The Permanent Effect Of An Aggregate Demand Shock: Evidence From The G-7 Countries, Economic Modelling, 28: (1374-1382).

Bayat, T., Özcan, B. ve Taş, Ş., (2015), Türkiye’de Döviz Kuru Geçiş Etkisinin Asimetrik Nedensellik Testleri ile Analizi, Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi, 10(2): (7- 30).

Bekaert G., Engstrom ve E., Ermalov, A.,(2020), Aggregate Demand and Aggregate Supply Effects of COVID-19: A Real-time Analysis, Covid Economics, 25: (141– 68).

Blanchard, Oliver, J. ve Quah, D., (1989), The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, American Economic Review, 79: (655-73).

Bozkurt, Hilal Y., (2002), Türkiye Ekonomisinde İktisadi Kriz ve Büyüme Analizinin Vektör Otoregresif Modeller İle İncelenmesi, Doktora Tezi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.

Braun H., Bock, R. ve Dicecio, R., (2007), Supply Shocks, Demand Shocks, and Labor Market Fluctuations, Federal Reserve Bank of St. Louis, 91(May): (155-178).

Brinca, P., Duarte, Joao, B., Faria-e-Castro, M., (2020), Measuring Labor Supply and Demand Shocks During COVID-19, Federal Reserve Bank Of St. Louis, Working paper 2020-011D.

Cengiz, V., (2009), Parasal Aktarım Mekanizması İşleyişi ve Ampirik Bulgular, Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 33:(225-247).

Charles S, Dallery T. ve Marie J., (2021), Teaching the Economic Impact of COVID-19 with a Simple Short-run Macro-model: Simultaneous Supply and Demand Shocks, Review of Political Economy, 33(3): (462-479).

Cover, James P., Enders, W. ve Hueng, James C.,(2006), Using the Aggregate Demand-Aggregate Supply Model to Identify Structural Demand-Side and Supply-Side Shocks: Results Using a Bivariate VAR, Journal of Money Credit Banking, 38(3): (777-790).

Çakır, B. ve Utkulu U., (2019), Dış Ticaret Hadleri ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği, Journal of Yasar University, 14 (Special Issue): (92-100)

Çapık, E., (2019), Türkiye’de Doğrudan Yabancı Yatırımların Ar&Ge Harcamalarına Etkisi Üzerine Ekonometrik Bir Analiz, Isparta Uygulamalı Bilimler

Üniversitesi Uygulamalı Sosyal Bilimler ve Güzel Sanatlar Dergisi (SOSGÜZ), 1(2): (74-85).

Çetintaş, H., Bicil, İbrahim M. ve Türköz, K., (2018), Türkiye’de Enerji Fiyatları ve Konjonktürel Dalgalanmalar Arasındaki İlişki, Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 6(18): (75-81).

Dávila, Manuel Alejandro E., (2014), Supply and Demand Shocks in Mexico, Gaceta de Economia, 20: (59-76).

Dibooglu S., Kibritcioglu A., (2004), Inflation, Output Growth, and Stabilization in Turkey, 1980–2002, Journal of Economics and Business, 56 : (43–61).

Dikmen, N., (2009), Ekonometri Temel Kavramlar ve Uygulamalar, (1. baskı), Nobel Akademik Yayıncılık, Ankara.

Dikmen, N., (2017), Ekonometriye Giriş Temel Kavramlar ve Uygulamalar, (Güncellenmiş 3. Baskı), Seçkin Yayıncılık, Ankara.

Eksi, O., (2016), 2005-2015 Arası Dönemde Türkiye’de Büyüme-İşsizlik İlişkisi ve Arz-Talep Şoklarının Rolü, Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar, 53(613): (9-20).

Erbaykal, E., (2007), Türkiye’de Ekonomik Büyüme ve Döviz Kuru Cari Açık Üzerinde Etkili Midir? Bir Nedensellik Analizi, Uluslararası Yönetim İktisat Ve İşletme Dergisi, 3(6): (81-88).

Ergeç, Hakan E., (2009), Türkiye Ekonomisinde Pozitif Ve Negatif Para Politikası Şoklarının Asimetrik Etkileri, Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 23: (333-344).

Erlat, H. ve Erlat G., (1998), Permanent and Transitory Shocks on Real and Nominal Exchange Rates in Turkey During the Post-1980 Period, Atlantic Economic Journal, 26 (4):(379–96).

Fidrmuc, J. ve Korhonen, I., (2003), Similarity of Supply and Demand Shocks Between the Euro Area and the CEECs, Economic Systems, 27: (313-334).

Gong, M. ve Li W., (2010), Assessing the Role of Aggregate Demand and Supply Shocks in China’s Macroeconomic Fluctuation, Frontiers of Economics in China, 5(3): (464-488).

