



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

**YÜKSEK
LİSANS
TEZİ**

**TÜRKİYE'DE DÖVİZ KURLARININ YURTIÇI
FİYATLARA GEÇİŞ ETKİSİNİN YAPISAL
VAR İLE MODELLENMESİ**

MERVE AYTEKİN

EKONOMETRİ ANABİLİM DALI

TEMMUZ 2019



**TÜRKİYE'DE DÖVİZ KURLARININ YURTIÇİ FİYATLARA GEÇİŞ
ETKİSİNİN YAPISAL VAR İLE MODELLENMESİ**

MERVE AYTEKİN

**YÜKSEK LİSANS TEZİ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI**

**GAZİ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ**

TEMMUZ 2019

Merve AYTEKİN tarafından hazırlanan "Türkiye'de Döviz Kurlarının Yurtiçi Fiyatlara Geçiş Etkisinin Yapısal VAR İle Modellenmesi" adlı tez çalışması aşağıdaki jüri tarafından OY BİRLİĞİ ile Gazi Üniversitesi Ekonometri Anabilim Dalında Ekonometri Bilim Dalında YÜKSEK LİSANS TEZİ olarak kabul edilmiştir.

Danışman: Doç. Dr. Furkan EMİRMAHMUTOĞLU

Ekonometri, Hacı Bayram Veli Üniversitesi

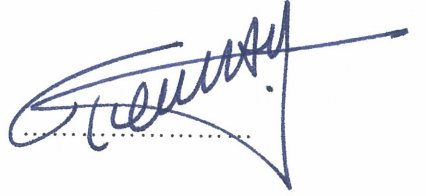
Bu tezin, kapsam ve kalite olarak Yüksek Lisans Tezi olduğunu onaylıyorum/onaylamıyorum



Başkan: Prof. Dr. Tolga OMA Y

İktisat, Atılım Üniversitesi

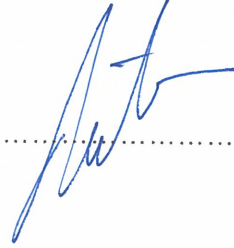
Bu tezin, kapsam ve kalite olarak Yüksek Lisans Tezi olduğunu onaylıyorum/onaylamıyorum



Üye: Prof. Dr. Nükhet DOĞAN

Ekonometri, Hacı Bayram Veli Üniversitesi

Bu tezin, kapsam ve kalite olarak Yüksek Lisans Tezi olduğunu onaylıyorum/onaylamıyorum



Tez Savunma Tarihi: 03./07./2019

Jüri tarafından kabul edilen bu tezin Yüksek Lisans Tezi olması için gerekli şartları yerine getirdiğini onaylıyorum.

Prof. Dr. Figen ZALF
.....
Enstitü Müdürü

ETİK BEYAN

Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Tez Yazım Kurallarına uygun olarak hazırladığım bu tez çalışmada; tez içinde sunduğum verileri, bilgileri ve dokümanları akademik ve etik kurallar çerçevesinde elde ettiğimi, tüm bilgi, belge, değerlendirme ve sonuçları bilimsel etik ve ahlak kurallarına uygun olarak sunduğumu, tez çalışmada yararlandığım eserlerin tümüne uygun atıfta bulunarak kaynak gösterdiğimi, kullanılan verilerde herhangi bir değişiklik yapmadığımı, bu tezde sunduğum çalışmanın özgün olduğunu, bildirir, aksi bir durumda aleyhime doğabilecek tüm hak kayıplarını kabullendiğimi beyan ederim.



Merve AYTEKİN

09/07/2019

TÜRKİYE’DE DÖVİZ KURLARININ YURTİÇİ FİYATLARA GEÇİŞ ETKİSİNİN YAPISAL VAR İLE MODELLENMESİ

(Yüksek Lisans Tezi)

Merve AYTEKİN

GAZİ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

Temmuz 2019

ÖZET

Bu çalışmada, 2006-2018 dönemi aylık verileri kullanılarak Türkiye’de döviz kurlarının üretici ve tüketici fiyatlarına geçiş etkisinin incelenmesi ve söz konusu etkinin derecesinin belirlenmesi amaçlanmıştır. Döviz kuru hareketlerinin tüketici fiyatlarına geçiş etkisini belirlerken etki boyutunun harcama grupları detayında dağılımını tespit edebilmek için TÜFE’nin genel endeksinin yanı sıra 12 ana harcama grubunun her biri için ayrı ayrı Yapısal VAR modelleri kurularak analiz yapılmıştır. Elde edilen bulgulara göre, genel endeks ile “Çeşitli Mal ve Hizmetler” dışındaki ana harcama gruplarının hepsinde döviz kurunun üretici fiyatlarına yansıma etkisinin tüketici fiyatlarından daha baskın olduğu bulunmuştur. Bunun yanı sıra TÜFE kapsamında yer alan ana harcama gruplarının kendi içerisinde karşılaştırması yapıldığında ise genel endekste gözlemlenenin üzerinde geçiş katsayısına sahip olan ana harcama grupları sırasıyla; “Çeşitli mal ve hizmetler”, “Eğlence ve Kültür”, “Ev Eşyası”, “Gıda ve Alkolsüz İçecekler” ile “Sağlık” olmuştur. Belirtilen harcama gruplarında geçiş etkisinin daha baskın olmasının nedeni olarak içerilen ithal tüketim mal oranının yüksek olması ileri sürülebilmektedir. Bunun yanı sıra TÜFE'nin hizmet kalemi olan "Eğitim" grubu ile devlet tarafından yönetilen-yönlendirilen malları içeren "Alkollü içecekler ve tütün" ana harcama grubunda geçiş etkisinin istatistiksel olarak anlamsız olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuçlar doğrultusunda döviz kurunda meydana gelen artışın neden olacağı enflasyonist baskıyı azaltmak için; hammadde ve ara malı ithalatında dışa bağımlılığın azaltılması, tutarlı enflasyon hedefleri belirlenerek etkin para politikalarının uygulanması sonucu istikrarın sağlanması hedeflenmelidir.

Bilim Kodu : 110605

Anahtar Kelimeler : Döviz Kuru, TÜFE, ÜFE, Geçiş etkisi, Yapısal VAR modeli

Sayfa Adedi : 71

Tez Danışmanı : Doç. Dr. Furkan EMİRMAHMUTOĞLU

EXCHANGE RATE PASS-THROUGH TO DOMESTIC PRICES IN TURKEY BY STRUCTURAL VAR MODELLING

(M.S.)

Merve AYTEKİN

GAZİ UNIVERSITY

GRADUATE SCHOOL OF SOCIAL SCIENCES

July 2019

ABSTRACT

In this study, it is aimed to examine pass-through effect of exchange rates in Turkey on producer and consumer prices by using monthly data for January 2006 and October 2018 period and also to determine the degree of the aforementioned effect. While determining the pass through effect of exchange rate movements on consumer prices, in order to identify the distribution of impact size, different structural VAR models were established for each of the 12 main expenditure groups besides the general index of the CPI. According to the findings, it was observed that the pass-through effect of exchange rate on producer prices was more dominant than the consumer prices for general index and all main expenditure groups except “Miscellaneous goods and services”. Besides, when the main expenditure groups compared within themselves, main expenditure groups having pass through coefficient above the observed in general index are; “Miscellaneous goods and services”, “Recreation and culture”, “Furnishing, household equipment, routine maintenance of the house”, “Food and non-alcoholic beverages” and “Health” respectively. It can be argued that, the reason why the pass-through effect is more dominant in the mentioned expenditure groups is the high rate of imported consumption goods. In addition, statistically insignificant pass-through effect was detected for “Education” which consists of service products and “Alcoholic beverages and tobacco” which covers government-controlled products. In line with these results, it should be aimed to reduce the dependence on imports in raw materials and intermediate goods and to ensure stability through the implementation of effective monetary policies by setting consistent inflation targets.

Science Code : 110605
Key Words : Exchange Rate, CPI, PPI, Pass-through effect, Structural VAR
Page Number : 71
Supervisor : Assoc. Prof. Furkan EMİRMAHMUTOĞLU

TEŞEKKÜR

Tez süresinde değerli katkıları ve yol gösterici danışmanlığıyla beni yönlendiren Doç. Dr. Furkan Emirmahmutođlu'na sonsuz teşekkürlerimi sunarım. Çalışmanın her aşamasında kıymetli görüş ve yönlendirmeleri ile katkı sağlayan Prof. Dr. Yeliz Yalçın'a teşekkür ederim. Çalışmam boyunca desteđini her zaman hissettiđim değerli ailem ve sevgili iş arkadaşlarıma anlayışları için teşekkür eder sevgilerimi sunarım.



İÇİNDEKİLER

Sayfa

ÖZET	iv
ABSTRACT.....	v
TEŞEKKÜR.....	vi
İÇİNDEKİLER	vii
ÇİZELGELERİN LİSTESİ.....	ix
ŞEKİLLERİN LİSTESİ.....	x
KISALTMALAR.....	xi
1. GİRİŞ	1
2. DÖVİZ KURLARINDAN YURTIÇİ FİYATLARA GEÇİŞ ETKİSİ.....	3
2.1 Teorik Çerçeve	3
2.1.1 Piyasa Yapısı	4
2.1.2 Gelişmişlik Düzeyi	5
2.1.3 Döviz Kuru Rejimi	5
2.1.4 Konjonktürel Durum.....	7
2.2 Uygulamalı (Ampirik) Çalışmalar	7
3. EKONOMETRİK METODOLOJİ.....	17
3.1 Vektör Otoregresif Modeller (VAR).....	17
3.2 Etki-Tepki Fonksiyonları	20
3.3 Varyans Ayrıştırması.....	22
3.4 Yapısal VAR Modelleri	24
3.4.1 A Modeli.....	28
3.4.2 B Modeli	30
3.4.3 AB Modeli	30
4. UYGULAMA	33
4.1 Veri Seti ve Değişkenlerin Zaman Serisi Özelliklerinin İncelenmesi.....	33

4.2 Yapısal VAR Modelinde (SVAR) Kullanılan Kısıtlar.....	38
4.3 Ampirik Sonuçlar	39
4.3.1 Etki Tepki Analiz Sonuçları	40
4.3.2. Öngörü Hata Varyans Ayrıştırması Sonuçları.....	54
5. SONUÇ.....	61
KAYNAKLAR	65
EKLER.....	69
ÖZGEÇMİŞ	71



ÇİZELGELERİN LİSTESİ

Çizelge	Sayfa
Çizelge 4.1 Analize Dahil Edilen Değişkenler ve Kodları	34
Çizelge 4.2 Düzeyde Birim Kök Testi Sonuçları	35
Çizelge 4.3 Birinci Derece Farkta Birim Kök Testi Sonuçları	36
Çizelge 4.4 Johansen Eşbütünleşme Testi ile Eşbütünleşme Vektör Sayıları	37
Çizelge 4.5 Döviz Kurlarından Yurtiçi Fiyatlara Kümülatif Geçiş Katsayıları	53
Çizelge 4.6 TÜFE İçin 1 Dönem Sonrası Öngörü Ayırıştırması	54
Çizelge 4.7 TÜFE İçin 6 Dönem Sonrası Öngörü Ayırıştırması	54
Çizelge 4.8 TÜFE İçin 12 Dönem Sonrası Öngörü Ayırıştırması	55
Çizelge 4.9 ÜFE İçin 1 Dönem Sonrası Öngörü Ayırıştırması	56
Çizelge 4.10 ÜFE İçin 6 Dönem Sonrası Öngörü Ayırıştırması	56
Çizelge 4.11 ÜFE İçin 12 Dönem Sonrası Öngörü Ayırıştırması	56

ŞEKİLLERİN LİSTESİ

Şekil	Sayfa
Şekil 4.1 Tüketici Fiyat Endeksinin Ana Harcama Gruplarına Göre Ağırlıkları,2019	34
Şekil 4.2 TÜFE Genel ve ÜFE Üzerinde Döviz Kuru ve Döviz Kuru Oynaklığının Etkisi	40
Şekil 4.3 TÜFE Gıda ve Alkolsüz İçecekler Ana Harcama Grubu ve ÜFE Üzerinde Döviz Kuru ve Döviz Kuru Oynaklığının Etkisi	41
Şekil 4.4 TÜFE Alkollü İçecekler ve Tütün Ana Harcama Grubu ve ÜFE Üzerinde Döviz Kuru ve Döviz Kuru Oynaklığının Etkisi	42
Şekil 4.5 TÜFE Giyim ve Ayakkabı Ana Harcama Grubu ve ÜFE Üzerinde Döviz Kuru ve Döviz Kuru Oynaklığının Etkisi	43
Şekil 4.6 TÜFE Konut Ana Harcama Grubu ve ÜFE Üzerinde Döviz Kuru ve Döviz Kuru Oynaklığının Etkisi	44
Şekil 4.7 TÜFE Ev Eşyası Ana Harcama Grubu ve ÜFE Üzerinde Döviz Kuru ve Döviz Kuru Oynaklığının Etkisi	45
Şekil 4.8 TÜFE Sağlık Ana Harcama Grubu ve ÜFE Üzerinde Döviz Kuru ve Döviz Kuru Oynaklığının Etkisi	46
Şekil 4.9 TÜFE Ulaştırma Ana Harcama Grubu ve ÜFE Üzerinde Döviz Kuru ve Döviz Kuru Oynaklığının Etkisi	47
Şekil 4.10 TÜFE Haberleşme Ana Harcama Grubu ve ÜFE Üzerinde Döviz Kuru ve Döviz Kuru Oynaklığının Etkisi	48
Şekil 4.11 TÜFE Eğlence ve Kültür Ana Harcama Grubu ve ÜFE Üzerinde Döviz Kuru ve Döviz Kuru Oynaklığının Etkisi	49
Şekil 4.12 TÜFE Eğitim Ana Harcama Grubu ve ÜFE Üzerinde Döviz Kuru ve Döviz Kuru Oynaklığının Etkisi	50
Şekil 4.13 TÜFE Lokanta ve Oteller Ana Harcama Grubu ve ÜFE Üzerinde Döviz Kuru ve Döviz Kuru Oynaklığının Etkisi	51
Şekil 4.14 TÜFE Çeşitli Mal ve Hizmetler Ana Harcama Grubu ve ÜFE Üzerinde Döviz Kuru ve Döviz Kuru Oynaklığının Etkisi	52

KISALTMALAR

Bu çalışmada kullanılan kısaltmalar, açıklamaları ile birlikte aşağıda sunulmuştur.

Kısaltmalar

Açıklamalar

ABD	Amerika Birleşik Devletleri
ADF	Genişletilmiş Dickey-Fuller Testi
AIC	Akaike Bilgi Kriteri
ARCH	Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modeli
ARDL	Otoregresif Dağılımlı Gecikme Modeli
EKK	En Küçük Kareler Yöntemi
FED	Amerika Birleşik Devletleri Merkez Bankası
GARCH	Genelleştirilmiş ARCH Modeli
GSMH	Gayri Safi Milli Hasıla
GSYİH	Gayri Safi Yurtiçi Hasıla
IMF	Uluslararası Para Fonu
MLE	En Çok Olabilirlik Yöntemi
OECD	Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü
OLS	En Küçük Kareler Yöntemi
SVAR	Yapısal Vektör Otoregresif
TCMB	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası
TEFE	Toptan Eşya Fiyat Endeksi
TÜFE	Tüketici Fiyat Endeksi
ÜFE	Üretici Fiyat Endeksi
VAR	Vektör Otoregresif
VECM	Vektör Hata Düzeltme Modeli

1. GİRİŞ

Globalleşme, ülke ekonomilerinin dünya ekonomisine entegrasyonu başka bir deyişle dünyanın tek bir pazar altında bütünleşmesi olarak tanımlanmaktadır. Küreselleşmenin yaygınlaşmaya başladığı ana dönemlerden ilki; özellikle ulaştırma ve madencilik alanında yapılan uluslararası yatırımlar aracılığıyla gelişmekte olan ülkelerin sanayileşmiş ülkelerin tamamlayıcısı konumunda olduğu 19. yüzyılın ikinci yarısı olmuştur. İkinci büyük küreselleşme dönemi ise; spekülasyon hedefler doğrultusunda artan sermaye hareketliliğinin yaygınlaştığı 1980'lerden günümüze kadar yaşanan dönem olarak tanımlanmaktadır (Yılmaz, 2012).

Ekonomik globalleşme, üretimin globalleşmesi ve finansal hareketlerin globalleşmesi olmak üzere iki başlık altında toplanmaktadır. Üretimin globalleşmesi, üretim alanı olarak bütün dünyayı hedefleyen global firmaların üretimlerini, işgücü maliyeti başta olmak üzere maliyetlerini en aza indirebilecekleri ülkelerde gerçekleştirmeleri olarak ifade edilmektedir. Globalleşme içinde en büyük paya sahip olan finansal hareketlerin globalleşmesi ise daha düşük riskte daha yüksek kazanç sağlamak amacıyla sermayenin dünya çapında yer değiştirmesi olarak tanımlanmaktadır (Aktan ve Şen, 1999: 2).

Dünya piyasasında ekonomik globalleşmenin yaygınlaşması, döviz kurlarının ülke ekonomileri üzerindeki etkisini arttırmıştır. Sermaye hareketlerine açık bir ekonomide; sıcak paranın çıkış aşamasında döviz kurlarında meydana gelen ani ve yüksek oranlı artış, enflasyon oranlarında gerçekleşen artışın önemli bir unsurudur. Döviz kuru değişimlerinin yurtiçi fiyatlara geçiş etkisinin hızı ve derecesinin bilinmesi, enflasyon tahmini yapılması ve enflasyona yönelik şoklara karşı uygulanacak para politikasının belirlenmesi açısından önemlidir (Yücel vd., 2005: 9). Döviz kurunun geçiş etkisinin süresinin ve büyüklüğünün bilinmesi, enflasyon hedeflemesine yönelik para politikası uygulayan merkez bankaları açısından büyük önem arz etmektedir. Merkez bankaları fiyat istikrarını sağlayabilmek amacıyla uygulayacakları para politikalarını söz konusu geçiş etkisinin büyüklüğüne göre belirlemektedirler. Bu nedenle döviz kuru değişimlerinin yurtiçi fiyatlara yansımaya süreci, son yıllarda üzerinde önemle durulan konulardan biri olmuştur. Bu alanda yapılan çalışmaların sayısındaki artış globalleşen dünya ekonomisi doğrultusunda uygulanan dışa

açık ekonomi politikalarından ve buna bağlı olarak döviz kuru oynaklıklarının artmasından ve küresel tedarik zincirinin yaygınlaşmasından kaynaklanmaktadır.

Bu doğrultuda çalışmanın amacı, Türkiye’de döviz kurlarının üretici ve tüketici fiyatlarına geçiş etkisini incelemek ve söz konusu etkinin derecesini tespit etmektir. Literatürde yapılan çalışmalardan farklı olarak döviz kuru hareketlerinin tüketici fiyatlarına geçiş etkisini belirlerken hangi harcama gruplarında etki boyutunun daha kuvvetli olduğunu tespit etmek amacıyla TÜFE’nin genel endeksinin yanı sıra 12 ana harcama grubunun her biri için ayrı ayrı analizler yapılmıştır. Bu bağlamda; 2006 Ocak ve 2018 Kasım dönemine ait aylık veriler ile Yapısal VAR (Structural Vector Autoregression, SVAR) modelleri kurularak döviz kuru, döviz kuru oynaklığı, tüketici fiyat endeksi, üretici fiyat endeksi, ithalat birim değer endeksi ve sanayi üretim endeksi arasındaki ilişki incelenmiş olup döviz kurunun yurtiçi fiyatlara geçiş etkisinin büyüklüğü, etki tepki fonksiyonları kullanılarak ölçülmüştür. Aynı zamanda öngörü hata varyans ayrıştırması analizi aracılığıyla TÜFE ve ÜFE’nin ne oranda hangi değişkenler tarafından açıklandığının tespit edilmesi amaçlanmıştır.

Çalışmanın bundan sonraki bölümleri şu şekildedir: İkinci bölümde konu ile ilgili teorik çerçeve anlatılmış ve literatür çalışmaları özetlenmiştir. Üçüncü bölümde, çalışmada kullanılan yapısal VAR modelinin metodolojik alt yapısı incelenmiştir. Dördüncü bölümde, çalışmaya ilişkin ampirik bulgular yer almıştır. Çalışmanın son bölümünü oluşturan sonuç kısmında ise elde edilen bulgular çerçevesinde yapılan çıkarımlara yer verilmiştir.

2. DÖVİZ KURLARINDAN YURTIÇİ FİYATLARA GEÇİŞ ETKİSİ

2.1 Teorik Çerçeve

Küreselleşen ekonomi sonucunda ulusal ekonomiler dünya genelinde gerçekleşen olaylardan olumlu ya da olumsuz olarak etkilenmektedirler. Özellikle küresel ekonominin yönlendiricisi konumunda olan Amerika Birleşik Devletleri Merkez Bankası (FED) ve Avrupa Birliği Merkez Bankası'nın almış olduğu kararlar ve belirledikleri para politikaları ulusal ve küresel çapta bu değişimleri hızlandırmaktadır. Söz konusu değişimler dolayısıyla küresel düzeyde döviz kurunda meydana gelen kısa veya uzun vadeli dalgalanmaların ulusal ekonomilere yansımaları ise enflasyon sorunu olarak ortaya çıkmaktadır (Korkmaz ve Bayır, 2015: 70).

Goldberg ve Knetter (1997), döviz kuru hareketlerinin fiyatlara geçiş etkisini; “dış ticaret yapan iki ülkenin döviz kurlarında yaşanacak belirli bir yüzde değişimin, ithal malların yerli para cinsinden fiyatlarında ortaya çıkardığı yüzde değişim” olarak tanımlamaktadır. İkinci bir tanımda, nominal döviz kurundaki dalgalanmanın ithalat fiyatlarında neden olduğu değişim etkisi şeklinde ifade edilmiştir (Hooper ve Mann, 1989: 299). Geçiş etkisine ilişkin yapılan diğer bir tanım ise döviz kuru değişimlerinin hedef (ihracatın yapıldığı ya da ithalatı yapan) ülke parası cinsinden dış ticareti yapılan malların fiyatlarına yansımaları şeklindedir (Menon, 1996: 434).

Döviz kuru ile yurtiçi fiyatlar arasındaki geçiş etkisinin iktisadi teorisi “Tek Fiyat Kanunu” olarak tanımlanmaktadır. Reel döviz kurunun birden büyük olması durumunda yerli tüketiciler pahalılaştıran ithal mallar yerine yurtiçinde üretilen mallara yöneleceğinden yurtiçinde üretilen malların fiyatları artacaktır. Tam tersini ifade eden reel döviz kurunun birden küçük olması durumunda ise yerli tüketiciler ithal malları tercih edeceklerdir. Reel döviz kuru birden büyük olduğunda yurtiçinde üretilen malların fiyatlarının, birden küçük olduğunda ise ithal malların fiyatlarının artması sonucu ulaşım masraflarının ve ticaret engellerinin olmadığı bir dünyada ulusal para cinsinden iç ve dış fiyatların zaman içinde eşitleneceği ileri sürülebilir. Söz konusu koşullar altında iç ve dış fiyatların zaman içinde eşitleneceği hususu, “Tek Fiyat Kanunu” olarak adlandırılmaktadır. Tek fiyat kanunu reel ekonomide tam olarak geçerli değildir. Bunun nedeni; ülkede tüketimi yapılan mal ve hizmetlerin, hem yurtiçinde hem de yurtdışında işlem gören “ticarete konu mallar” ile

sadece yurtiçinde işlem gören “ticarete konu olmayan mallar” olarak ikiye ayrılmasıdır. Tek fiyat kanunu ticarete konu malların aksine ticarete konu olmayan mallarda geçerli değildir (Ünsal, 2009: 118-119).

Woo (1984: 514)’ya göre yurtiçi fiyatlar düzeyi ve döviz kuru arasındaki ilişki dört farklı yolla açıklanmaktadır. Bunlar;

- İthal edilip tüketici fiyat endeksini doğrudan etkileyen tüketim malları
- Yurtiçi ürün maliyetlerini doğrudan etkileyen ithal girdi fiyatları
- Döviz kuru değişikliklerinin cari işlemler hesabı kanalıyla toplam talebi etkilemesi ve bunun yurtiçi fiyatlara yansması
- Yurtiçinde ithalata rakip olarak üretimi yapılan ürün fiyatlarının, yabancı ülkelerdeki mal fiyatları artışından etkilenmesi.

Literatürde yapılan çalışmalar döviz kuru hareketlerinin yurtiçi fiyatlar üzerindeki etkisini, doğrudan ve dolaylı olmak üzere iki aşamalı olarak incelemektedir. Birinci aşama olarak nitelendirilen doğrudan etki mekanizması, döviz kurunda meydana gelen değişimin ithalat fiyatlarında gerçekleştirdiği artış dolayısıyla hammadde, sermaye ve ara malları fiyatlarını etkilemesi sonucunda sırasıyla yurtiçi girdi maliyetlerinin ve tüketici fiyatlarının değişmesi şeklinde tanımlanmaktadır. İkincil etki olarak değerlendirilen dolaylı etki mekanizmasının ise iki alt kırılımda gerçekleştiği söylenebilir. Bunlardan ilki, döviz kurunda meydana gelen artış nedeniyle pahalanan ithal malların ikamesi durumundaki malların talebinin artması sonucu ikame mal fiyatlarının yukarı doğru seyretmesidir. Diğer dolaylı etki ise ihraç mallarının yabancı para cinsinden ucuzlaması sonucu ortaya çıkan toplam talep artışını karşılayabilmek için işgücü talebinde gerçekleşen artış dolayısıyla sırasıyla ücretlerin, girdi maliyetlerinin ve yurtiçi fiyatların yükselmesi şeklinde ifade edilmektedir (Damar, 2010: 10).

Döviz kuru hareketlerinin yurtiçi fiyatlara yansıma etkisi 4 başlık altında değerlendirilebilir.

2.1.1 Piyasa Yapısı

Döviz kuru hareketlerinin yurtiçi fiyatlara geçiş etkisini belirleyen faktörlerin başında pazara göre fiyatlandırma politikası yer almaktadır. Eksik rekabet koşullarının bulunduğu

piyasalarda, firmalar pazar paylarını kaybetmemek için kar marjlarından feragat ederek döviz kuru değişimlerini fiyatlara yansıtılmamayı tercih edebilmektedirler(Arı, 2010: 2838). Bir diğer faktör olarak ticareti yapılan malların üretiminde kullanılan ithal girdi malı oranı gösterilmektedir. Söz konusu oranın yüksek olması halinde döviz kuru değişimlerinin fiyatlara yansıma oranı da yüksek olacaktır. Tam tersine üretimde yerli mal kullanımının artırılması durumunda döviz kuru hareketlerinin yurtiçi fiyatlara geçiş etkisi yönetilebilir; üreticiler menü maliyetlerine katlanmamak ve pazar paylarını kaybetmemek uğruna kar marjlarından ödün verebilmektedir. Ayrıca ithalatçı firmanın uluslararası piyasadaki talep miktarı da piyasadaki fiyatlara yön vermektedir. Yüksek pazar payına sahip firmanın piyasadaki fiyatları düşürmesi olasılığında arz fazlasının oluşması sonucu piyasadaki fiyatlarda düşüş gözlemlenecektir.

2.1.2 Gelişmişlik Düzeyi

Ülkelerin gelişmişlik düzeyi de ekonomik istikrarın sağlanma oranıyla orantılı olarak geçiş etkisini etkileyen başka bir etken olarak gösterilebilir. Enflasyon oranının düşük olduğu gelişmiş ekonomilerde ekonomiye olan güvenin yüksek olmasından dolayı döviz kurunda meydana gelen değişimlerin geçici olacağı ve ekonomik istikrarın kısa sürede sağlanacağına yönelik beklentiler doğrultusunda döviz kurunun fiyatlara yansıma etkisi düşük olacaktır. Aksi durumun geçerli olduğu gelişmekte olan ülkelerde ise döviz kuru şokları ekonomik birimlerin yerli paraya olan güvenini azaltarak dolarizasyonun artmasına, yüksek enflasyon oranlarının tecrübe edilmiş olması sonucu enflasyonun kalıcı olacağı düşüncesiyle üreticilerin değişimleri beklemeksizin fiyatlara yansıtmasına neden olmaktadır. Bunun yanı sıra düşük gelir seviyelerine sahip gelişmekte olan ülkelerde gıda ve imalat sanayi tüketim kalıbının benimsenmesi dolayısıyla geçiş etkisinin daha yüksek olduğu ileri sürülmektedir (Bal ve Yetiz, 2016: 15-19). Dışa açık ekonomilerde de enflasyon sepetinin büyük çoğunluğunun ithal mallardan oluşması söz konusu olabileceğinden döviz kuru hareketlerinin fiyatlara geçiş etkisinin de yüksek olması beklenmektedir.

2.1.3 Döviz Kuru Rejimi

Döviz kuru hareketlerinin yurtiçi fiyatlara geçiş etkisinde önemli bir diğer etken ise ülkenin uyguladığı döviz kuru rejimidir. Frankel (1999) tarafından ileri sürülen “İmkansız

Üçleme” hipotezine göre bir ekonominin aynı anda hem finansal serbestiyi, hem bağımsız para politikasını, hem de kurda istikrarı hedefleyemeyeceği ifade edilmektedir. Diğer bir deyişle hem dışa açık, hem bağımsız para politikası uygulayıcısı (enflasyon hedeflemesi yapan) hem de kurda istikrarı sağlayacak bir politikalar bütünü imkansızdır. Bu üç hedeften en az bir tanesinin hariç tutulması zorunludur. Dolayısıyla kur rejimine karar verilirken de istikrar hedeflemesinin doğru belirlenmesi gerekmektedir. Para ikamesinin güçlü olduğu ekonomilerde kur istikrarını ön plana çıkaran kur rejimleri tercih edilmelidir. Dolarizasyonun aktif ikamesi şeklinde ortaya çıktığı ekonomilerde ise genel kural olarak serbest kur rejimi uygulanması daha uygun görülmektedir (Poirson, 2001), (Berg ve Borenzstein, 2000).

Frankel (1999) ekonominin dışsal şoklara açık olması durumunda serbest, içsel şoklara açık olması durumunda ise sabit kur rejimlerine sahip olmasının avantaj sağlayacağını belirtmektedir. Çünkü dalgalı kur rejimleri dışarıdan gelen şokları finansal kesime ya da reel kesime ulaşmadan emerek ekonomideki birimlerde oluşabilecek zararları engellemektedir.

Fisher (2001), Frankel (1999)’ın “İmkansız Üçleme” hipotezine dayanarak “İki Kutup” hipotezini ileri sürmüştür. “İki Kutup” hipotezinde; uluslararası sermaye hareketlerinin son derece oynak olduğu küreselleşen dünya ekonomisinde ya kur istikrarı ya da bağımsız bir para politikasının hedeflenmesi gerektiği ifade edilmektedir. Dolayısıyla ülkeler katı çıpalar ve esnek kur rejimleri arasında tercih yapmak durumundadırlar. Esnek kur rejimi tercihinin yapılması durumunda genellikle enflasyon hedeflemesini sağlayan para politikaları uygulanmaktadır. Bunun nedeni olarak ise döviz kurlarının enflasyona ilişkin öncü gösterge olması gösterilmektedir (İnan, 2002).

Esnek kur rejiminde kurlardaki değişimler yavaş ve kademeli iken, sabit kur rejiminde kur değişimi yüksek oranda olmaktadır. Esnek kur rejimlerinde kur hareketlerinin geçici veya kalıcı olmasına yönelik beklentilere göre, kur hareketlerinin fiyatlara yansımaları değişirken sabit kur rejimlerine göre geçiş etkisinin daha zayıf olduğu ifade edilmektedir (Akdemir, Özçelik, 2018: 47). Döviz kurunun enflasyon beklentileri açısından nominal çıpa vazifesi gördüğü durumlarda, kur hareketleri hızla beklentileri değiştirmekte ve gerek ticarete konu gerekse ticarete konu olmayan malların fiyatlarını etkilemektedir. Aksi halde beklentiler ile döviz kuru arasındaki ilişki zayıflamaktadır (Coricelli ve diğerleri, 2006).

2.1.4 Konjonktürel Durum

Döviz kurundan fiyatlara geçiş etkisini belirleyen bir diğer faktör de ekonominin konjonktürel durumudur. Ülkemizde 2008 küresel krizi dolayısıyla 2009 yılında talep miktarında önemli bir düşüş gerçekleşmiş ve kayda değer oranda çıktı açığı oluşmuştur. Ekonomide gerçekleşen daralma nedeniyle döviz kuru hareketlerinin fiyatlara yansımada derecesinde de düşüş gözlemlenmiştir. Söz konusu daralmayı giderebilmek amacıyla 2009 yılının Mart ayında mali tedbirler alınarak otomobil ve dayanıklı mallar gibi belirli mal gruplarına yönelik vergi indirimleri gerçekleştirilmiştir. Vergi indirimleri sonucunda döviz kurundan yurtiçi fiyatlara geçiş etkisi sınırlandırılmış olmuştur. TCMB (2017), Türkiye’de ekonomik canlanmanın olduğu dönemlerde geçiş etkisinin %25’e ulaştığını, daralma dönemlerinde ise söz konusu etkinin %10’un altına düştüğünü belirtmiştir (Akdemir ve Özçelik, 2018: 47). Dolayısıyla canlanma dönemlerinde geçiş etkisinin daha yüksek daralma dönemlerinde ise daha düşük olduğu ileri sürülmektedir.

Döviz kurunda meydana gelen değişiklikler ithalat, ihracat ve yurt içi fiyatlara aynı veya kısmi oranda yansiyabilirken hiçbir şekilde yansımadağı durumlar da gerçekleşmektedir. Dış ticarete konu olan malların ulusal para birimi cinsinden fiyatları, döviz kuru değişiklikleri ile aynı oranda değişmiyorsa kısmi yansımada etkisinden söz edilmektedir. Döviz kurunun fiyatlara yansımada etkisini gösteren yansımada veya geçiş etkisi katsayısı, 0 ile 1 arasında yer alıyorsa kısmi yansımada etkisi var demektir. Döviz kurunun fiyatlara yansımada etkisini gösteren yansımada etkisi katsayısı sıfıra eşitse yansımada etkisi yoktur başka bir deyişle dış ticarete konu olan malların ulusal para birimi cinsinden fiyatları, döviz kuru değişikliklerine tepki vermiyor demektir. Benzer şekilde döviz kuru yansımada katsayısının bire eşit olması durumunda ise döviz kurunda meydana gelen değişikliklerin tamamının söz konusu malların fiyatlarına tam olarak yansıdağı ifade edilmektedir (Aydın ve Kara, 2012: 27).

2.2 Uygulamalı (Ampirik) Çalışmalar

Globalleşen dünya ekonomisi doğrultusunda mal, sermaye ve hizmet hareketlerinin artması sonucu bir ülkede meydana gelen iktisadi değişimlerden o ülkenin ekonomik bağlantısı olan diğer ülke ekonomilerinin de etkilenmesi döviz kurunun ulusal ekonomilere yansımadağını hızlandırmıştır. Bu nedenle döviz kuru değişimlerinin yurtiçi fiyatlara yansımada

süreci, ulusal ve uluslararası çapta son yıllarda üzerinde önemle durulan konulardan biri olmuştur.

Froot ve Klemperer (1989) çalışmasında pazar payını kaybetmek istemeyen ihracatçı firmanın kurdaki değişimin geçici veya kalıcı olduğuna karar verdikten sonra fiyat değişimine gideceği, dolayısıyla döviz kuru oynaklığı ile geçiş etkisi arasında zıt yönlü bir ilişkinin mevcut olduğunu ileri sürmektedir.

McCarthy (2000) çalışmasında, gelişmiş dokuz ülkenin (ABD, Japonya, Almanya, Fransa, İngiltere, Belçika, Hollanda, İsveç ve İsviçre) döviz kuru ve ithalat fiyatlarının üretici ve tüketici fiyatları üzerindeki etkisini VAR modeli aracılığıyla araştırmıştır. Çalışmada 1976:Q1-1998:Q2 dönemine ait üretici ve tüketici fiyat endeksleri, petrol fiyatı, ithalat fiyatları, döviz kuru değişimi ve çıktı açığı değişkenleri kullanılmıştır. Döviz kurundan ÜFE'ye ve TÜFE'ye geçiş etkisinin, ithalat fiyatlarından yurtiçi fiyatlara geçiş etkisine kıyasla daha zayıf kaldığı ve üretici fiyatlarının ithalat fiyat şoklarına tüketici fiyatlarından daha fazla tepki verdiği tespit edilmiştir.

Goldfajn ve Werlang (2000) 71 ülkeyi kapsayan çalışmasında, gelişmekte olan ülkelerde yansımaya katsayısının 1'e yakın (tam yansımaya), gelişmiş ülkelerde ise bu katsayının ortalama 0,5 (kısmi yansımaya) olduğu sonucuna ulaşmıştır. Choudhri ve Hakura (2006) ise aynı ülke örneklemini kullanarak, yansımaya etkisinin büyüklüğünün enflasyon oranına bağlı olduğunu bulmuşlardır. Bu çalışmaya göre genelde yüksek enflasyona sahip az gelişmiş ülkelerde yansımaya etkisinin daha yüksek olduğu tespit edilmiştir.

Leigh ve Rossi (2002) çalışmasında, 1994 Ocak-2002 Nisan dönemini kapsayan TL cinsinden petrol fiyatları, reel GSYİH, nominal döviz kuru(TL/\$), toptan eşya fiyat endeksi ve tüketici fiyat endeksi değişkenlerini kullanarak döviz kurunun yurtiçi fiyatlara geçiş etkisini araştırmıştır. Etki tepki analizi ile döviz kuru hareketlerinin yurtiçi fiyatlara geçiş etkisi süresinin 11 ay olduğu ve etkilerin çoğunun ilk 4 aylık süreçte gözlemlendiği bulgusuna ulaşılmıştır. Yansımaya etkisinin üretici fiyatlarında %60 iken tüketici fiyatlarında %45 olduğu dolayısıyla üretici fiyatlarında yansımaya etkisinin tüketici fiyatlarına göre daha baskın olduğu sonucuna varılmıştır. Bunun nedeni ise üretici fiyat endeksi sepetinde yer alan ticarete konu malların oranının (%70), tüketici fiyat endeksi sepetindekilerden (%45) daha fazla olması şeklinde açıklanmıştır.

Arat (2003) tarafından yapılan çalışmada, 1994-2002 dönemine ait aylık veriler kullanılarak çeşitli döviz kuru rejim değişiklikleri incelenerek döviz kurlarından fiyatlara geçiş etkisi ardışık VAR modelleri yardımıyla tahmin edilmiştir. Söz konusu çalışmada kullanılan değişkenler, kurulan VAR modelinden tanımlandığı üzere dışsaldan içsele; petrol fiyatları, sanayi üretim endeksi, döviz sepeti, ithalat fiyat endeksi, ticarete konu olan malların fiyat endeksi, toptan eşya fiyat endeksi ve ticarete konu olmayan malların fiyat endeksidir. Araştırmayı diğer çalışmalardan ayıran en önemli özelliği, döviz kurlarının fiyatlara geçiş etkisini TÜFE'nin alt grupları olan ticaret konu olan ve olmayan mallara ilişkin fiyat endeksleri olarak inceleyerek döviz kuru şokunun ikincil etkisi araştırılmak istenmiştir. VAR analizi sonucuna göre; döviz kurlarından fiyatlara geçiş etkisinin TEFE'de, ticarete konu olan malların fiyat endeksi ve ticarete konu olmayan malların fiyat endeksine göre daha hızlı olduğu gözlemlenmiştir. Etki tepki analizi sonucunda ise Türkiye'deki geçiş etkisinin gelişmiş ülke ekonomilerine göre daha yüksek olduğu ve dalgalı kur rejimine geçildikten sonra bu etkinin azaldığı bulgusuna ulaşılmıştır.

Frankel vd. (2005) çalışmasında 76 ülkenin verisini kullanarak ithalat, ÜFE ve TÜFE endeksleri ile 8 ürünün fiyatını incelemiştir. Söz konusu çalışmaya göre enflasyonist ortamda yansıma etkisinin daha hızlı ve güçlü olduğu enflasyonun azalmasıyla ise ortalama geçiş etkisinin de azaldığı sonucuna ulaşılmıştır. Bunun yanı sıra kur oynaklığının yansıma üzerindeki etkisinin sanayileşmiş ülkelerde pozitif yönlü, gelişmekte olan ülkelerde ise negatif yönlü olduğu bulunmuştur.

Yücel (2005) çalışmasında, ABD Doları/ Euro paritesinin küçük açık ekonomi üzerindeki etkilerini değerlendirmiştir. Küçük boyutlu dışa açık ekonomiye sahip Türkiye örneği kullanılarak para birimlerinin nispi hareketlerinin makroekonomik değişkenler üzerindeki etkisi tespit edilmeye çalışılmıştır. Türkiye'nin ihracatında baskın para birimi Euro iken ithalatında ABD Doları'dır. Bunun yanı sıra başta Avrupa kaynaklı olmak üzere Türkiye turizm ihracatçısı bir ülke konumundadır. Dolayısıyla ABD Doları/Euro paritesindeki bir değişikliğin, Türkiye'nin ekonomik performansı üzerinde önemli etkileri olması beklenmektedir. Çalışmada kullanılan reel döviz kuru, enflasyon oranı ve reel GSYİH değişkenleri 1987:Q1-2004:Q4 dönemini içermek üzere TCMB ile IMF'in veri tabanlarından elde edilmiştir. SVAR analizi sonucunda elde edilen etki-tepki grafikleri incelendiğinde; ABD Doları /Euro paritesine 1 standart sapmalılık şok uygulandığında reel döviz kuru ve enflasyonun tepkisinin 7 dönem boyunca anlamlı ve negatif olduğu, reel

GSYİH'nın tepkisinin ise 6 dönem boyunca pozitif anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. 1987-2004 analiz dönemi içerisinde yaşanan ekonomik krizlerin etkilerini temsil etmesi amacıyla 1994 yılının 2. çeyreği, 2000 yılının son çeyreği ve 2001 yılının ilk çeyreğini tanımlayan 3 tane kukla değişken modele dahil edilmiştir. Kukla değişkenlerin dahil edilmesi sonucunda da pozitif yönlü parite şoklarının enflasyonu düşürdüğü, çıktıyı arttırdığı, reel döviz kurunun ABD Doları/Euro paritesinden olumsuz etkilendiği, dolayısıyla makroekonomik politikaların dış parite şoklarına bağlı olması gerektiği sonucuna varılmıştır.

Kara, H.Tuğer, Özlale, B.Tuğer, Yavuz ve Yücel (2005) , döviz kurunun yurtiçi fiyatlara geçiş etkisini inceleyen Türkiye ekonomisi üzerine bir araştırma gerçekleştirmiştir. Bu çalışmada farklı döviz kuru rejimlerinin yansımaya oranı üzerindeki etkisi ile sektörel dağılımı araştırılmıştır. Analiz sonuçlarına göre döviz kurundan yurtiçi fiyatlara geçiş etkisinde, 2001 dönemi sonrasında önceki dönemlere nazaran endeksleme davranışındaki (örn; dolarizasyon) düşüş nedeniyle azalma gözlemlenmiştir. Sabit kur rejiminde ticarete konu sektörlerde %68, ticarete konu olmayan sektörlerde ise %45 olan geçiş etkileri dalgalı kur rejimine geçildiğinde 4 ayda sırasıyla %15 ve %8'e gerilemiştir. Sektörel analiz sonucunda geçiş etkisinin en baskın olduğu alan, enerji sektörü olarak tespit edilmiştir. Ayrıca döviz kuru hareketlerinin yurtiçi fiyatlara yansımaya oranının süresinin dalgalı kur rejimine geçildikten sonra uzadığı başka bir deyişle geçiş hızının yavaşladığı bulgusuna ulaşılmıştır. Bunun yanı sıra geçiş etkisinin ulusal paranın değerinin düştüğü dönemlerde değerlendirildiği dönemlere nazaran daha yüksek olduğu ve ekonominin canlanma döneminde de durgunluk dönemine göre daha baskın olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Ito ve Sato (2008), Endonezya, Güney Kore, Tayland, Malezya, Arjantin, Brezilya, Meksika ve Türkiye ülkeleri için döviz kurunun yurtiçi fiyatlara geçiş etkisini VAR modellerini kullanarak tahmin etmişlerdir. Yapılan analizler sonucunda geçiş etkisi derecesinin, Latin Amerika ülkelerinde ve Türkiye'de, Güneydoğu Asya ülkeleri ile kıyaslandığında daha yüksek olduğu tespit edilmiştir.

Yiğit (2010) çalışmasında, yapısal VAR modellerinin Türkiye'de çekirdek enflasyon tahmini için uygun olup olmadığını araştırmıştır. Bu amaçla 2003 Ocak-2009 Temmuz dönemini kapsayan sanayi üretim endeksi ve tüketici fiyat endeksi aylık verileri kullanılarak SVAR modeli aracılığıyla çekirdek enflasyon tahmin edilmiştir. SVAR

modelinde enflasyondaki hareketlerin arz ve talep şoklarından etkilendiği varsayılmıştır. Bunun yanı sıra çekirdek enflasyon, ölçülen enflasyonun talep şokları tarafından belirlenen kısmı olarak tanımlanırken talep şoklarının uzun dönemde reel üretim üzerinde etkisi olmadığına ilişkin kısıt getirilmiştir. Etki tepki analizi sonucunda da modele getirilen uzun dönem kısıtının doğruluğu ispatlanmıştır. Talep şoklarının fiyatlar genel düzeyi üzerindeki etkisinin ise ilk dört ay boyunca pozitif olmak üzere yaklaşık bir yılın sonunda uzun dönem dengesine ulaştığı tespit edilmiştir. Arz şoklarının etkisi incelendiğinde, ilk üç ay boyunca fiyatlar genel düzeyi üzerinde negatif etkiye sahipken reel üretim üzerindeki etkisi sürekli olup yaklaşık iki yılın sonunda uzun dönem dengesine kavuşmuştur.