- Gujarati, Damodar N., (2004), Basic Econometrics, (4th Ed), New York.
- Günel, T., (2019), Türkiye’de Dolaylı ve Dolaysız Vergilerin Gelir Dağılımına Etkisi: Ekonometrik Bir Uygulama, Journal of Yaşar University, 14(55): (277-287).
- Hansen, H. ve Warne A., (2001), The Cause of Unemployment: Demand or Supply Shocks?, Empirical Economics, 26(3): (461-486).
- Hepaktan, E. ve Karakayalı, H., (2009), 1980-2008 Döneminde Türkiye’nin Dış Ticaret Hadlerinin Analizi, Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 7(2): (181-210).
- Ionut D. ve Ionela, D., (2011), " Similarity Of Supply And Demand Shocks Between The New Member States And The Euro Zone. The Case Of Romania", Journal for Economic Forecasting, Institute for Economic Forecasting, 0(1): (5-19).
- Karaca, C. ve Karacan, H., (2016), Çoklu regresyon metoduyla elektrik tüketim talebini etkileyen faktörlerin incelenmesi, Selçuk Üniversitesi Mühendislik, Bilim ve Teknoloji Dergisi, 4(3):(182-195).
- Karras, G., (1993), Sources of U.S. Macroeconomic Fluctuations: 1973-1989, Journal of Macroeconomics, 15(1): (47-68).
- Kaya, M.G. ve Kaya, P.H., (2016), Ekonomik Büyüme ve Cari Açık Arasındaki İlişki; Türkiye Örneği, Vergi Raporu, (202): 9-18.
- Khan, Mahmood ul H. ve Hanif, Muhammad N., (2012), Role of Demand and Supply Shocks in Driving Inflation: A Case Study of Pakistan, Forthcoming in: Journal of Independent Studies and Research, 2(10): (1-14).
- Koyuncu, Fatma T., (2017), Konjonktür Teorileri Perspektifinden Arz ve Talep Şoklarının İktisadî Dalgalanmalar Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği, Uluslararası Sosyal ve Ekonomik Bilimler Dergisi, 7(1): (70-77).
- Kutlar, A., (2005), Uygulamalı Ekonometri, (Genişletilmiş 2. baskı), Nobel Yayın Dağıtım, Ankara.
- Nemlioğlu, A.K.,(2005), Birim Kök Analizinin Temelleri, (1.baskı), Beşir Kitapevi, İstanbul.
- Oğuz, H., (1996), Devresel Dalgalanma Teorileri, Yapısal Vektör Otoregresyon Yöntemi ve Türk Ekonomisinin Çeşitli Şoklara Tepkisi, 2(14): (55 – 80).

Ongan, T. H., (2004), Farklı Potansiyel Üretim ve Üretim Açığı Hesaplamaları ve Bir Uygulama, İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Mecmuası, 54(2): (33-46).

Özgen, Ferhat B. ve Güloğlu, B., (2004), Türkiye’de İç borçların iktisadi Etkilerinin VAR Tekniği ile Analizi, ODTÜ Gelişme Dergisi, 31: (93-114).

Plessis, S., Simit, B. ve Sturzenegger, F., (2008), Identifying Aggregate Supply and Demand Shocks in South Africa, Journal of African Economies, 17(5): (765–793).

Rio-Chanona, Maria del R., Mealy, P., Pichler A., Lafond F. ve Farmer, Doyné J., (2020), Supply and Demand Shocks in the COVID-19 Pandemic: an Industry and Occupation Perspective, Oxford Review of Economic Policy, 36(S1): (S94–S137).

Saraçoğlu, B., Yiğit, Ö., ve Koçak, N.A., (2014), Türkiye İçin Çıktı Açığı Tahmininde Alternatif Yöntemler, Business and Economics Research Journal, 5(3): (43-65).

Şahin, D., ve Durmuş, S. (2018), Türkiye’de Dış Ticaret ve Ekonomik Büyüme İlişkisinin Analizi, Journal Of International Social Research, 11(60).

Şit, M. ve Alancıoğlu, E., (2016), Türkiye’de Cari İşlemler Dengesi ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: VAR Analizi, ASSAM Uluslararası Dergi, 3(5):(5-23).

Tarı R., (2016), Ekonometri, (12.Baskı), Küv Yayınları, Kocaeli.

Tarı, R. ve Bozkurt H., (2006), Türkiye’de İstikrarsız Büyümenin VAR Modelleri ile Analizi (1991.1-2004.3), Ekonometri ve İstatistik, 4:(12-28).

Tarı, R., (2014), Ekonometri, (Gözden Geçirilmiş 9. Baskı), Umuttepe Yayınları, Kocaeli.

TCMB (2013), Parasal Aktarım Mekanizasyonu, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası.

Turan, F., (2009), Türkiye’de Konjonktürel Dalgalanmaların Arz ve Talep Şokları İle Analizi, Doktora Tezi, Eskişehir Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Eskişehir.

Uzunöz, M. ve Akçay, Y., (2012), Türkiye’de Büyüme ve Enerji Tüketimi arasındaki Nedensellik İlişkisi:1970-2010, Çankırı Karatekin Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 3(2): (1-16).

Ünvan, Yüksel, A. ve Demirel, O., (2020), Ekonomik Büyüme Oranını Etkileyen Faktörlerin Kantil Regresyon ile İncelenmesi: Türkiye Örneği, Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 8(İktisadi ve İdari Bilimler): (175-188).

Yamak, N., Tanrıöver, B. ve Güneysu, F., (2012), Turizm – Ekonomik Büyüme İlişkisi: Sektör Bazında Bir İnceleme, Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 26(2): (205-220).

Yamak, R. ve Korkmaz A., (2005), Reel Döviz Kuru ve Dış Ticaret Dengesi İlişkisi, İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi, 2: (11-29).

Yapraklı, S., (2007), Enflasyon ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki: Türkiye için eş-bütünleşme ve nedensellik analizi, Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 10(2): (7-301).

Yıldırım, Z., (2011), Türkiye’de Toplam Talep ve Arz Şoklarının Çıktı ve Enflasyon Üzerindeki Etkileri, 1987-2009, Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi 2(11): (81-96).