Damar (2010), Türkiye'de döviz kurunun TÜFE ve çekirdek enflasyona geçiş etkisinin süre ve derecesini, sabit kur rejimi ve dalgalı kur rejimi şeklinde iki rejim dönemi için ayrı ayrı olmak üzere tahmin etmiştir. Çalışmada Ocak 1995-Haziran 2000 ile Ocak 2002-Aralık 2009 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır. İncelenen modellerin ilkinde döviz kurunun sırasıyla ithalat fiyatları, üretici fiyat endeksi ve tüketici fiyat endeksi sarmalı sonucu geçiş etkisi incelenirken ikinci modelde sıralama döviz kuru, ithalat fiyat endeksi, üretici fiyat endeksi ve çekirdek enflasyon şeklinde oluşturulmuştur. Söz konusu değişkenler arasında 1 tane eşbütünleşme ilişkisinin mevcut olduğu tespit edilerek Cholesky ayrıştırması aracılığıyla etki-tepki analizi yapılmıştır. Analizler sonucunda geçiş etkisinin üretim zinciri boyunca ve dalgalı kur rejimi dönemlerinde düştüğü gözlenerek iki rejim dönemi için de çekirdek enflasyonda TÜFE'ye oranla geçiş etkisinin yüksek olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Özçiçek (2010) çalışmasında sektörel veriler kullanarak Türkiye'de geçiş etkisinin boyutunu analiz etmiştir. 1994 Ocak-2007 Mart dönemini içeren analizde TÜFE ve TEFİ fiyat endekslerinin alt sektörlerine nominal döviz kuru ve kur oynaklığının etkisi araştırılarak EKK ile katsayılar tahmin edilmiştir. Ayrıca her regresyonun sonunda kalıntılarda ARCH etkisinin varlığı sınanarak ARCH etkisinin bulunması halinde tahmin ARCH modellemesiyle yapılmıştır. Analiz sonucuna göre ticarete konu olan sektörlerde yansıma etkisinin daha güçlü, hizmet sektörü gibi ticarete konu olmayan sektörlerde ise yansıma etkisinin daha zayıf olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca kur oynaklığının enflasyonu arttırıcı ve geçiş etkisi üzerinde bir etkisinin olmadığı sonucuna varılmıştır.

Kara ve Ögünç (2012), döviz kuru ve ithalat fiyatlarının çekirdek enflasyon göstergelerinden işlenmemiş gıda ve alkollü içecekler-tütün hariç TÜFE üzerindeki geçiş etkisini çok sayıda farklı VAR modelleri kullanarak tahmin etmiştir. Bu çalışmada 2002 Mart-2011 Haziran dönemi için aylık veriler kullanılmıştır. Tahmin edilen modeller doğrultusunda döviz kuru ve ithalat fiyatlarının TÜFE'ye yansımaya etkisi her iki değişken için de ortalama yüzde 15 olarak tespit edilmiştir. Aynı zamanda ithalat fiyatlarının geçiş etkisinin döviz kuru geçişkenliği kadar güçlü olduğu bulunmuştur. 2001 yılından itibaren geçiş etkisinde gözlemlenen yavaşlama eğiliminin nedenleri arasında, kriz dönemlerinde ekonomide gerçekleşen daralma, döviz kuru oynaklığı, düşük enflasyon oranları ve esnek kur rejiminin sayılabileceği ileri sürülmüştür.

Korkmaz ve Bayır (2015), döviz kuru dalgalanmalarının yurtiçi fiyatlara yansımaya etkisinin incelendiği Türkiye ekonomisi üzerine bir çalışma gerçekleştirmiştir. Bu çalışmada, nominal efektif döviz kuru, üretici fiyat endeksi ve tüketici fiyat endeksleri kullanılarak 2003 Ocak-2014 Kasım dönemlerini kapsayan aylık veriler ile çalışılmıştır. Yapılan ekonometrik analizler sonucunda, döviz kuru, tüketici ve üretici fiyat endeksi arasında uzun dönemli ilişki olduğu tespit edilmiştir. Granger nedensellik analizi sonucuna göre de döviz kurundan üretici fiyat endeksine, tüketici fiyat endeksinden ise döviz kuruna tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Ergin (2015) çalışmasında 2005 Ocak-2014 Aralık dönemi için döviz kuru ve enflasyon arasındaki ilişkiyi VAR modelleri aracılığıyla aylık veriler kullanarak incelemiştir. Çalışmada nominal döviz kuru, ihracat birim değer endeksi, sanayi üretim endeksi, dışa açıklık derecesi, ithalat birim değer endeksi ve TÜFE değişkenleri kullanılmıştır. Analizler sonucunda döviz kurunun tüketici fiyatları üzerindeki etkisinin ilk başlarda güçlü olmakla beraber zaman boyunca zayıfladığı tespit edilmiştir. Döviz kurunda meydana gelen artışın fiyatlar genel seviyesini de arttırdığı bu etkinin ağırlıklı olarak ithal fiyatlar yoluyla ithal ara malı kullanımını sebebiyle gerçekleştiği gözlemlenmiştir. Çalışmadan elde edilen bir diğer sonuç ise döviz kuru değişimlerinden ithal fiyatların tüketici fiyatlarına oranla daha fazla etkilenmesidir.

Alptekin, Yılmaz ve Taş (2016) döviz kurundan fiyatlara geçiş etkisini inceleyen Türkiye ekonomisi üzerine bir çalışma gerçekleştirmiştir. Bu çalışmada, VAR modeli çerçevesinde Ocak 2005 ve Nisan 2015 dönemleri için Türkiye'de döviz kurundan yurt içi fiyatlara

geçiş etkisi hem TÜFE hem de ÜFE için süre ve büyüklük boyutunda incelenmiştir. Döviz kurundaki bir birimlik şoka karşı üretici ve tüketici fiyatlarının tepkisi hesaplanmış ve etkinin tamamlanma süresi tespit edilmiştir. Analiz sonucuna göre tüketici fiyatlarının verdiği tepkinin üretici fiyatlarının verdiği tepkiye göre daha düşük olduğu gözlemlenmiştir.

Bal ve Yetiz (2016) çalışmasında, döviz kurunun yurtiçi fiyatlara yansımaya etkisinin büyüklüğü ve hızını konu alan Türkiye üzerine bir değerlendirme yapmıştır. Söz konusu çalışmada yansımaya etkisinin büyüklüğünü etkileyen faktörlerden bahsedilmiştir. Bunun yanı sıra gelişmiş ülkelerde yansımaya etkisinin gelişmekte olan ülkelere göre daha zayıf olduğunu ifade eden Türkiye ve Dünya literatüründe yer alan uygulamalardan örnekler verilmiştir. Türkiye üzerine yapılan değerlendirmede ise döviz kurunun yansımaya etkisinin düşük olduğu ve dalgalı döviz kuru rejimine geçilmesiyle birlikte döviz kurunun fiyatlara yansımaya etkisinin azaldığı ifade edilmiştir.

Petek ve Çelik (2017) çalışmasında enflasyon, döviz kuru, ithalat ve ihracat değişkenleri arasındaki ilişkinin araştırıldığı Türkiye uygulaması gerçekleştirmiştir. Çalışmada kullanılan veriler aylık olup 1990-2015 zaman aralığını kapsamaktadır. Değişkenler arasındaki ilişkiyi belirlemek amacıyla sırasıyla; Johansen eşbütünleşme analizi, hata düzeltme modeli (VECM) ve nedensellik analizi uygulanmıştır. Eşbütünleşme analizi sonucunda değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin mevcut olduğu tespit edilmiştir. Uzun dönemde döviz kuru, ihracat ve ithalattan TÜFE'ye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi gözlemlenirken, kısa dönemli dengesizlikleri tespit etmek amacıyla kurulan VECM'e göre, TÜFE'nin bağımlı değişken olduğu kısa dönemde TÜFE'den ihracat ve ithalata doğru nedenselliğin mevcut olduğu, ihracatın bağımlı değişken olduğu modelde ise kısa dönemde ihracattan döviz kuru ve ithalata doğru nedensellik ilişkisi saptanmıştır. İthalatın bağımlı değişken olduğu modellerde Wald testi sonuçlarına göre kısa dönemde ithalattan döviz kuru ve ihracata doğru bir nedensellik ilişkisi gözlemlenmiştir. Değişkenler arasındaki ilişkinin boyutunun tespit edildiği etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırma analizleri sonucunda ihracat üzerinde en etkili değişkeninin döviz kuru olduğu ithalat üzerindeki en etkili değişkeninin ise ihracat olduğu tespit edilmiştir.

Şentürk ve Dücan (2017), çalışmasında döviz kuru (USD/TL), ithalat ve enflasyon arasındaki etkileşimi incelemek amacıyla VAR modelleri kullanmıştır. Yapılan etki tepki,

varyans ayrışması ve Granger nedensellik analizleri sonucunda döviz kurundan ithalata, ithalat ve döviz kurundan ise enflasyona doğru bir ilişkinin varlığı gözlemlenmiştir. Etki tepki analizi sonucunda dolar kurunda ortaya çıkan 1 standart sapmalı şoka, ithalatın başlangıçta azalma yönünde tepki verdiği ve ardından 1,5 ay sonra dengeye geldiği, enflasyonun ise yükselme yönünde tepki verdiği ve ithalatla aynı şekilde 1,5 ay sonra tekrar dengeye geldiği gözlemlenmiştir. Enflasyonun ithalatta ortaya çıkan 1 standart sapmalı şoka tepkisi ise kısa süreli bir tepki olarak izlenmiş ve 1 ay içerisinde dengeye geldiği görülmüştür.

Bal, Yetiz ve Demiral (2017) tarafından yüksek gelir düzeyine sahip 19 OECD ülkesi için döviz kurunun yurtiçi fiyatlara geçiş etkisi araştırılmıştır. Çalışmada 1990-2015 dönemini içeren tüketici fiyat endeksi, toptan eşya fiyat endeksi ile temsil edilen üretici fiyat endeksi, nominal efektif döviz kuru ve sanayi üretim endeksini temsilen sanayi sektörünün gayrisafi yurtiçi hasıla (GSYH) içindeki % katma değer payını içeren aylık veriler kullanılmıştır. Yapısal vektör otoregresif modeller (SVAR) ile gecikmesi dağıtılmış otoregresif (ARDL) modeller kullanılarak elde edilen analiz sonuçları, döviz kuru hareketlerinin yurtiçi fiyatlara geçiş etkisinin anlamlı ancak zamanla azalma eğiliminde olduğunu ifade etmektedir. SVAR analizi sonuçlarına göre, döviz kurunun toptan eşya fiyat endeksi ile ilişkisi anlamsız bulunurken tüketici fiyat endeksi, petrol fiyatları ve sanayi üretim endeksi ile anlamlı pozitif ilişkiye sahip olduğu tespit edilmiştir. Dinamik panel ARDL sonuçlarına göre ise, nominal efektif döviz kurunun uzun dönemde tüketici fiyatları üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı ancak kısa dönemde tüketici fiyatlarını arttırdığı, toptan eşya fiyat endeksi ile uzun ve kısa dönemde anlamlı pozitif bir ilişkisinin var olduğu bulunmuştur.

Akdemir ve Özçelik (2018), Türkiye ekonomisi üzerine yaptığı çalışmasında döviz kurunun yurtiçi fiyatlara geçiş etkisini incelemek amacıyla 2003 Ocak-2017 Haziran dönemine ait 174 aylık veri kullanarak, geçiş etkisinin büyüklüğünü SVAR modeli ile tahmin etmiştir. Söz konusu çalışmada TÜFE, imalat sanayi fiyat endeksi, ithalat birim değer endeksi ve döviz kuru değişkenleri kullanılmıştır. Çalışmada yapılan etki tepki analizi sonucunda döviz kurundaki bir birimlik şok karşısında en yüksek tepkiyi veren değişkenlerin kendisi ve imalat sanayi fiyat endeksi olduğu ve ilk tepkilerin 3 dönem sürdüğü tespit edilmiştir. Varyans ayrıştırması sonucunda döviz kuruna verilen şok karşısında en çok etkilenen değişkenin %49,32 ile imalat sanayi fiyatları endeksi olduğu tespit edilerek sonucun etki tepki analizi ile de örtüştüğü gözlemlenmiştir. Döviz kurunun

TÜFE'ye geçişinin ise %10 oranında olduğu değerlendirilmiştir. Yapılan analizler sonucunda Türkiye'de döviz kurundan fiyatlara kısmi geçiş etkisinin mevcut olduğu ve kurların imalat sanayi fiyatlarındaki etkisinin TÜFE'ye geçiş etkisinden daha yüksek olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Öner (2018), ABD doları nominal döviz kuru ile tüketici ve üretici fiyat endeksleri arasındaki ilişkiyi Ocak 2007-Aralık 2017 dönemi için aylık veriler kullanarak Granger nedensellik analizi yöntemi ile incelemiştir. Analiz sonuçlarına göre; ÜFE' den TÜFE' ye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisine rastlanırken nominal döviz kuru ile ÜFE' nin bağımlı değişken olduğu durumlarda diğer bağımsız değişkenler tarafından etkilenmediği tespit edilmiştir. Dolayısıyla politika uygulayıcıların döviz kuru oynaklığının nedeni olarak farklı değişkenler kullanmaları gerektiği sonucuna ulaşılmıştır.

Konu ile ilgili yapılan Türkiye ve Dünya literatür taraması sonucunda elde edilen genel tespitler; döviz kuru hareketlerinin üretici fiyatlarına geçiş etkisinin tüketici fiyatlarına göre daha baskın olduğu, enflasyon oranı arttıkça geçiş etkisinin arttığı, sabit kur rejimine göre dalgalı kur rejiminin geçiş etkisini azalttığı, geçiş etkisinin ekonominin canlanma döneminde durgunluk dönemine göre daha baskın olduğu ve gelişmekte olan ekonomilerde söz konusu etkinin gelişmiş ülkelere göre daha yüksek olduğu şeklindedir.



3. EKONOMETRİK METODOLOJİ

3.1 Vektör Otoregresif Modeller (VAR)

Ekonometrik analizlerde kullanılan iktisadi değişkenlerin karmaşık doğası ve karşılıklı ilişkili olma durumları söz konusu analizlerin tek denklemler kullanılarak yapılmasını imkansız kılmaktadır. Bu nedenle, değişkenlerin içsel ve dışsal olarak tanımlanıp incelenmesi esasına dayanan eşanlı denklem sistemleri geliştirilmiştir. Eşanlı denklem sistemleri birçok iktisadi olayı bütün olarak ele alarak bunlara kaynaklık eden ilişkileri birden fazla denklemden oluşan bir sistem içinde inceleyen modellerdir. Eşanlı denklem modellerinde sistemde yer alan tüm denklemler aynı anda analiz edilerek sistem katsayılarının tahmini yapılmaktadır. Ancak iktisadi değişkenler arasında çoklu etkileşimler olması nedeniyle, değişkenlerin içsel ve dışsal olarak ayrımının yapılması ile modelin belirlenme sorununa dayalı kısıtlamaların olması eşanlı denklem sisteminin dezavantajları arasındadır (Tarı ve Bozkurt, 2006: 4).

Çok sayıda denklem ve kısıt içeren makro modellere yönelik konulan kısıtlamaların gerçekçi olmadığı yönünde eleştirel tutum izleyen Sims (1980) tarafından VAR modelleri geliştirilmiştir. Bu modeller birden çok içsel değişkenin bir arada yer aldığı eşanlı denklem modellerine dayanmaktadır. VAR modellerinde, değişkenler arasında içsel ve dışsal değişken ayrımı yapılmaksızın ekonometrik modelde yer alan her değişkenin diğer bir değişkeni etkileyebileceği ve bu değişkenlerin de diğer değişkenlerden etkilenebileceği ileri sürülmektedir. VAR modellerinde bütün değişkenler içsel kabul edilmekte ve her bir değişken kendisinin ve modelde yer alan diğer değişkenlerin gecikmeli değerlerinin fonksiyonu olarak tanımlanmaktadır (Gujarati, 2006: 752-753). Bağımsız değişkenlerin dışsallığından, bağımlı değişkenlerin içselliğinden emin olunmadığı durumlarda VAR modelleri kullanılabilir. VAR modellerindeki temel amaç, sadece değişkenler arasındaki tek yönlü ilişkiyi tespit etmek değil, aynı zamanda değişkenler arasındaki ileri ve geri bağlantıyı da ortaya çıkarmaktır (Alptekin, 2009: 140).

y_t ve z_t değişkenlerinden oluşan iki değişkenli ve bir dönem gecikmeli yapısal VAR modeli;

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (3.1)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (3.2)$$

şeklinde. Modelde y_t ve z_t değişkenleri durağan, ε_{yt} ve ε_{zt} 'ler ise birbirleri ile ilişkisiz beyaz gürültü sürecine sahip hata terimleridir. b_{12} 'nin sıfıra eşit olmaması halinde ε_{yt} dolaylı olarak z_t ile eşanlı ilişkili olurken aynı şekilde b_{21} 'in sıfırdan farklı bir değer alması durumunda da ε_{zt} dolaylı olarak y_t ile eşanlı ilişkili olacaktır. Söz konusu durumda klasik en küçük kareler yönteminin temel varsayımlarından biri olan bağımsız değişkenlerin hata terimleri ile ilişkisiz olması koşulunun sağlanamamasından dolayı OLS yöntemi uygulanamayacak, uygulanması durumunda tutarsız, yanlış tahmin ediciler elde edilecektir.

Denklemin matris gösterimi;

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (3.3)$$

şeklinde yazılabilir ve denklemin kapalı formu;

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

şeklinde. Burada;

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}, x_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}, \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}, \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}, \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (3.5)$$

olarak tanımlanır. Yukarıdaki eşitliğin her iki tarafı B^{-1} ile çarpıldığında, VAR modelinin standart formu aşağıdaki gibi elde edilir;

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (3.6)$$

Burada $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$, $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$, $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ olarak gösterilir.

Denkleimde yer alan, a_{i0} ; A_0 matrisinin i 'nci elemanı, a_{ij} ; A_1 vektörünün i 'inci satırının j 'inci sütunundaki elemanı ve e_{it} ; e_t vektörünün i 'nci elemanını ifade etmektedir. VAR modelinin standartlaştırılmış formu;

$$y_t = a_{10} - a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + e_{1t} \quad (3.7)$$

$$z_t = a_{20} - a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{2t} \quad (3.8)$$

şeklinde de ifade edilebilir. Yapısal VAR modelinde yer alan ε_{yt} ve ε_{zt} değerlerinin birleşimden oluşan e_{1t} ve e_{2t} hata terimleri;

$$e_{1t} = (\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt}) / (1 - b_{12}b_{21}) \quad (3.9)$$

$$e_{2t} = (\varepsilon_{zt} - b_{21}\varepsilon_{yt}) / (1 - b_{12}b_{21}) \quad (3.10)$$

olarak gösterilir. ε_{yt} ve ε_{zt} yapısal şokları, beyaz gürültü süreçlerine sahip olduğundan oluşan e_{1t} ve e_{2t} hata terimleri de sıfır ortalama ve sabit varyanslı serilerdir. e_{1t} 'nin beklenen değeri alındığında;

$$E(e_{1t}) = E(\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt}) / (1 - b_{12}b_{21}) = 0 \quad (3.11)$$

elde edilir. e_{1t} 'nin varyansı ise;

$$E(e_{1t}^2) = E \left[\frac{\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt}}{1 - b_{12}b_{21}} \right]^2 = (\sigma_y^2 + b_{12}^2\sigma_z^2) / (1 - b_{12}b_{21})^2 \quad (3.12)$$

şeklinde zamandan bağımsız olarak bulunur. $i \neq 0$ için e_{1t} ile e_{1t-i} arasındaki kovaryansın;

$$E(e_{1t}e_{1t-i}) = E[(\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt})(\varepsilon_{y_{t-i}} - b_{12}\varepsilon_{z_{t-i}})] / (1 - b_{12}b_{21})^2 = 0 \quad (3.13)$$

olduğu ispat edilir. Aynı sonuca e_{2t} için de ulaşılır. Burada dikkat edilmesi gereken husus e_{1t} ile e_{2t} 'nin ilişkili olmasıdır ve iki hata terimi arasındaki kovaryans;

$$E(e_{1t}e_{2t}) = \frac{E[(\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt})(\varepsilon_{zt} - b_{21}\varepsilon_{yt})]}{(1 - b_{12}b_{21})^2} = -\frac{(b_{21}\sigma_y^2 + b_{12}^2\sigma_z^2)}{(1 - b_{12}b_{21})^2} \quad (3.14)$$

elde edilir.

Denklem (3.14)'te görüldüğü gibi, e_{1t} ve e_{2t} arasındaki korelasyon sıfıra eşit değildir yani hata terimleri korelasyonludur. Ancak, $b_{12} = b_{21} = 0$ olması durumunda başka bir deyişle, y_t ve z_t eşanlı olarak birbiri üzerinde etkili olmadığında, hata terimleri arasında korelasyon olmaz. e_{1t} ile e_{2t} arasındaki varyans kovaryans matrisi;

$$\Sigma = \begin{bmatrix} var(e_{1t}) & cov(e_{1t}, e_{2t}) \\ cov(e_{1t}, e_{2t}) & var(e_{2t}) \end{bmatrix} \quad (3.15)$$

ile ifade edilebilir. Matrisin tüm elemanları zamandan bağımsız olduğundan kapalı formu;

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 \end{bmatrix} \quad (3.16)$$

şeklinde gösterilir. $var(e_{it}) = \sigma_i^2$ ve $cov(e_{1t}, e_{2t}) = \sigma_{12} = \sigma_{21}$ olur (Enders, 2014: 285-287). Hata terimleri arasındaki korelasyon aynı zamanda değişkenler arasındaki eşanlı ilişkiyi yansıtmaktadır (Foroni, 2014).

3.2 Etki-Tepki Fonksiyonları

Ekonometrik modellerde VAR modellerine ilişkin katsayıların yorumlanması yerine etki tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması sonuçlarının yorumlanması daha anlamlı sonuçlar elde edilmesini sağlamaktadır.

Etki-tepki fonksiyonları, VAR modelinde yer alan değişkenlerin hata terimlerinde meydana gelen şoklara karşı ne yönde ve ne ölçüde tepki gösterdiklerini belirlemektedir. Başka bir deyişle değişkenlerden birine bir birimlik şok uygulandığında diğer değişken veya değişkenlerin bu değişime gösterdikleri tepkiyi vermektedir (Gacener, 2005: 110). Değişkenler arasındaki ölçü birimi farklılıkları etki-tepki katsayılarının yorumlanmasına imkan vermeyeceğinden dolayı uygulamada bir birimlik şok yerine, bir birimlik standart sapmalı şoklar kullanılmaktadır.

y_t ve z_t değişkenlerinden oluşan iki değişkenli ve bir dönem gecikmeli VAR modelinin matris gösterimi;

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (3.17)$$

veya $x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i e_{t-i}$ olduğundan,

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} e_{1t-i} \\ e_{2t-i} \end{bmatrix} \quad (3.18)$$

şeklinde yazılabilir. (3.18) nolu denklemdeki ifadeler, $\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \frac{1}{1-b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$ olacak şekilde yeniden düzenlendiğinde;

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \frac{1}{1-b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (3.19)$$

elde edilir. (3.19) nolu denklemin anlaşılabilirliğinin artırılması amacıyla 2×2 boyutundaki Φ_i matrisi ile basitleştirildiğinde; $\Phi_i = \frac{A_1^i}{1-b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix}$ eşitliği kullanılarak,

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \Phi_{11}(i) & \Phi_{12}(i) \\ \Phi_{21}(i) & \Phi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (3.20)$$

şeklinde yazılabilir. Bu gösterim sistemin hareketli ortalama gösterimi olarak ifade edilmektedir.

Denklemin kapalı formu ise;

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (3.21)$$

olarak elde edilir. Hareketli ortalama gösterimi, y_t ve z_t serileri arasındaki ilişkinin sınanması açısından oldukça kullanışlı bir araçtır. Denklemden yer alan Φ_i katsayıları, ε_{yt} ve ε_{zt} şoklarının zaman boyunca y_t ve z_t serileri üzerindeki etkilerini göstermektedir. $\Phi_{11}(i)$, $\Phi_{12}(i)$, $\Phi_{21}(i)$ ve $\Phi_{22}(i)$ katsayıları etki-tepki fonksiyonları olarak adlandırılmaktadır (Enders, 2014: 294-295).

3.3 Varyans Ayırıştırması

Varyans ayırıştırması bir değişkende meydana gelen değişimlerin kaynaklarının araştırılması için kullanılan bir yöntemdir. Varyans ayırıştırması ile her bir değişkendeki değişimin ne kadarının kendisinden, ne kadarının diğer değişkenlerde meydana gelen değişimlerden kaynaklandığı yüzde olarak ifade edilebilmektedir (Keating, 1992:41; Enders, 1995:311). Bir makroekonomik büyüklüğün üzerinde en etkili değişkenin hangisi olduğu varyans ayırıştırması ile belirlenirken, etkili bulunan bu değişkenin politika aracı olarak kullanılabilir olup olmadığı ise etki-tepki fonksiyonları ile belirlenmektedir.

n değişkenli ve bir gecikmeli VAR modelinin indirgenmiş kapalı formunu gösteren (3.37) nolu denkleme bir dönem gecikme uygulanarak;

$$x_{t+1} = A_0 + A_1 x_t + e_{t+1} \quad (3.22)$$

beklenen değeri alındığında;

$$E_t(x_{t+1}) = A_0 + A_1 x_t \quad (3.23)$$

elde edilir. Bir dönem sonraki tahmin hatası ise;

$$x_{t+1} - E_t(x_{t+1}) = e_{t+1} \quad (3.24)$$

şeklindedir. Aynı işlemler l dönem için yenilendiğinde l dönem sonraki tahmin değeri;

$$E_t(x_{t+l}) = (I + A_1 + A_1^2 + A_1^3 + \dots + A_1^{l-1})A_0 + A_1^l x_t \quad (3.25)$$

l dönem sonraki tahmin hatası ise;

$$e_{t+l} + A_1 e_{t+l-1} + A_1^2 e_{t+l-2} + \dots + A_1^{l-1} e_{t+1} \quad (3.26)$$

şeklinde ifade edilir. Yapısal modelin hareketli ortalamalı VAR modeli, standart VAR modeli ile tamamen aynı bilgileri içermesine rağmen, ε_t serisinin özelliklerinin tanımlanması açısından daha uygundur. x_{t+1} serisinin koşullu tahminini elde etmek için (3.21) nolu denklemi kullandığımızda bir dönem sonraki tahmin hatası $\Phi_0 \varepsilon_{t+1}$ olacaktır.

Model geliştirildiğinde

$$x_{t+l} = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i \varepsilon_{t+l-i} \quad (3.27)$$

elde edilir. l dönem sonraki tahmin hatası ise;

$$x_{t+l} - E_t(x_{t+l}) = \sum_{i=0}^{l-1} \Phi_i \varepsilon_{t+l-i} \quad (3.28)$$

olarak elde edilir. Aynı işlemler y_t serisi için yapıldığında serinin l dönem sonraki tahmin hatası;

$$\begin{aligned} y_{t+l} - E_t(y_{t+l}) &= \Phi_{11}(0)\varepsilon_{yt+l} + \Phi_{11}(1)\varepsilon_{yt+l-1} + \dots + \Phi_{11}(l-1)\varepsilon_{yt+1} \\ &+ \Phi_{12}(0)\varepsilon_{zt+l} + \Phi_{12}(1)\varepsilon_{zt+l-1} + \dots + \Phi_{12}(l-1)\varepsilon_{zt+1} \end{aligned} \quad (3.29)$$

y_{t+l} 'nin l dönem sonraki tahminin hata varyansı ise;

$$\begin{aligned} \sigma_y(l)^2 &= \sigma_y^2 [\Phi_{11}(0)^2 + \Phi_{11}(1)^2 + \dots + \Phi_{11}(l-1)^2] \\ &+ \sigma_z^2 [\Phi_{12}(0)^2 + \Phi_{12}(1)^2 + \dots + \Phi_{12}(l-1)^2] \end{aligned} \quad (3.30)$$

Denklemdaki bütün $\Phi_{ij}(i)^2$ değerleri pozitif olduğundan tahmin süresi uzadıkça hata varyansı artacaktır. Bunun yanı sıra, l dönem için hata varyansı her bir şokun etki oranına

göre ayrıştırılabilir. ε_{yt} ve ε_{zt} şoklarının $\sigma_y(l)^2$ üzerindeki etkileri sırasıyla (3.31) ve (3.32) nolu denklemlerde belirtilmiştir.

$$\frac{\sigma_y^2[\Phi_{11}(0)^2 + \Phi_{11}(1)^2 + \dots + \Phi_{11}(l-1)^2]}{\sigma_y(l)^2} \quad (3.31)$$

$$\frac{\sigma_z^2[\Phi_{12}(0)^2 + \Phi_{12}(1)^2 + \dots + \Phi_{12}(l-1)^2]}{\sigma_y(l)^2} \quad (3.32)$$

Öngörü hata varyansı ayrıştırması, her bir değişkendeki değişimin, kendisinden ve diğer değişkenlerde meydana gelen değişimlerden ne oranda kaynaklandığını göstermektedir (Enders, 2014: 301-302).

3.4 Yapısal VAR Modelleri

Sims (1980) tarafından geliştirilen kısıtsız VAR yaklaşımı, tüm değişkenlerin içsel olarak modele dahil edilmesi, belirlenmeyi sağlamak amacıyla parametreler üzerine keyfi kısıtlar getirilmesi ve modelde yer alan değişkenlerin sıralamasına bağlı olarak ortaya çıkan sonuçların değişmesi nedenleriyle eleştirilmiştir. Bunun üzerine Sims (1986) ve Bernanke (1986) tarafından yapısal VAR yaklaşımı geliştirilmiştir. Yapısal VAR modellerinde, kısıtsız VAR modellerinden elde edilen sonuçların geçici olmaması için değişkenlere ekonomik temellere uygun kısıtlar tanımlamak mümkündür (Enders, 2014:313). Yapısal VAR modelleri, iktisat teorisi çerçevesinde belirlenen kısıtların yer aldığı ve yapısal şokların kullanıldığı ekonomik bir modeldir. SVAR modellerinin, tek değişkenli istatistiksel yöntemlere göre en önemli üstünlüğü VAR modellerinin istatistiksel metodolojisiyle, geleneksel modellerin iktisadi teoriye dayanan ve büyük ölçüde kabul görmüş kısıtlarını birleştirmesidir (Yiğit ve Gökçe, 2012: 40). SVAR modellerini VAR modellerinden ayıran birincil özellik, ekonomi teorisinden türetilmesi ve değişkenlerin içsel ve dışsal özelliklerinin belli olmasıdır (Stock ve Watson, 2011: 649). ε_{yt} ve ε_{zt} yapısal şoklarının birleşimi olan hata terimleri;

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \frac{1}{1 - b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (3.33)$$

şeklinde ifade edilmektedir. Her ne kadar bu bileşik şoklar, y_t ve z_t için bir dönem sonraki tahmin hataları olsa da, yapısal bir yorumlamaları yoktur. Bu nedenle, tahmin için VAR kullanımı ile iktisadi analiz için kullanımı arasında önemli bir fark vardır. e_{1t} ve e_{2t} değerleri tahmin hata terimleridir ve eğer sadece öngörü ile ilgileniliyorsa tahmin hatalarının bileşenleri önem arz etmemektedir. ε_{yt} ve ε_{zt} şokları ise sırasıyla t dönemi için y_t ve z_t değişkenlerinin eşanlı etkilerini göstermektedir. Eğer etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırma analizleri elde edilmek isteniyorsa tahmin hataları yerine ε_{yt} ve ε_{zt} yapısal şoklarının kullanılması gerekmektedir. SVAR modellerinin kullanım amacı, e_{1t} ve e_{2t} hata terimleri üzerinden ε_{yt} ve ε_{zt} yapısal şoklarını elde edilebilmek için iktisadi teoremin kullanılmasıdır. İktisadi teoriye dayanmaksızın konulan kısıtlar sonucunda elde edilen şoklar yanlış tanımlanabilir ve dolayısıyla etki tepki fonksiyonları ile varyans ayrıştırma analizinin yanıltıcı sonuçlar vermesi olasıdır. Söz konusu sorunlara çözüm bulmak amacıyla geliştirilen SVAR modellerinde amaç, iktisadi model kullanarak yapısal şoklar arasındaki ilişkinin tahmin edilmesidir. Yöntemin anlaşılabilmesi için n değişkenli VAR modelindeki tahmin hataları ile yapısal şoklar arasındaki ilişki incelenebilir. Bu ilişki gecikme uzunluğundan etkilenmediğinden, n değişkenli ve bir gecikmeli model ile ele alınabilir.

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} & \cdots & b_{1n} \\ b_{21} & 1 & b_{23} & \cdots & b_{2n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ b_{n1} & b_{n2} & b_{n3} & \cdots & b_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ \vdots \\ x_{nt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \\ \vdots \\ b_{n0} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} & \cdots & \gamma_{1n} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} & \cdots & \gamma_{2n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \gamma_{n1} & \gamma_{n2} & \gamma_{n3} & \cdots & \gamma_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1t-1} \\ x_{2t-1} \\ \vdots \\ x_{nt-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{nt} \end{bmatrix} \quad (3.34)$$

Denklemin kapalı formu;

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.35)$$

şeklindedir. Eşitliğin her iki tarafı B^{-1} ile çarpıldığında;

$$x_t = B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1 x_{t-1} + B^{-1}\varepsilon_t \quad (3.36)$$

ve $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$, $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$, $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ olarak ifade edildiğinde;

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (3.37)$$

şeklinde elde edilir. Burada dikkat edilmesi gereken birincil husus gözlemlenen e_t hata değerlerini kullanarak $\varepsilon_t = B e_t$ olacak şekilde sistemi sınırlandırmaktır. Ancak, b_{ij} 'lerin seçimleri tamamen rastgele olmamalıdır. Sisteme gerekli kısıtların konulmasında esas alınacak husus, bağımsızlık koşulunu sağlayacak şekilde farklı ε_{it} 'lerin kapsanmasıdır. Modelin belirlenme probleminin çözülebilmesi için bilinmeyen değişken sayısının modelde yer alan denklem sayısına eşit olması gerekmektedir.

En küçük kareler yöntemi kullanılarak türetilen varyans/kovaryans matrisi;

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1n} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 & \cdots & \sigma_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{n1} & \sigma_{n2} & \cdots & \sigma_n^2 \end{bmatrix} \quad (3.38)$$

olmak üzere

$$\sigma_{ij} = (1/T) \sum_{t=1}^T e_{it} e_{jt} \quad (3.39)$$

şeklinde elde edilir (Enders, 2014: 314-315).

Varyans-kovaryans matrisi, simetrik olduğundan $(n^2 + n)/2$ tane farklı eleman içermektedir. B matrisi ise özdeş köşegen elemanlarına sahip olduğundan, toplam $(n^2 - n)$ tane bilinmeyen değişkene sahiptir. Yapısal modelde yer alan n^2 bilinmeyen değer için, n adet bilinmeyen $var(\varepsilon_{it})$ bulunmaktadır. Dolayısıyla B matrisi ile $var(\varepsilon_{it})$ matrisinde toplam bilinmeyen değişken sayısı n^2 olmaktadır. n^2 bilinmeyeni, varyans kovaryans matrisinde yer alan $(n^2 + n)/2$ tane bağımsız bilinen ile tanımlayabilmek için $(n^2 - n)/2$ tane kısıta ihtiyaç vardır. Sonuç olarak kısıtsız VAR modelinden yapısal modeli tahmin edebilmek için sisteme $(n^2 - n)/2$ tane kısıt konulması gerekmektedir.

Kısıtların tanımlanmasında birçok farklı yöntem geliştirilmiştir. Bunlar:

- Kısa dönemli sıfır kısıtlaması (Cholesky Ayrışması)
- İşaret kısıtlamaları
- Uzun dönem sıfır kısıtlaması (Blanchard-Quah Ayrışması)
- Teori bazlı kısıtlamalar
- Değişen varyans aracılığıyla konulan kısıtlamalar

Cholesky Ayrıştırması yapısal modelin tahmin edebilmesi için sisteme kısa dönemli sıfır kısıtlamalarını getiren bir yöntemdir. Bu yöntemle B matrisi alt üçgensel matris haline dönüştürülerek köşegenin üzerinde kalan tüm elemanların sıfır olmasını sağlayacak kısıtlar tanımlanmaktadır. Ancak söz konusu yöntemde etki-tepki fonksiyonları değişkenlerin sıralamasına son derece duyarlıdır ve her farklı sıralama, sonuçları önemli ölçüde etkileyebilecektir. Belirtilen sorunlar dolayısıyla ekonomik teoriye göre kısıtların tanımlandığı ve değişkenlerin sıralamasının önemli olmadığı SVAR modellerinin kullanılması önerilmektedir (Apaydın ve Taşdoğan, 2019).

$y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt})'$ şeklinde n değişkenli p gecikmeli VAR(p) modelinin gösterimi;

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + e_t \quad (3.40)$$

şeklinindedir. Burada, A_i ($n \times n$) boyutlu katsayı matrisi, e_t ise $E(e_t) = 0$ ve $E(e_t e_t') = \Sigma_e$ ile beyaz gürültü sürecine sahip hata terimleridir. (3.40) numaralı denklemdeki VAR modelinin VMA (Vektör Hareketli Ortalama) gösterimi;

$$\Phi_s = \sum_{j=1}^s \Phi_{s-j} A_j, \quad s = 1, 2, \dots \text{ ve } \Phi_0 = I_n \text{ olmak üzere}$$

$$y_t = e_t + \Phi_1 e_{t-1} + \Phi_2 e_{t-2} + \dots \quad (3.41)$$

şeklinindedir. Φ_j matrisleri tahmin hatalarının etki tepkilerini göstermektedir. Σ_e 'nin diagonal bir matris olmaması, e_t 'lerin bileşenlerinin eşanlı ilişkili olması nedeniyle değişkenler arasındaki ilişkilerin doğru bir şekilde yansıtılmamasına sebebiyet verebilmektedir. VAR sisteminde her bir eşitlikteki kalıntıların birbiriyle korelasyonsuz olduğu yani Σ_e 'nun diagonal olduğu varsayılmaktadır. Ancak bu varsayım iktisadi

verilerde çoğu zaman geçerli olmamaktadır. Dolayısıyla değişkenler arasındaki eşanlı ilişkilerin modele dahil edilmesi (3.40) numaralı denklemdeki VAR modelinin aşağıda (3.42) numaralı denklemde tanımlanan Yapısal VAR modeline dönüştürülmesiyle mümkündür (Arabacı ve Baştürk, 2013: 574).

VAR(p) modelinin yapısal form gösterimi özel belirlenmiş bir \mathcal{A} ve \mathcal{B} matrisleri için;

$$\mathcal{A}y_t = A_1^* y_{t-1} + \dots + A_p^* y_{t-p} + \mathcal{B}\varepsilon_t \quad (3.42)$$

şeklinde ifade edilmektedir. ε_t 'ler beyaz gürültü sürecine sahip yapısal şoklar iken $i = 1, \dots, p$ olmak üzere A_i^* 'lerin $A_i^* = \mathcal{A}A_i$ eşitliğine sahip katsayı matrisi olduğu varsayılmaktadır. SVAR modelinin her iki tarafı \mathcal{A}^{-1} ile çapıldığında;

$$y_t = \mathcal{A}^{-1}A_1^* y_{t-1} + \dots + \mathcal{A}^{-1}A_p^* y_{t-p} + \mathcal{A}^{-1}\mathcal{B}\varepsilon_t \quad (3.43)$$

elde edilir.

SVAR modelleri, iktisadi beklentilere ya da araştırmacının beklentilerine göre belirlediği \mathcal{A} ve \mathcal{B} kısıt matrisleri ile etki tepki fonksiyonlarını kullanarak yapısal şokları tanımlamaktadır. Ayrıca SVAR modeli yapısal bir model olsa da indirgenmiş VAR(p) modelinden ayrılmakta ve sadece \mathcal{A} ve \mathcal{B} matrislerine kısıtlamalar getirilmektedir. $e_t = \mathcal{A}^{-1}\mathcal{B}\varepsilon_t$ ile $\Sigma_e = \mathcal{A}^{-1}\mathcal{B}\mathcal{B}'(\mathcal{A}^{-1})'$ varyans-kovaryans matrisi kullanılarak SVAR modellerinin indirgenmiş formundan hata terimleri elde edilmektedir.

Bu çerçevede \mathcal{A} ve/veya \mathcal{B} matrislerine uygulanan kısıtlara göre A Modeli, B Modeli ve AB Modeli olmak üzere üç tür SVAR modelinden bahsedilmektedir.

3.4.1 A Modeli

A modeli, eşanlı ilişkili olmayan hata terimlerine sahip bir model kurabilmek için; \mathcal{A} matrisi üzerine kısıtlar konularak doğrudan gözlemlenebilir değişkenler arasındaki eşanlı veya kısa dönem ilişkilerin modellenmesi amacıyla geliştirilmiştir.

Bu amaçla $j = 1, \dots, p$ olmak üzere A_j^* 'lerin $A_j^* = \mathcal{A}A_j$ eşitliğine sahip katsayı matrisi olduğu varsayımıyla,

$$\mathcal{A}y_t = A_1^* y_{t-1} + \dots + A_p^* y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.44)$$

denkleminde

$$\varepsilon_t = \mathcal{A}e_t \quad (3.45)$$

eşitliğini sağlayan köşegen kovaryans matrisine sahip ε_t 'lerin elde edilmesini sağlayacak \mathcal{A} matrisi bulunmaktadır. \mathcal{B} matrisinin birim matris olarak alındığı A modelinde, \mathcal{A} matrisine en az $n(n-1)/2$ tane kısıt getirilmektedir.

$\theta_j = \Phi_j \mathcal{A}^{-1}$, ($j = 0, 1, 2, \dots$) olmak üzere ε_t 'lerin MA gösterimi;

$$y_t = \theta_0 \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots \quad (3.46)$$

şeklinde gösterilir. θ_j matrisleri ε_t şoklarının tepkilerini ifade etmektedir. (3.44) nolu denklemden kısıtlı bir yapısal formun bulunması halinde etki tepki katsayıları benzersiz olacaktır. Değişkenler arasındaki eşanlı etkileri içeren benzersiz \mathcal{A} matrisinin tespit edilmesi için gerekli kısıtların konulması oldukça önemlidir.

Köşegen matris olan $\Sigma_\varepsilon = \mathcal{A}\Sigma_e\mathcal{A}'$ eşitliğine sahip Σ_ε 'nin $n(n-1)/2$ bağımsız denkleme sahip olduğu yani $\mathcal{A}\Sigma_e\mathcal{A}'$ 'nin $n(n-1)/2$ tane köşegen dışı elemanının 0 değerini aldığı ileri sürülmektedir. \mathcal{A} 'nın n^2 tane elemanını elde edebilmek için n^2 eşitliğe yani $n(n+1)/2$ tane daha denkleme ihtiyaç duyulacaktır. Bu durum da \mathcal{A} matrisine konulan kısıtlarla oluşturulmaktadır. \mathcal{A} 'nın köşegen elemanları 1'e eşit olacak şekilde belirlenebilir. Bu normalleştirme işlemi y_{nt} 'nin içsel değişken olarak (3.44) nolu denklemin n _inci eşitliğinde elde edilmesine imkan vermektedir. Bu işleme ek olarak $n(n-1)/2$ tane daha kısıtın konulması gerekmektedir. Wold nedensel sıralaması koşulları sağlanıyorsa y_{1t} 'nin diğer tüm değişkenler üzerinde eşanlı etkiye sahip olduğu durumda y_{2t} de y_{1t} dışındaki tüm değişkenler üzerinde eşanlı etkiye sahip olabilir. Söz konusu ilişkiyi gösteren \mathcal{A} matrisi;

$$\mathcal{A} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ a_{21} & 1 & & 0 \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ a_{n1} & a_{n2} & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

şeklinde alt üçgensel matristir. \mathcal{A} matrisine tanımlanan kısıtlamalarla oluşturulan modele A modeli denilmektedir. ε_t yapısal şoklarının ve etki tepki katsayılarının tam tanımlanabilmesi için \mathcal{A} matrisinin köşegen dışı elemanlarına $n(n-1)/2$ kısıtın konulması gerekmektedir. Yapılan kısıtlamalar \mathcal{A} matrisini alt üçgensel matris yapıyorsa aynı durum \mathcal{A}^{-1} için de geçerli olacaktır. Dolayısıyla elde edilen θ_j etki tepki katsayıları Cholesky ayrıştırması yapılarak elde edilen katsayılar ile niteliksel olarak aynıdır.

3.4.2 B Modeli

Gözlemlenebilir değişkenler arasındaki ilişkilerin doğrudan belirlenmesinden ziyade yapısal şokların yorumlanmasına odaklanan B modeli; yapısal şokların, tahmin hatalarının $e_t = \mathcal{B}\varepsilon_t$ şeklinde doğrusal bir fonksiyonu olarak \mathcal{B} matrisine kısıtlar konulmasını öngören bir modeldir. Yapısal şokların varyansları 1'e eşit olacak şekilde normalleştirildiğinde, $\varepsilon_t \sim (0, I_n)$, $\Sigma_e = \mathcal{B}\mathcal{B}'$ olur. Kovaryans matrisinin simetrik olmasından dolayı, bu ilişkiler sadece $n(n+1)/2$ farklı denklemler belirtirken \mathcal{B} 'nin tüm n^2 elemanlarını tanımlamak için $n(n-1)/2$ eşitliğe daha ihtiyacımız vardır. A modelinde olduğu gibi \mathcal{B} matrisini alt üçgensel matris olarak seçtiğimizde yeterli sayıda kısıt sağlanmış olur. Bunun sonucu olarak Cholesky ayrıştırmasıyla \mathcal{B} 'nin seçilmesi, tanımlama veya benzersizlik problemini çözmektedir. Yapısal şoklara tanımlanan kısıtlar teorik varsayımlar çerçevesinde belirlenmektedir. Bu nedenle \mathcal{B} matrisine başka sıfır kısıtlamaların tanımlanması da mümkündür ve alt üçgensel matris yapısı sadece bir örnek olarak gösterilebilir. \mathcal{B} matrisine,

$$e_t = \mathcal{B}\varepsilon_t \text{ ve } \varepsilon_t \sim (0, I_n)$$

olacak şekilde kısıtların tanımlandığı model B modeli olarak adlandırılmaktadır. \mathcal{A} matrisinin birim matris olarak alındığı B modelinde, \mathcal{B} matrisine A modelindekiyle aynı sayıda en az $n(n-1)/2$ tane kısıt getirilmektedir.

3.4.3 AB Modeli

AB modelinde hem \mathcal{A} hem de \mathcal{B} matrislerine eşanlı olarak en az $n^2 + n(n-1)/2$ sayıda kısıt uygulanarak içsel değişkenler arasındaki eşanlı ilişkiler ile yapısal şokların etkileri bir arada açıklanabilmektedir.

AB modeli,

$$\mathcal{A}e_t = \mathcal{B}\varepsilon_t \text{ ve } \varepsilon_t \sim (0, I_n) \quad (3.47)$$

şeklinde ifade edilmektedir. Bu durumda doğrudan gözlemlenebilir değişkenlerden ziyade indirgenmiş form modelinin hataları için eşzamanlı bir denklem sistemi oluşturulmaktadır. Böylelikle model, gözlemlenebilir değişkenler için doğrudan ilişkilerin belirlenmesinden yapısal şoklar için ilişkilerin oluşturulmasına geçişi açıklamaktadır.

(3.47) nolu eşitlikten $e_t = \mathcal{A}^{-1}\mathcal{B}\varepsilon_t$ ve $\Sigma_e = \mathcal{A}^{-1}\mathcal{B}\mathcal{B}'(\mathcal{A}^{-1})'$ olarak elde edilir. Böylece \mathcal{A} ve \mathcal{B} matrislerinin her biri n^2 elemana sahipken $vech(\Sigma_e) = vech(\mathcal{A}^{-1}\mathcal{B}\mathcal{B}'(\mathcal{A}^{-1})')$, $n(n+1)/2$ eşitliğe sahiptir. Dolayısıyla \mathcal{A} ve \mathcal{B} 'nin $2n^2$ elemanını belirleyebilmek için $2n^2 - \frac{1}{2}n(n+1)$ ek kısıta ihtiyaç vardır. \mathcal{A} 'nın köşegen elemanları 1'e eşit olsa bile tanımlama için $2n^2 - n - \frac{1}{2}n(n+1)$ kısıt daha gerekmektedir. Bu nedenle çoğu uygulamada yöntemin, $\mathcal{A} = I_n$ (B Modeli) veya $\mathcal{B} = I_n$ (A Modeli) şeklinde özel durumlarının kullanılması oldukça yaygındır. Yine de özel durumlara kıyasla genel model olan AB modeli SVAR analizi için faydalı bir çerçevedir (Lüthkepohl, 2005: 358-365).

Modelde, \mathcal{A} ve \mathcal{B} matrislerine konulan kısıtlar kullanılarak (3.48) nolu denklemde yer alan logaritmik en çok olabilirlik fonksiyonunun maksimizasyonu ile parametreler tahmin edilmektedir.

$$\ln L_c(\mathcal{A}, \mathcal{B}) = -\frac{kT}{2} \ln(2\pi) + \frac{T}{2} \ln |\mathcal{A}|^2 - \frac{T}{2} \ln |\mathcal{B}|^2 - \frac{T}{2} \text{tr} \left(\mathcal{A}^T \mathcal{B}^{-1T} \mathcal{B}^{-1} \mathcal{A} \tilde{\Sigma}_e \right) \quad (3.48)$$

Burada, T ve $\tilde{\Sigma}_e$ sırasıyla gözlem sayısını ve hata terimi için tutarlı varyans kovaryans tahmincisini göstermektedir (Pfaff, 2008: 2-4).



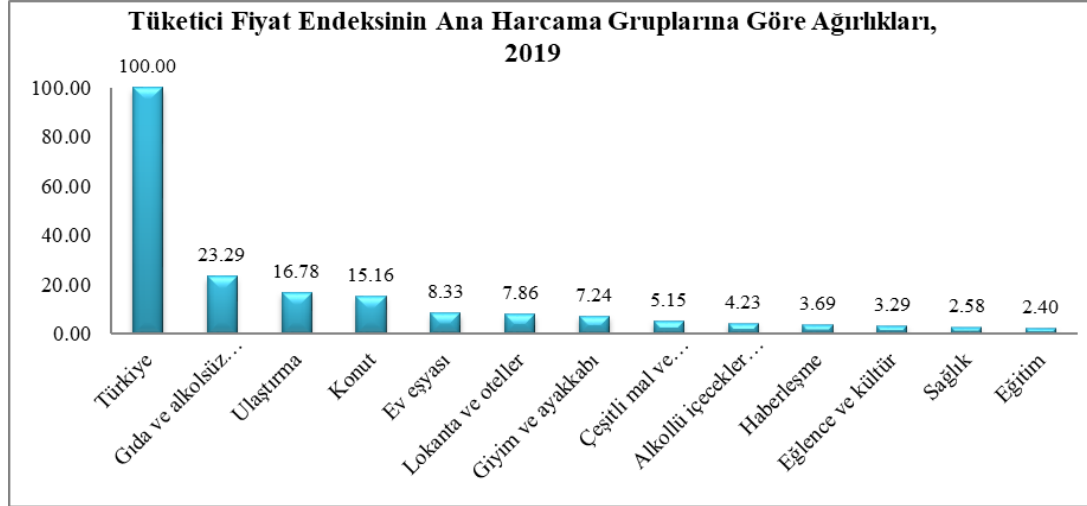
4. UYGULAMA

Çalışmanın uygulama kısmını oluşturan dördüncü bölümü, bir önceki bölümde anlatılan teorik çerçeve doğrultusunda üç alt kısma ayrılmıştır. Birinci kısımda, çalışmada kullanılan veri seti tanıtılarak değişkenlere ilişkin durağanlık sınamalarına yer verilmiştir. İkinci kısımda, Türkiye’de döviz kurunun üretici ve tüketici fiyatlarına geçiş etkisi yapısal VAR modeli ile tahmin edilmiştir. Son kısımda ise yapısal şoklara ait etki tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırma analizleri gerçekleştirilerek analizlerden elde edilen sonuçlar yorumlanmıştır.

4.1 Veri Seti ve Değişkenlerin Zaman Serisi Özelliklerinin İncelenmesi

Çalışmada 2006 Ocak – 2018 Kasım dönemine ilişkin aylık veriler kullanılmıştır. Bu kapsamda analize dahil edilen değişkenler; tüketici fiyat endeksi, üretici fiyat endeksi, sanayi üretim endeksi, ithalat birim değer endeksi, nominal döviz kuru ve döviz kuru oynaklığıdır. Döviz kuru oynaklığı değişkeni hariç diğer değişkenler SVAR modeline logaritmik formda dahil edilmiştir. Aynı zamanda, nominal döviz kuru hariç diğer tüm değişkenler (2010=100) yılı fiyatlarıyla analize eklenmiştir. Çalışmada aylık veriler kullanılmasından dolayı SVAR modeline dahil edilmesi planlanan ekonomik aktivite değişkeni için GSYİH (Gayri Safi Yurtiçi Hasıla)’nın üçer aylık dönemler itibariyle hesaplanması nedeniyle bu değişkeni temsil eden vekil değişken olarak mevsimsel etkilerden arındırılmış sanayi üretim endeksi değişkeni tercih edilmiştir. Tüketici fiyat endeksi, üretici fiyat endeksi, sanayi üretim endeksi ve ithalat birim değer endekslerine Türkiye İstatistik Kurumu'nun veri tabanından, nominal döviz kuruna (\$/TL) ise Merkez Bankası'nın Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden ulaşılmıştır. Döviz kuru oynaklığı değişkeni ise logaritmik birinci sıra farkı alınmış olan nominal döviz kurunun GARCH(1,1) modelinden hesaplanan koşullu varyanslarının karekökü alınarak ölçülmüş ve GARCH(1,1) sonuçları Ek Tablo 1’de verilmiştir.

Bu çalışmayı diğerlerinden ayıran en önemli özelliği, Tüketici Fiyat Endeksi'nin genel endeksi yanında ana harcama grubu bazında da geçiş etkisinin büyüklüğü araştırılmıştır. Analizde kullanılan 12 ana harcama grubunun TÜFE içindeki ağırlıkları Şekil 4.1’de gösterilmiştir.



TÜİK, Tüketici Fiyat Endeksi, 2019

Şekil 4.1 Tüketici Fiyat Endeksinin Ana Harcama Gruplarına Göre Ağırlıkları, 2019

Çizelge 4.1 Analize Dahil Edilen Değişkenler ve Kodları

Değişken Adı	Değişken Kodu
Nominal Döviz Kuru	<i>ldk</i>
Döviz Kuru Oynaklığı	<i>dk_vol</i>
İthalat Birim Değer Endeksi	<i>lith</i>
Sanayi Üretim Endeksi	<i>lsue</i>
Üretici Fiyat Endeksi	<i>lufe</i>
Tüketici Fiyat Endeksi_Genel	<i>ltufe</i>
Tüketici Fiyat Endeksi_Gıda ve Alkolsüz İçecekler	<i>ltufe_1</i>
Tüketici Fiyat Endeksi_Alkollü İçecekler ve Tütün	<i>ltufe_2</i>
Tüketici Fiyat Endeksi_Giyim ve Ayakkabı	<i>ltufe_3</i>
Tüketici Fiyat Endeksi_Konut	<i>ltufe_4</i>
Tüketici Fiyat Endeksi_Ev Eşyası	<i>ltufe_5</i>
Tüketici Fiyat Endeksi_Sağlık	<i>ltufe_6</i>
Tüketici Fiyat Endeksi_Ulaştırma	<i>ltufe_7</i>
Tüketici Fiyat Endeksi_Haberleşme	<i>ltufe_8</i>
Tüketici Fiyat Endeksi_Eğlence ve Kültür	<i>ltufe_9</i>
Tüketici Fiyat Endeksi_Eğitim	<i>ltufe_10</i>
Tüketici Fiyat Endeksi_Lokanta ve Oteller	<i>ltufe_11</i>
Tüketici Fiyat Endeksi_Çeşitli Mal ve Hizmetler	<i>ltufe_12</i>
Not: Değişken kodlarının başında yer alan "l" harfi logaritmik formu ifade etmektedir.	

Analize dahil edilen tüm değişkenler ve değişkenlere ait kodları ise Çizelge 4.1'de yer almaktadır.

Eşbütünleşik sistemlerden elde edilen etki tepkilerin ve öngörü hata varyans ayrıştırmasının asimptotik özellikleri, durağan sistemlerden elde edilen etki tepki ve varyans ayrıştırması asimptotik özellikleri ile aynıdır (Lütkepohl, 2005: 321). Dolayısıyla değişkenlerin VAR modeline düzeyde mi birinci sıra farkları ile mi dahil edileceğine karar vermek için sistemin eşbütünleşik olup olmadığını araştırmak gerekmektedir. Bu doğrultuda çalışmada değişkenlerin öncelikle durağanlık dereceleri birim kök analizi ile ve daha sonra değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkiler ise eşbütünleşme testi yardımıyla incelenecektir.

Çizelge 4.2 Düzeyde Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF test istatistiği değeri	p-değeri	Gecikme uzunluğu
<i>ldk</i>	-1,5272	0,8161	3
<i>lith</i>	-2,4327	0,3613	3
<i>lsue</i>	-2,6565	0,2563	5
<i>lufe</i>	0,3160	0,9986	2
<i>ltufe</i>	1,3219	0,9999	4
<i>ltufe_1</i>	-0,8849	0,9540	8
<i>ltufe_2</i>	-2,3388	0,4102	0
<i>ltufe_3_sa*</i>	0,0568	0,9966	4
<i>ltufe_4</i>	-2,2294	0,4695	2
<i>ltufe_5</i>	1,2093	0,9999	2
<i>ltufe_6</i>	1,0516	0,9999	1
<i>ltufe_7</i>	-0,5078	0,9823	2
<i>ltufe_8_sa*</i>	-1,6349	0,7747	0
<i>ltufe_9</i>	-0,1842	0,9929	1
<i>ltufe_10_sa*</i>	1,1425	0,9999	1
<i>ltufe_11</i>	-0,5748	0,9788	1
<i>ltufe_12</i>	-0,7137	0,9697	2

Not: ADF eşitliği deterministik bileşenlerden sabit terimi ve trendi içermektedir. Uygun gecikme uzunluğu maksimum gecikme 13 olmak üzere SIC kullanılarak seçilmiştir.

*sa: Seasonal Adjustment. Mevsimsellikten arındırılmış serileri ifade etmektedir.

Çalışmada serilerin durağan olup olmadıklarının belirlenmesinde, ekonometrik analizlerde en çok tercih edilen birim kök testlerinden biri olan Genişletilmiş Dickey Fuller testi (ADF) kullanılmıştır. ADF testinde sıfır hipotezi ilgili serinin birim kök içerdiğini, alternatif hipotez ise ilgili serinin durağan olduğunu ifade eder ve ADF test istatistikleri ADF kritik değerlerinden küçükse sıfır hipotezi reddedilebilir. Çizelge 4.1 ve Çizelge 4.2’de sunulan ADF birim kök testi sonuçları incelendiğinde logaritmik formda tüm

değişkenlerin düzey değerlerinin birim kök içerdiği tespit edilmiştir. Logaritması alınan değişkenlerin birinci derece farkları incelendiğinde ise TÜFE 12 ana harcama grubu dahil tüm değişkenlerin durağan olduğu gözlemlenmiştir. Böylece analize dahil edilecek tüm değişkenlerin birinci derecede fark durağan olduğu sonucuna varılmıştır.

Eşbütünleşme yaklaşımı, uzun dönem serilerinde fark almaktan kaynaklanan bilgi kaybını ve çözümsüzlüğünü önleyen bir yaklaşımdır. Serilerin grafiklerine bakıldığında belirli bir ortak trend ve bu serilerin aralarındaki doğrusal farkın sabitliği söz konusu ise bu serilerin eşbütünleşme olma ihtimali yüksektir. Bu sebeple, durağan seriler arasındaki uzun dönem ilişkiler incelenmez. Değişkenler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi olabilmesi için, belli bir ilişki etrafında sürekli ona dönme eğilimi taşıyacak şekilde dalgalanma göstermesi beklenir (Tarı, 2012: 415).

Çizelge 4.3 Birinci Derece Farkta Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF test istatistiği değeri	p-değeri	Gecikme uzunluğu
Δddk	-6,2220	0,0000	2
$\Delta lith$	-8,9708	0,0000	0
$\Delta lsue$	-14,842	0,0000	0
$\Delta lufe$	-7,7300	0,0000	1
$\Delta ltufe$	-7,1626	0,0000	3
$\Delta ltufe_1$	-7,6324	0,0000	7
$\Delta ltufe_2$	-11,420	0,0000	0
$\Delta ltufe_{3_sa}$	-8,4674	0,0000	4
$\Delta ltufe_4$	-8,7195	0,0000	0
$\Delta ltufe_5$	-7,9868	0,0000	0
$\Delta ltufe_6$	-8,6336	0,0000	0
$\Delta ltufe_7$	-8,5979	0,0000	1
$\Delta ltufe_{8_sa}$	-12,082	0,0000	0
$\Delta ltufe_9$	-9,4515	0,0000	0
$\Delta ltufe_{10_sa}$	-13,451	0,0000	0
$\Delta ltufe_{11}$	-7,7976	0,0000	0
$\Delta ltufe_{12}$	-8,4489	0,0000	1

Eşbütünleşme analizi yapılabilmesi için serilerin aynı dereceden bütünlük olması ve eşbütünleşme denkleminin hata terimlerinin başka bir deyişle uzun dönem denge patikasından sapmaların durağan olması gerekmektedir. Eşbütünleşik serilerde, iki veya daha fazla durağan olmayan seriler arasında var olan uzun dönem ilişkisine ait denge

parametrelerine ulaşmak için ekonometri literatüründe en sık kullanılan yöntemler Engle-Granger (1987) ve Johansen (1991) yöntemleridir. Bu çalışmada değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını ortaya koymak amacıyla Johansen eşbütünleşme testi kullanılmıştır.

Çizelge 4.4 Johansen Eşbütünleşme Testi ile Eşbütünleşme Vektör Sayıları

TÜFE Ana Harcama Grupları	İz İstatistiği			Maksimum Özdeğer İstatistiği		
	Eşbütünleşme Vektör Sayısı	Test İst. Değeri	p-değeri	Eşbütünleşme Vektör Sayısı	Test İst. Değeri	p-değeri
Genel	1	103,5234	0,0131	1	51,2428	0,0019
Gıda ve Alkolsüz İçecekler	1	109,4404	0,0041	1	51,3267	0,0018
Alkollü İçecekler ve Tütün	1	106,6488	0,0072	1	41,4398	0,0349
Giyim ve Ayakkabı	2	80,3179	0,0057	2	36,2029	0,0259
Konut	1	122,4221	0,0002	1	53,5232	0,0009
Ev Eşyası	2	74,5682	0,0199	1	42,3357	0,0274
Sağlık	1	87,2617	0,0011	1	45,0930	0,0016
Ulaştırma	2	48,8143	0,0405	2	30,6270	0,0197
Haberleşme	1	105,8024	0,0085	1	46,5835	0,0081
Eğlence ve Kültür	1	78,5445	0,0085	1	36,5964	0,0231
Eğitim	1	82,7238	0,0033	1	42,5391	0,0036
Lokanta ve Oteller	1	78,2290	0,0091	1	45,1896	0,0015
Çeşitli Mal ve Hizmetler	1	115,5153	0,0011	1	48,92927	0,0039

Hem TÜFE genel hem de 12 ana harcama grubu için değişkenler arasında eşbütünleşme vektör sayısına Johansen eşbütünleşme testinde iz istatistiği ve maksimum özdeğer istatistiği yardımıyla karar verilmiştir. Johansen eşbütünleşme testi sonuçları Çizelge 4.4'te sunulmuştur. Test sonuçlarına göre hem TÜFE'nin genel endeksi hem de ana harcama grupları için değişkenler arasında her iki test istatistiğine göre de en az bir tane eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu tespit edilmiştir. Böylece SVAR modeline değişkenler düzeyde ilave edilmiştir.

4.2 Yapısal VAR Modelinde (SVAR) Kullanılan Kısıtlar

Yapısal VAR modelleri, iktisadi teori çerçevesinde belirlenen kısıtlar doğrultusunda yapısal şokların etkisinin araştırılması amacıyla oluşturulan modellerdir. Yapısal VAR modelleri ile kısıtsız VAR modelleri arasındaki temel farklar; iktisadi teoriye dayanarak kısıtların belirlenmesi ve değişkenlerin içsel ve dışsal olarak ayrımının önceden belli olmasıdır. Çalışmamızda kullanılan değişkenlere tanımlanan kısıtlar Kahn (1987), Menon (1995) ve Goldberg ve Knetter (1996) çalışmaları esas alınarak iktisadi teori çerçevesinde aşağıdaki şekilde belirlenmiştir.

- i. Nominal döviz kuru sistemde yer alan diğer değişkenlerin şoklarından eşzamanlı olarak etkilenmemekte ancak diğer değişkenlerin şoklarını eşzamanlı olarak etkilemektedir.
- ii. Döviz kuru oynaklığı yalnızca nominal döviz kuru şokundan eşzamanlı olarak etkilenmekte olup sistemde yer alan nominal döviz kuru dışında tüm değişkenlere ait şokları eşzamanlı olarak etkilemektedir.
- iii. İthalat birim değer endeksi şokları tüketici ve üretici fiyat endeksleri şoklarını eşzamanlı olarak etkilemekte ve kendisi nominal döviz kuru, döviz kuru oynaklığı ve sanayi üretim endeksine ait şoklardan eşzamanlı olarak etkilenmektedir.
- iv. Sanayi üretim endeksi şokları tüketici ve üretici fiyat endeksleri ile ithalat birim değer endeksi şoklarını eşzamanlı olarak etkilemekte, kendisi nominal döviz kuru ve döviz kuru oynaklığından etkilenmektedir.
- v. Üretici fiyat endeksi şoku sadece tüketici fiyat endeksi şokunu eş zamanlı olarak etkilerken kendisi sanayi üretim endeksi, ithalat birim değer endeksi, nominal döviz kuru ve döviz kuru oynaklığından eşzamanlı olarak etkilenmektedir.
- vi. Tüketici fiyat endeksi sistemde yer alan tüm değişkenlerin şoklarından eşzamanlı olarak etkilenmekte olup kendisi hiçbir değişkenin şokuna eşzamanlı olarak etki yapmamaktadır.

İktisadi teori baz alınarak oluşturulan kısıtlar altında (4.1)'deki A ve B matrisleri belirlenmiştir.

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} & b_{14} & b_{15} & b_{16} \\ 0 & 1 & b_{23} & b_{24} & b_{25} & b_{26} \\ 0 & 0 & 1 & 0 & b_{35} & b_{36} \\ 0 & 0 & b_{43} & 1 & b_{45} & b_{46} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & b_{56} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{ltüfe} \\ \varepsilon_t^{lüfe} \\ \varepsilon_t^{lsue} \\ \varepsilon_t^{lith} \\ \varepsilon_t^{dk.vol} \\ \varepsilon_t^{ldk} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & a_{33} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & a_{44} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & a_{55} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & a_{66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^{ltüfe} \\ e_t^{lüfe} \\ e_t^{lsue} \\ e_t^{lith} \\ e_t^{dk.vol} \\ e_t^{ldk} \end{bmatrix} \quad (4.1)$$

(4.1)'de tanımlanan kısıt matrisleri, TÜFE Genel grubu ile Gıda ve alkolsüz içecekler, Alkollü içecekler ve tütün, Giyim ve ayakkabı, Konut, Ev eşyası, Haberleşme, Çeşitli mal ve hizmetler ana harcama grupları için tanımlanmıştır. (4.2)'de tanımladığımız diğer kısıt matrisleri ise Sağlık, Ulaştırma, Eğlence ve kültür, Eğitim, Lokanta ve oteller ana harcama grupları için tanımlanmıştır. Söz konusu ana harcama grupları için kurulan yapısal VAR modellerinde harcama gruplarının TÜFE'nin hizmet kalemlerini içeren harcama grupları olması dolayısıyla sanayi üretim endeksi değişkeninin anlamlı etkisinin bulunmayacağı görüşüyle hariç tutulması uygun bulunmuştur.

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} & b_{14} & b_{15} \\ 0 & 1 & 0 & b_{24} & b_{25} \\ 0 & b_{32} & 1 & b_{34} & b_{35} \\ 0 & 0 & 0 & 1 & b_{45} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{ltüfe} \\ \varepsilon_t^{lith} \\ \varepsilon_t^{lüfe} \\ \varepsilon_t^{dk.vol} \\ \varepsilon_t^{ldk} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & a_{33} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & a_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & a_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^{ltüfe} \\ e_t^{lith} \\ e_t^{lüfe} \\ e_t^{dk.vol} \\ e_t^{ldk} \end{bmatrix} \quad (4.2)$$

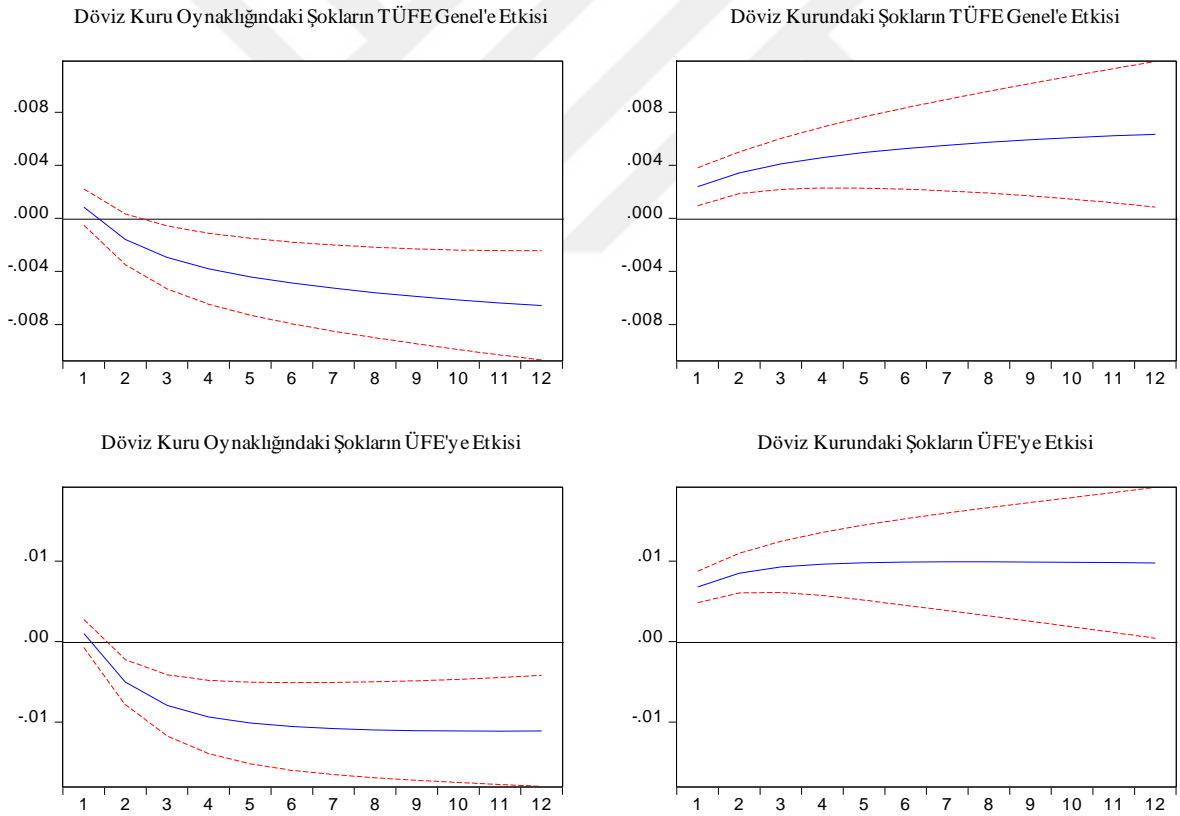
4.3 Ampirik Sonuçlar

Döviz kuru hareketlerinin tüketici ve üretici fiyatlarına geçiş etkisini belirlerken hangi harcama gruplarında etki derecesinin daha kuvvetli olduğunu tespit etmek amacıyla TÜFE'nin genel endeksinin yanı sıra 12 ana harcama grubunun her biri için ayrı ayrı kurulan Yapısal VAR modelleri aracılığıyla geçiş etkisinin hızı ve derecesi tespit edilmeye çalışılmıştır. Tahmin edilen modeller aracılığıyla etki tepki analizi ile varyans ayrıştırma analizleri yapılmıştır. Etki tepki analizi ile değişkenlerde meydana gelen bir standart sapmalık şoka karşı içsel değişkenin ne yönde ve ne ölçüde tepki gösterdiği saptanmaktadır. Etki tepki analizlerinde güven aralıklarının elde edilmesinde 1500 tekrarlı Monte Carlo yaklaşımı uygulanmış olup güven aralığı sınırları, ∓ 2 standart sapma olarak

belirlenmiştir. Bunun yanı sıra fiyat endekslerinin döviz kuruna kümülatif etki tepki katsayısının döviz kurunun kendisine olan kümülatif etki tepki katsayısına oranlanması ile TÜFE'nin genel endeksi ile her bir ana harcama grubu için geçiş etkisi katsayıları elde edilmiştir. Varyans ayrıştırma analizi ile de değişkenlerde meydana gelen değişimin yüzde kaçının kendi, yüzde kaçının diğer değişkenlerde ortaya çıkan değişimlerden kaynaklandığı araştırılmıştır.

4.3.1 Etki Tepki Analiz Sonuçları

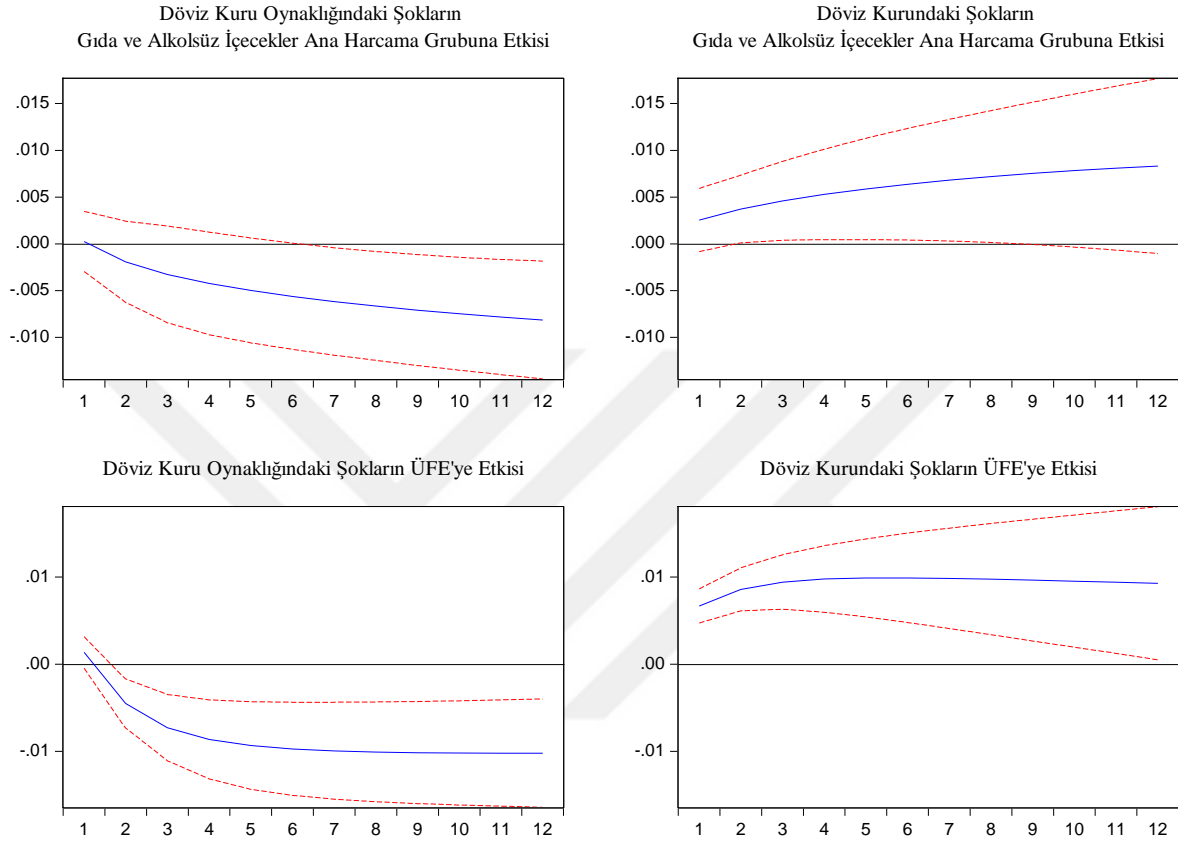
TÜFE Genel grubu için (4.1)'de tanımlanan kısıtlar doğrultusunda tahmin edilen yapısal VAR modeli sonucunda döviz kuru ve döviz kuru oynaklığının TÜFE'nin genel endeksi ile ÜFE üzerindeki etkisini gösteren grafikler Şekil 4.2'de verilmiştir.



Şekil 4.2 TÜFE Genel ve ÜFE Üzerinde Döviz Kuru ve Döviz Kuru Oynaklığının Etkisi

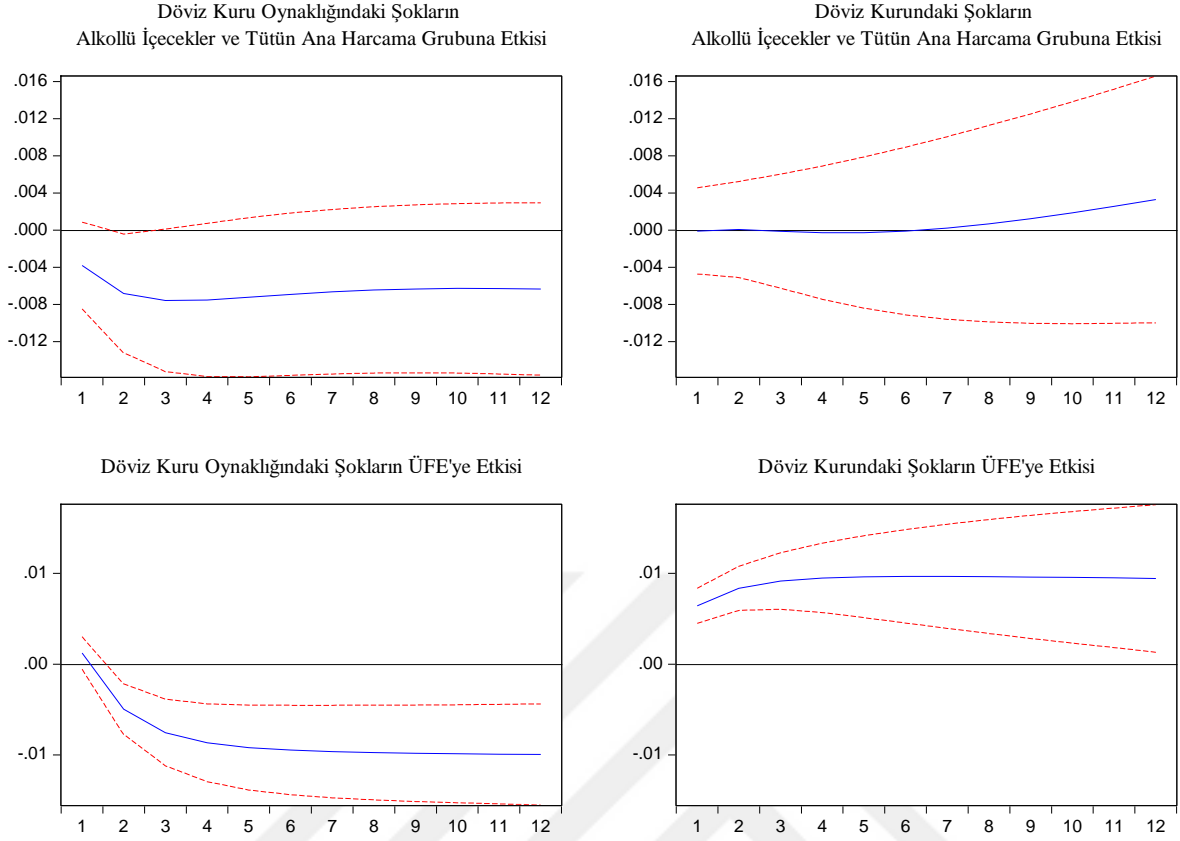
Döviz kuruna uygulanan bir standart sapmalı şokun yurtiçi fiyatlarda oluşturduğu tepkiyi gösteren etki tepki grafikleri incelendiğinde; döviz kurunun üretici ve tüketici fiyatlarına geçiş etkisinin 12 dönem boyunca anlamlı ve pozitif olduğu ve geçiş etkisi büyüklüğünün üretici fiyatlarında tüketici fiyatlarına göre daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. Döviz

kuru oynaklığının yurtiçi fiyatlar üzerindeki etkisinin; tüketici fiyatlarında 3 aydan sonra, üretici fiyatlarında ise 2. aydan itibaren istatistiksel olarak anlamlı olmak üzere negatif etkide bulunduğu sonucuna varılmıştır.



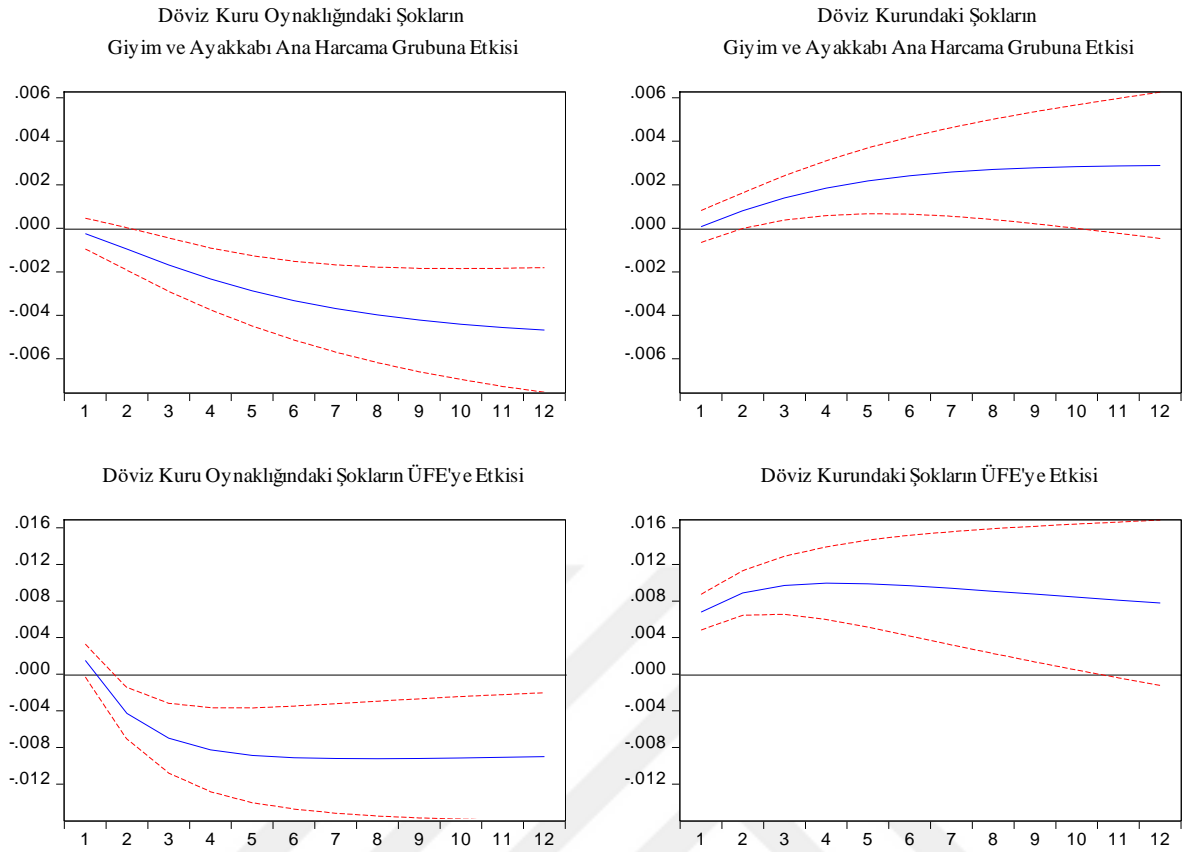
Şekil 4.3 TÜFE Gıda ve Alkolsüz İçecekler Ana Harcama Grubu ve ÜFE Üzerinde Döviz Kuru ve Döviz Kuru Oynaklığının Etkisi

Tüketici Fiyat Endeksi içerisinde %23,29 ile en yüksek ağırlığa sahip olan Gıda ve Alkolsüz İçecekler Ana Harcama Grubu'na ilişkin kurulan SVAR modeli sonucu elde edilen etki tepki grafikleri Şekil 4.3'te verilmiştir. Döviz kuru değişiminin tüketici ve üretici fiyatlarına yansımaya etkisi pozitif yönde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bunun yanı sıra döviz kuru oynaklığının tüketici fiyatlarına 7. aydan itibaren, üretici fiyatlarına ise 2. aydan başlamak üzere negatif yönde istatistiksel olarak anlamlı düzeyde etkide bulunduğu tespit edilmiştir.



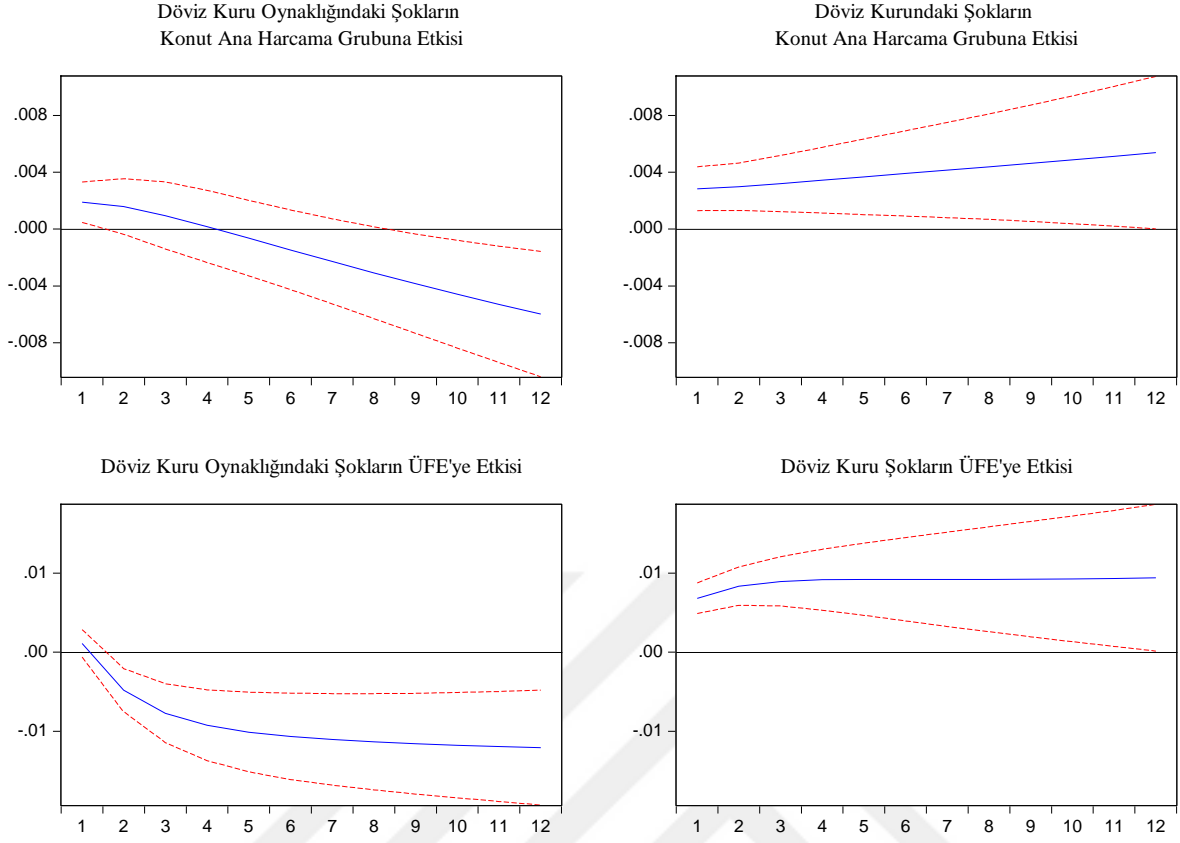
Şekil 4.4 TÜFE Alkollü İçecekler ve Tütün Ana Harcama Grubu ve ÜFE Üzerinde Döviz Kuru ve Döviz Kuru Oynaklığının Etkisi

Alkollü İçecekler ve Tütün Ana Harcama Grubu TÜFE değerlerine ilişkin kurulan SVAR modeli sonucunda döviz kuru ve döviz kuru oynaklığının, TÜFE'nin Alkollü İçecekler ve Tütün Ana Harcama Grubu ve ÜFE üzerindeki etkisini gösteren grafikler Şekil 4.4'te verilmiştir. Döviz kurunun, ÜFE'ye yansıma etkisinin 12 ay boyunca pozitif anlamlı olmasına karşın ilgili ana gruba ilişkin tüketici fiyatlarına yansıma etkisinin istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmüştür. Söz konusu durumun, Alkollü İçecekler ve Tütün Ana Harcama Grubu'nun devlet tarafından yönetilen yönlendirilen malları içermesinden kaynaklandığı ileri sürülebilir. Döviz kuru oynaklığının yurtiçi fiyatlara etkisinin ise tüketici fiyatları için ilk dönemlerde negatif düzeyde düşük anlamlılık içermesine rağmen zamanla istatistiksel olarak anlamsızlaştığı, üretici fiyatlarında ise 2. aydan itibaren negatif yönde anlamlılık içerdiği tespit edilmiştir.



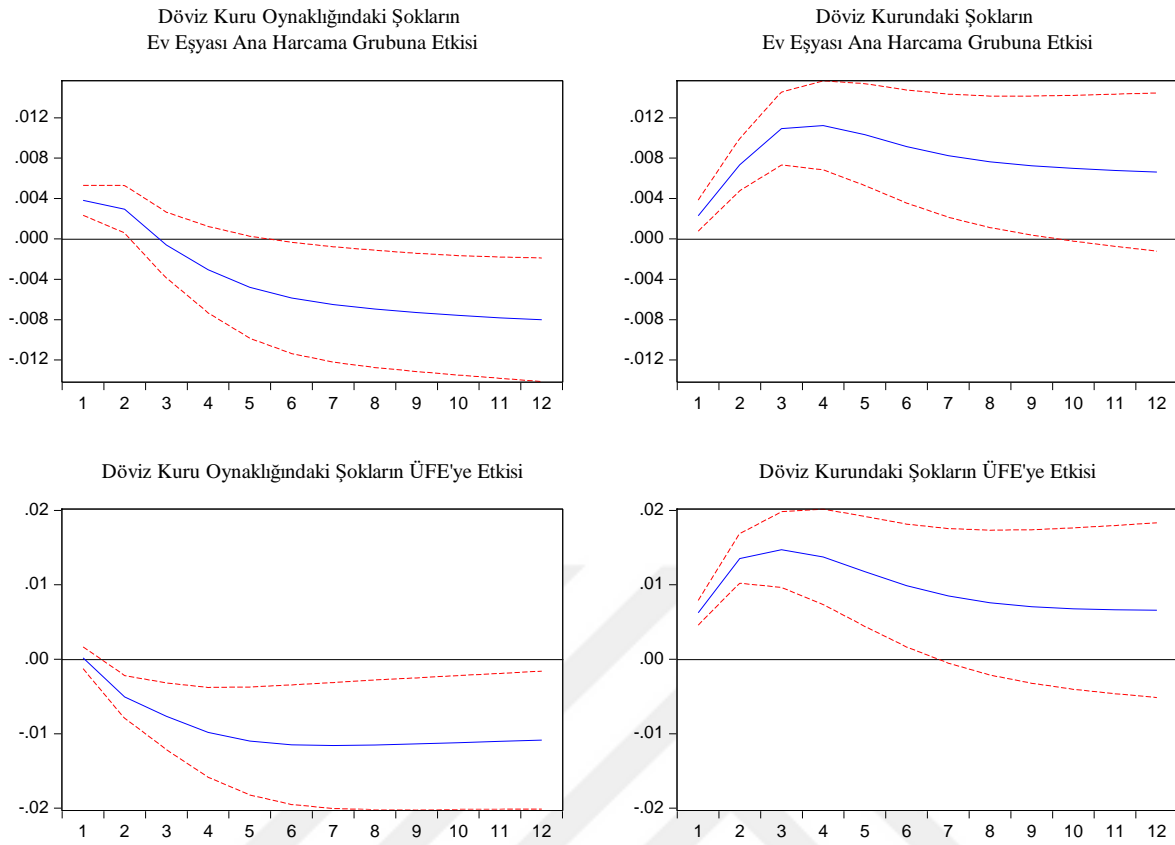
Şekil 4.5 TÜFE Giyim ve Ayakkabı Ana Harcama Grubu ve ÜFE Üzerinde Döviz Kuru ve Döviz Kuru Oynaklığının Etkisi

Şekil 4.5'te TÜFE içerisinde %7,24 ağırlığa sahip olan Giyim ve Ayakkabı Ana Harcama Grubu'na ilişkin etki tepki grafikleri verilmiştir. Döviz kurunun TÜFE'nin Giyim ve Ayakkabı Ana Harcama Grubu üzerindeki etkisinin ÜFE üzerindeki etkisi ile aynı olmak üzere 11. aya kadar pozitif yönde istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Döviz kurunun Giyim ve Ayakkabı Grubu'na ilişkin TÜFE değerlerine yansıma trendi azalarak artış görünümündedir. Döviz kuru ve döviz kuru oynaklığı şoklarının yurtiçi fiyatlara geçiş etkisinin üretici fiyatlarında tüketici fiyatlarına göre daha baskın olduğu, negatiflik gösteren oynaklık şoklarının ise yurtiçi fiyatların geneline 3. aydan itibaren istatistiksel olarak anlamlı düzeyde etki ettiği sonucuna varılmıştır.



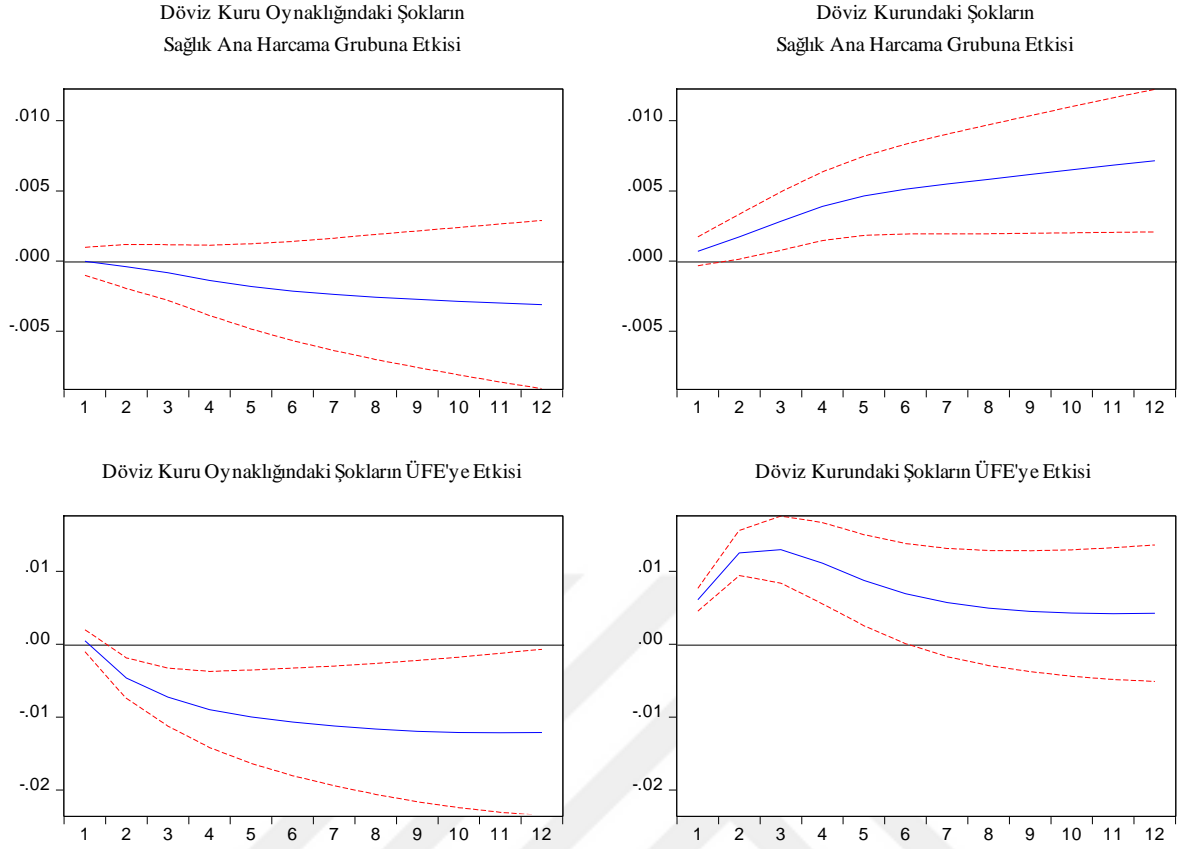
Şekil 4.6 TÜFE Konut Ana Harcama Grubu ve ÜFE Üzerinde Döviz Kuru ve Döviz Kuru Oynaklığının Etkisi

Tüketici Fiyat Endeksi içerisinde %15,16 ile en yüksek üçüncü ağırlığa sahip olan Konut Ana Harcama Grubu'na ilişkin etki tepki fonksiyonları Şekil 4.6'da verilmiştir. Konut Ana Grubu için hesaplanan TÜFE değerlerine ilişkin kurulan SVAR modelinde döviz kuru şoklarının üretici ve tüketici fiyatlarına etkisinin 12 ay boyunca pozitif yönde olmak üzere anlamlı olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Döviz kuru oynaklığının yurtiçi fiyatlar üzerindeki etkisi incelendiğinde; tüketici fiyatlarında döviz kuru oynaklığı etkisinin 8 dönem boyunca anlamsız olduğu, 9. aydan itibaren istatistiksel olarak negatif yönlü anlamlılık kazandığı gözlemlenmiştir. Döviz kuru oynaklığındaki şokların üretici fiyatları üzerindeki etkisinin ise 2. aydan itibaren negatif yönlü olmak üzere anlamlılık gösterdiği tespit edilmiştir.



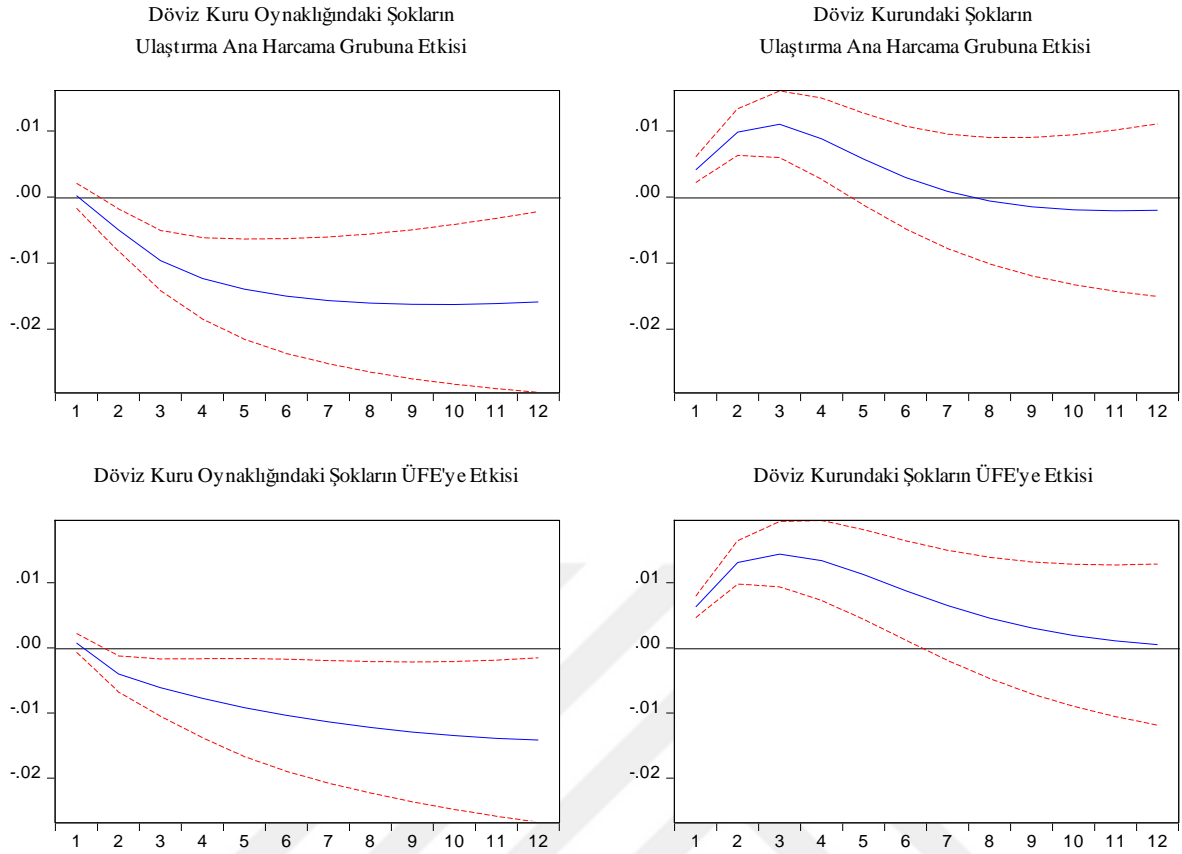
Şekil 4.7 TÜFE Ev Eşyası Ana Harcama Grubu ve ÜFE Üzerinde Döviz Kuru ve Döviz Kuru Oynaklığının Etkisi

TÜFE'nin Ev Eşyası Ana Harcama Grubu'na ilişkin etki tepki grafikleri Şekil 4.7'de yer almaktadır. Ev Eşyası Ana Harcama Grubu için TÜFE değerlerine ilişkin etki tepki grafikleri incelendiğinde; döviz kurunun TÜFE'ye 10. aya kadar pozitif etkide bulunduğu döviz kuru oynaklığının etkisinin ise ilk dönemlerde anlamlı düzeyde pozitif yönlü olmasına rağmen 3-5 aylarını içeren zaman periyodunda istatistiksel olarak anlamsızlaştığı ve 6. aydan itibaren negatif yönlü olmak üzere yeniden anlamlılık kazandığı tespit edilmiştir. Aynı şekilde döviz kurunun üretici fiyatlarına etkisinin 7 dönem boyunca pozitif olmasına karşın sonraki dönemlerde anlamsızlaştığı, döviz kuru oynaklığının etkisinin ise 2. aydan itibaren negatif yönlü istatistiksel olarak anlamlılık gösterdiği sonucuna ulaşılmıştır.



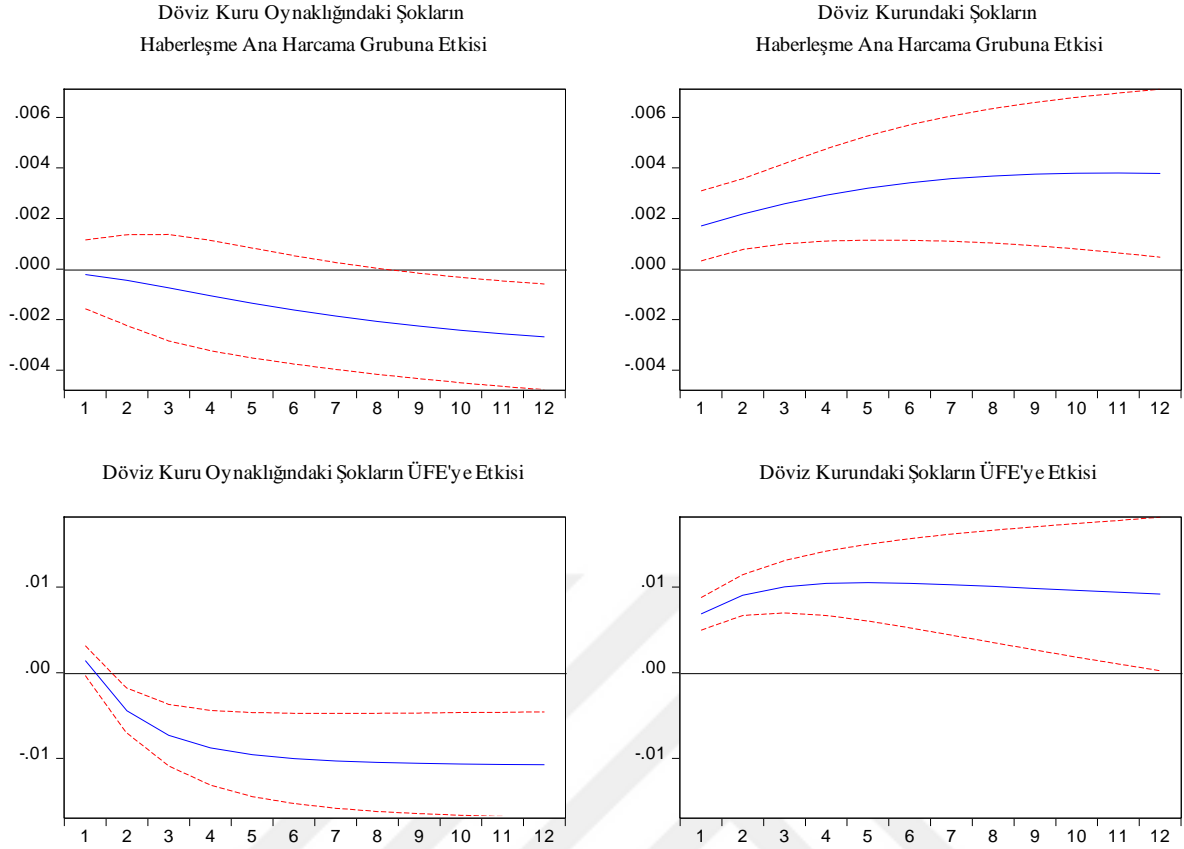
Şekil 4.8 TÜFE Sağlık Ana Harcama Grubu ve ÜFE Üzerinde Döviz Kuru ve Döviz Kuru Oynaklığının Etkisi

TÜFE'nin hizmet kalemlerinden biri olan Sağlık Ana Harcama Grubu'na ilişkin Şekil 4.8'de gösterilen etki tepki grafikleri incelendiğinde; döviz kurunun TÜFE'nin Sağlık Ana Harcama Grubu'na ait endeks değerlerine etkisinin 12 ay boyunca pozitif yönlü istatistiksel olarak anlamlı olduğu, ÜFE'ye geçiş etkisinin ise ilk 7 ayda pozitif yönlü anlamlılık gösterdiği saptanmıştır. Döviz kuru oynaklığının tüketici fiyatlarına etkisinin 12 ay boyunca istatistiksel olarak anlamsız olduğu gözlemlenirken üretici fiyatlarına 2. aydan itibaren negatif yönlü olmak üzere anlamlı düzeyde etki ettiği tespit edilmiştir.



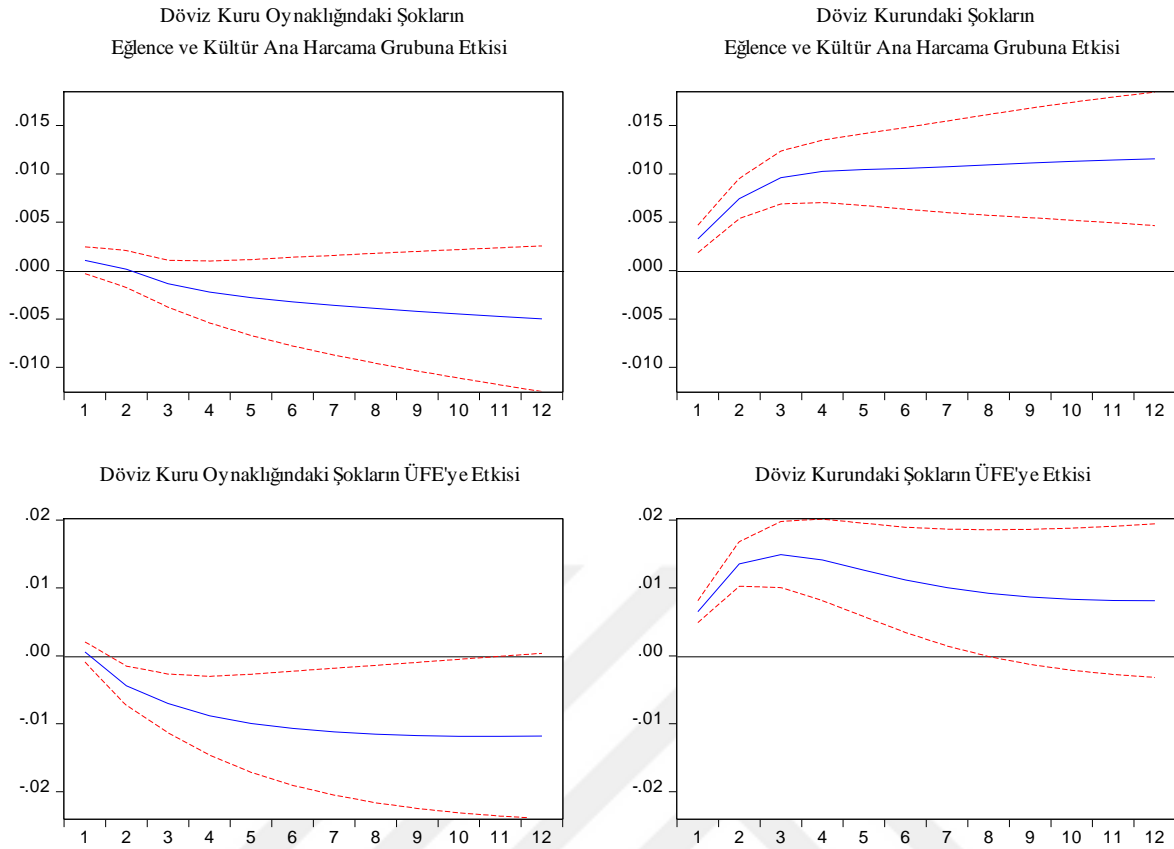
Şekil 4.9 TÜFE Ulaştırma Ana Harcama Grubu ve ÜFE Üzerinde Döviz Kuru ve Döviz Kuru Oynaklığının Etkisi

Tüketici Fiyat Endeksi içerisinde %16,78 ile en yüksek ikinci ağırlığa sahip olan Ulaştırma Ana Harcama Grubu'na ilişkin etki tepki fonksiyonları Şekil 4.9'da verilmiştir. Ulaştırma Ana Grubu için TÜFE değerlerine döviz kuru şokunun pozitif etkisinin ilk 3 ay artış şeklinde olduğu, 3-5 ayları arasında azaldığı ve 5. aydan itibaren ise etkinin istatistiksel olarak anlamsızlaştığı gözlemlenmiştir. ÜFE üzerindeki etkisi incelendiğinde ise TÜFE ile aynı seyirde ilk 3 ay artış şeklinde olmak üzere 7. aya kadar azalış göstermiş 7. aydan itibaren ise anlamsızlaşmıştır. Döviz kuru oynaklığının, söz konusu ana gruba ilişkin TÜFE değerleri ve ÜFE üzerindeki etkisinin ise benzer olmak üzere 12 ay boyunca negatif yönlü istatistiksel olarak anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.



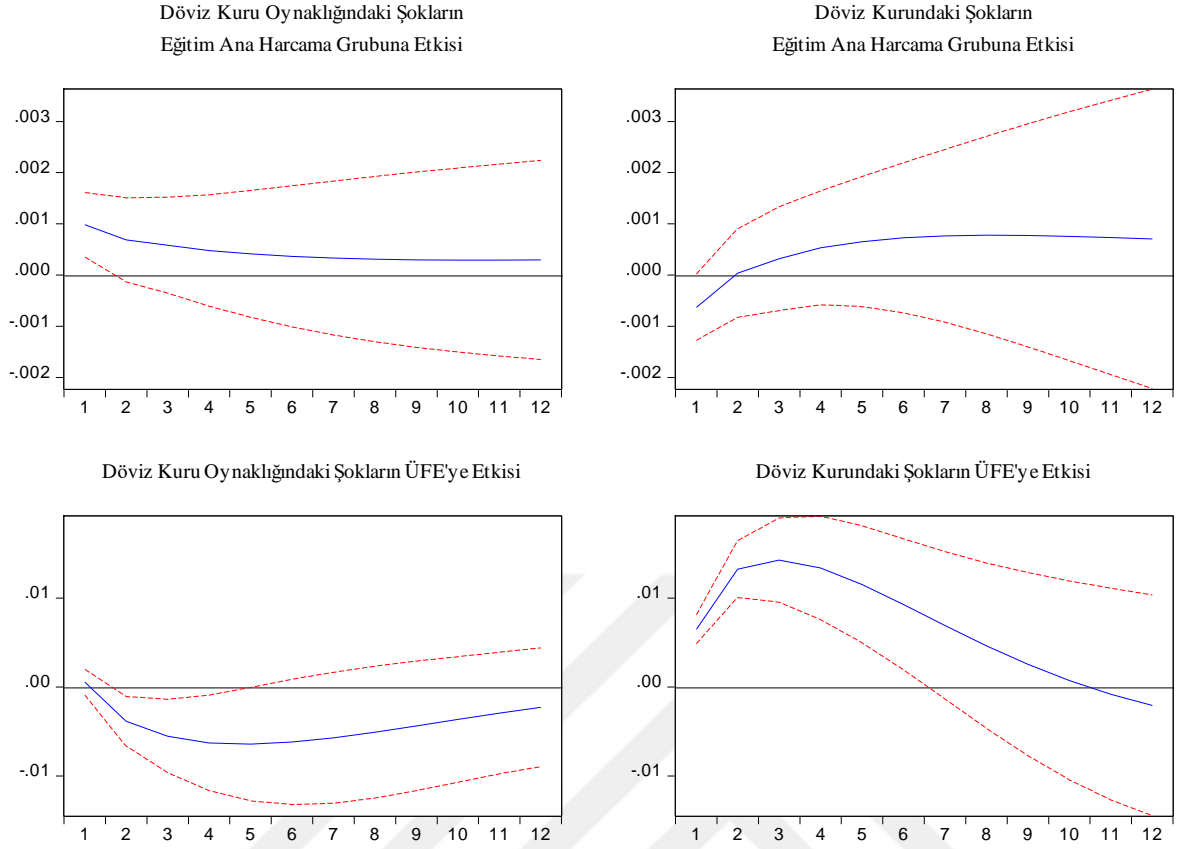
Şekil 4.10 TÜFE Haberleşme Ana Harcama Grubu ve ÜFE Üzerinde Döviz Kuru ve Döviz Kuru Oynaklığının Etkisi

Şekil 4.10'da TÜFE içerisindeki Haberleşme Ana Harcama Grubu'na ilişkin kurulan SVAR modeli sonucu elde edilen, döviz kuru şokuna yurtiçi fiyatların tepkilerini gösteren etki tepki grafikleri yer almaktadır. Haberleşme Ana Harcama Grubu için TÜFE değerlerine döviz kurunun etkisinin 1 yıl boyunca istatistiksel olarak anlamlı olduğu bulunmuştur. Döviz kurunun ÜFE'ye yansıma etkisi incelendiğinde ise TÜFE ile serinin aynı trendi göstermesine rağmen etki büyüklüğünün ÜFE'de daha yüksek olduğu ileri sürülebilmektedir. Döviz kuru oynaklığının TÜFE'nin ilgili ana harcama grubuna ilişkin değerleri üzerindeki etkisinin 9. aya kadar istatistiksel olarak anlamsız olduğu, sonraki dönemlerde negatif yönlü olmak üzere anlamlılık kazandığı gözlemlenmiştir. Döviz kuru oynaklığının ÜFE üzerindeki etkisinin ise 2. aydan itibaren negatif yönlü olmak üzere istatistiksel olarak anlamlılık gösterdiği tespit edilmiştir.



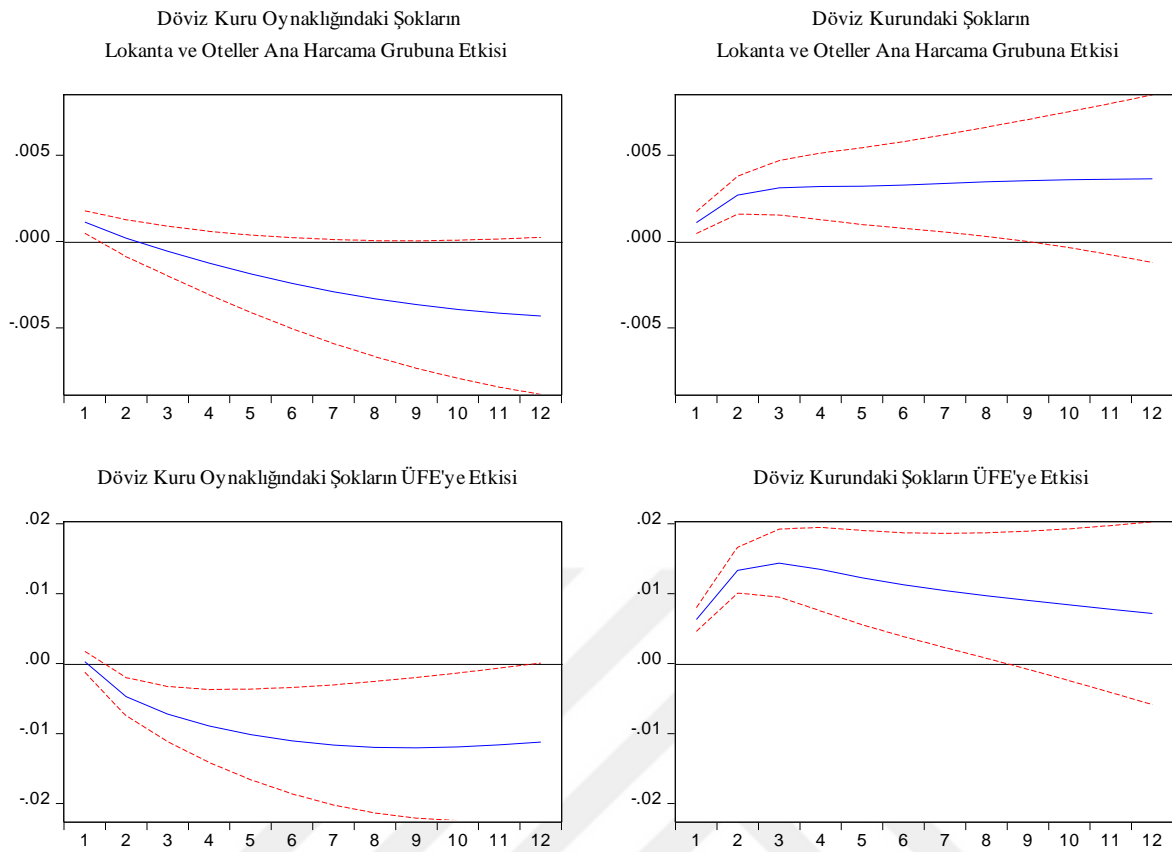
Şekil 4.11 TÜFE Eğlence ve Kültür Ana Harcama Grubu ve ÜFE Üzerinde Döviz Kuru ve Döviz Kuru Oynaklığının Etkisi

TÜFE'nin Eğlence ve Kültür Ana Harcama Grubu'na ilişkin elde edilen etki tepki grafikleri Şekil 4.11'de yer almaktadır. Eğlence ve Kültür Ana Grubu için TÜFE değerlerine ilişkin kurulan SVAR modeli incelendiğinde; döviz kurunun tüketici fiyatlarına 12 ay, üretici fiyatlarına ise 8 ay boyunca pozitif yönlü etki ettiği sonraki dönemlerde söz konusu etkinin anlamsızlaştığı tespit edilmiştir. Döviz kuru oynaklığı değişkeninin ise tüketici fiyatları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olmamasına karşın üretici fiyatları üzerinde neredeyse tüm analiz dönemi boyunca istatistiksel olarak anlamlı negatif yönlü etkisinin var olduğu gözlemlenmiştir.



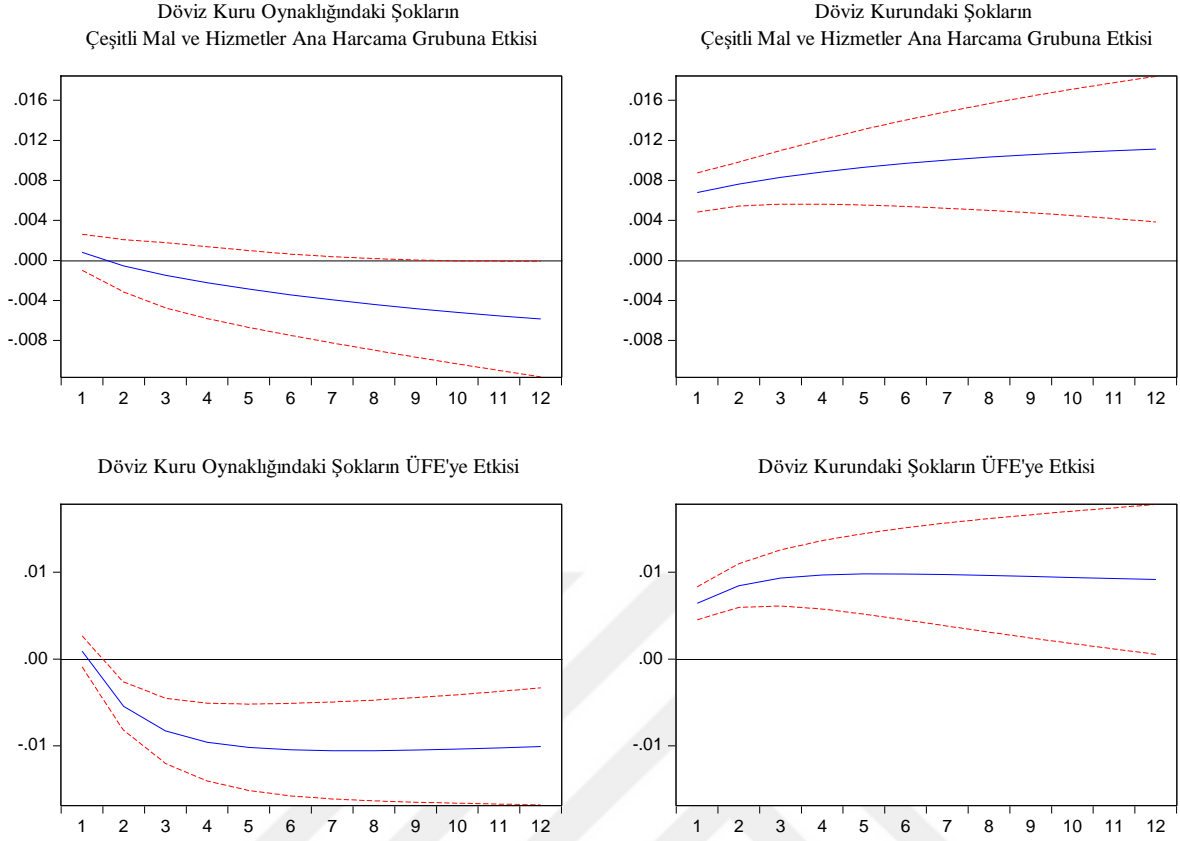
Şekil 4.12 TÜFE Eğitim Ana Harcama Grubu ve ÜFE Üzerinde Döviz Kuru ve Döviz Kuru Oynaklığının Etkisi

Tüketici Fiyat endeksi içerisindeki Eğitim Ana Harcama Grubu'na ilişkin kurulan SVAR modeli sonucu elde edilen, döviz kuru şokuna yurtiçi fiyatların tepkilerini gösteren etki tepki grafikleri Şekil 4.12'de yer almaktadır. Eğitim Ana Harcama Grubu için TÜFE değerlerine döviz kurunun yansımaya etkisinin istatistiksel olarak anlamsız olduğu, üretici fiyatlarına yansımaya etkisinin ise yaklaşık 7 ay boyunca pozitif yönlü olmak üzere anlamlılık içerdiği sonraki dönemlerde istatistiksel olarak anlamsızlaştığı tespit edilmiştir. Söz konusu durum, ilgili ana harcama grubunun TÜFE'nin hizmet kalemlerinden biri olması ve döviz değişimlerinden etkilenecek malları içermemesinden kaynaklanmaktadır. Döviz kuru oynaklığının tüketici fiyatlarında istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olmamasına karşın üretici fiyatları üzerindeki etkisinin 2-5 aylarını içeren zaman periyodunda istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönlü olduğu sonraki dönemlerde ise söz konusu etkinin anlamsızlaştığı gözlemlenmiştir.



Şekil 4.13 TÜFE Lokanta ve Oteller Ana Harcama Grubu ve ÜFE Üzerinde Döviz Kuru ve Döviz Kuru Oynaklığının Etkisi

Lokanta ve Oteller Ana Grubu için Şekil 4.13'te verilen etki tepki grafikleri incelendiğinde; döviz kuru değişkeninin tüketici ve üretici fiyatlarına 8 ay boyunca pozitif yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı etki ettiği, döviz kuru oynaklığının etkisinin ise tüketici fiyatları üzerinde istatistiksel olarak anlamsız olmasına rağmen üretici fiyatlarında 2. aydan itibaren negatif yönlü anlamlılık gösterdiği sonucuna ulaşılmıştır.



Şekil 4.14 TÜFE Çeşitli Mal ve Hizmetler Ana Harcama Grubu ve ÜFE Üzerinde Döviz Kuru ve Döviz Kuru Oynaklığının Etkisi

TÜFE'nin hizmet kalemlerinden biri olan Çeşitli Mal ve Hizmetler Ana Harcama Grubu'na ilişkin yapılan analizler sonucunda elde edilen etki tepki grafikleri Şekil 4.14'te verilmiştir. Çeşitli Mal ve Hizmetler Ana Grubu için TÜFE değerlerine ilişkin kurulan SVAR modelinde döviz kuru şoklarının tüketici ve üretici fiyatlarına 12 ay boyunca pozitif yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı düzeyde etki ettiği gözlemlenmiştir. Döviz kuru oynaklığının ise tüketici fiyatları üzerinde anlamlı bir etkisi bulunmazken üretici fiyatlarına 2. aydan itibaren istatistiksel olarak anlamlı düzeyde ve diğer ana harcama gruplarında olduğu gibi negatif yönlü etki ettiği sonucuna ulaşılmıştır.

TÜFE'nin genel endeksi ve her bir ana harcama grubu için etki tepki analizi sonucunda elde edilen, döviz kuru değişkeninin üretici ve tüketici fiyatlarına etkilerini ifade eden geçiş katsayıları, 12. aydaki yurtiçi fiyat endekslerinin döviz kuruna kümülatif etki-tepki katsayısının yine 12. aydaki döviz kurunun kendisine olan kümülatif etki-tepki katsayısına bölünmesi ile tahmin edilmiştir (Leigh ve Rossi, 2002). Sonuçlar Çizelge 4.5'te yer almaktadır.

Çizelge 4.5 Döviz Kurlarından Yurtiçi Fiyatlara Kümülatif Geçiş Katsayıları

Ana Harcama Grupları	TÜFE	ÜFE
Genel	0,161	0,300
Gıda ve alkolsüz içecekler	0,195	0,293
Alkollü içecekler ve tütün	0,024	0,295
Giyim ve ayakkabı	0,081	0,341
Konut	0,127	0,281
Ev eşyası	0,258	0,307
Sağlık	0,175	0,265
Ulaştırma	0,097	0,235
Haberleşme	0,107	0,323
Eğlence ve kültür	0,289	0,306
Eğitim	0,018	0,234
Lokanta ve oteller	0,097	0,317
Çeşitli mal ve hizmetler	0,301	0,290

Çizelge 4.5’te görüldüğü üzere, TÜFE genel endeks ve 12 ana harcama grubunun her biri için kurulan SVAR modelleri sonucunda elde edilen geçiş etkisinin, “Çeşitli Mal ve Hizmetler” ana harcama grubu dışında kalan tüm gruplar için üretici fiyatlarında tüketici fiyatlarına göre daha baskın olduğu sonucuna ulaşılmıştır. TÜFE’nin ana harcama gruplarının kendi içerisinde değerlendirilmesi sonucunda ise geçiş etkisi büyüklüğünün, TÜFE’nin genel endeksinde gözlenenenden daha fazla olduğu ana harcama grupları sırasıyla; “Çeşitli Mal ve Hizmetler”, “Eğlence ve Kültür”, “Ev Eşyası”, “Gıda ve Alkolsüz İçecekler” ile “Sağlık” olarak bulunmuştur. Geçiş etkisi büyüklüğünün belirtilen gruplarda görece yüksek olmasının nedenleri sırasıyla;

- “Çeşitli Mal ve Hizmetler” ana harcama grubu içerisinde yer alan ithal tüketim mallarının yoğunlukta olduğu kişisel bakım ürünlerinden ve döviz piyasasından doğrudan etkilenen altın fiyatlarından kaynaklandığı
- “Eğlence ve Kültür” ana harcama grubu içerisinde yer alan paket turlarda döviz kaynaklı gerçekleşen değişimler ile aynı ana grup altında yer alan televizyon ve bilgisayar ürünlerinde ithal bağımlılığın yüksek olması
- “Ev Eşyası” ana harcama grubu içerisinde yer alan mobilya ve beyaz eşya ürünlerinin yurtiçi üretiminin düşük kalarak ithal tüketim malı olarak elde edilmesi
- “Gıda ve Alkolsüz İçecekler” ana harcama grubunda yer alan yumurta, et, taze sebze ve meyve ürünlerinde ithal girdi maliyeti artışından kaynaklanan değişimler

- “Sağlık” ana harcama grubu içerisinde yer alan ilaç ve benzeri girdilerde tamamen ithal bağımlı olunması gösterilebilir.

4.3.2. Öngörü Hata Varyans Ayırıştırması Sonuçları

Modelde yer alan TÜFE ve ÜFE değişkenlerinde meydana gelen değişimin diğer değişkenler tarafından açıklanma oranları varyans ayırıştırma analizi ile elde edilmektedir. Çizelge 4.6, Çizelge 4.7 ve Çizelge 4.8’de verilen sonuçlarda TÜFE’nin genel ve 12 ana harcama grubuna ait endeks değerlerinde meydana gelen değişimin diğer değişkenler tarafından açıklanma oranları 1 ay, 6 ay ve 1 yıl sonrası için verilmektedir.

Çizelge 4.6 TÜFE İçin 1 Dönem Sonrası Öngörü Ayırıştırması

TÜFE Ana Harcama Grupları	TÜFE	ÜFE	SÜE	İTH	DKVOL	DK
Genel	71,3775	13,7077	0,4670	5,6702	0,9813	7,7959
Gıda ve Alkolsüz İçecekler	89,3197	8,3354	0,5846	0,2293	0,0156	1,5155
Alkollü İçecekler ve Tütün	97,2064	0,1661	0,0390	0,7609	1,8266	0,0011
Giyim ve Ayakkabı	94,3528	3,7707	1,2829	0,2630	0,2989	0,0318
Konut	83,1541	0,6994	1,4922	1,2971	4,1187	9,2386
Ev Eşyası	64,5123	11,4377	1,1218	1,8974	15,4142	5,6168
Sağlık	93,4303	5,0098	-	0,2761	0,0007	1,2832
Ulaştırma	58,7022	13,5393	-	16,1931	0,0261	11,5393
Haberleşme	94,2967	0,4198	1,0101	0,0894	0,0650	4,1190
Eğlence ve Kültür	78,5300	6,9397	-	0,0267	1,3867	13,1169
Eğitim	91,5416	0,0070	-	0,0085	5,9881	2,4548
Lokanta ve Oteller	73,4518	12,3415	-	0,2501	7,1229	6,8337
Çeşitli Mal ve Hizmetler	62,2734	2,6653	0,7539	5,8314	0,3933	28,0826

Çizelge 4.7 TÜFE İçin 6 Dönem Sonrası Öngörü Ayırıştırması

TÜFE Ana Harcama Grupları	TÜFE	ÜFE	SÜE	İTH	DKVOL	DK
Genel	42,9833	14,0828	0,2655	9,0638	13,1751	20,4296
Gıda ve Alkolsüz İçecekler	75,5867	11,0692	0,4130	1,5692	4,3235	7,0384
Alkollü İçecekler ve Tütün	90,1775	0,9284	1,7169	1,3881	5,7852	0,0038
Giyim ve Ayakkabı	52,8263	7,1977	9,1470	1,5148	18,5516	10,7627
Konut	58,3352	11,8714	2,4080	11,3396	1,9877	14,0582
Ev Eşyası	36,0948	6,0294	0,6175	4,9041	8,0526	44,3016
Sağlık	75,7907	2,6881	-	0,6316	2,6057	18,2841
Ulaştırma	37,9626	9,5654	-	5,9188	30,7494	15,8037
Haberleşme	80,7362	1,0131	0,9128	0,4935	2,0876	14,7568
Eğlence ve Kültür	26,2503	3,9492	-	0,5340	3,5466	65,7199
Eğitim	93,2066	0,3281	-	1,2646	2,9708	2,2299
Lokanta ve Oteller	57,6155	15,4894	-	3,6382	4,7405	18,5164
Çeşitli Mal ve Hizmetler	44,5333	3,7963	0,5481	8,0435	2,6408	40,4381

Çizelge 4.8 TÜFE İçin 12 Dönem Sonrası Öngörü Ayrıştırması

TÜFE Ana Harcama Grupları	TÜFE	ÜFE	SÜE	İTH	DKVOL	DK
Genel	28,1626	13,9372	0,6468	8,4475	22,8834	25,9225
Gıda ve Alkolsüz İçecekler	59,7361	12,7920	0,3734	2,6497	10,9902	13,4586
Alkollü İçecekler ve Tütün	85,4188	1,9764	4,8928	1,7872	5,6722	0,2525
Giyim ve Ayakkabı	30,1062	9,0021	12,5861	1,3687	32,2427	14,6942
Konut	26,3018	26,8204	2,0163	19,3757	9,6293	15,8566
Ev Eşyası	24,2139	6,3212	3,8693	4,2127	20,7792	40,6036
Sağlık	62,3700	1,1832	-	0,2882	5,5284	30,6302
Ulaştırma	33,3713	7,5823	-	3,0478	48,0507	7,9480
Haberleşme	62,4047	1,9741	0,6095	1,5282	7,7740	25,7095
Eğlence ve Kültür	12,8966	3,7130	-	0,9758	8,3588	74,0559
Eğitim	91,1657	0,0070	-	0,0085	5,9881	2,4548
Lokanta ve Oteller	47,1834	16,6225		5,6968	13,4021	17,0953
Çeşitli Mal ve Hizmetler	31,8602	4,8893	0,2884	8,2539	7,5710	47,1373

TÜFE'nin genel endeksinin öngörü hatasının varyans ayrıştırma sonuçları incelendiğinde TÜFE'yi ilk dönemde en yüksek oranda açıklayan değişken %71,4 ile yine kendisi olurken en fazla açıklayan ikinci şok %13,7 ile ÜFE, üçüncü şok ise %7,8 ile döviz kurudur. Döviz kuru oynaklığını içeren şokun etkisi ise ilk dönemlerde oldukça zayıf kalmıştır. Analiz periyodunun orta dönemini ifade eden 6. ayda döviz kuru şokunun açıklama oranı %20,4'e çıkarken geçiş etkisinin incelenmesinde kullanılan bir diğer değişken olan kur oynaklığının etkisinin de zamanla arttığı gözlemlenmiştir. Analiz periyodunun son dönemi olan 12. ayda TÜFE'de meydana gelen değişimin %28,2'si kendisinden, %25,9'u döviz kuru şokundan, %22,9'unun döviz kuru oynaklığı ve %13,9'unun ÜFE şokundan kaynaklandığı sonucuna ulaşılmıştır.

Çizelge 4.9, Çizelge 4.10 ve Çizelge 4.11'de TÜFE'nin genel endeksi ile 12 ana harcama grubunun dahil edildiği modellerde, dönemler itibarıyla (1., 6. ve 12. ayları içeren analiz dönemleri) ÜFE'de meydana gelen değişimlere şokların katkıları yer almaktadır. TÜFE'nin genel endeksini içeren modelde ÜFE'de meydana gelen değişimlere, ilk dönemde kendisinden sonra en fazla katkıya sahip şoklar sırasıyla; yaklaşık %28,9 ile döviz kuru şoku ve %24,7 ile ithalat birim değer endeksi şoku olurken zamanla döviz kuru oynaklığının da etkisi artarak 12. ayda şokların etkileri sırasıyla; %31,5 oranıyla döviz kuru oynaklığı, %30,1 ile döviz kuru ve %13,6 ile ithalat birim değer endeksi şoku olmuştur.

Çizelge 4.9 ÜFE İçin 1 Dönem Sonrası Öngörü Ayrıştırması

TÜFE Ana Harcama Grupları	TÜFE	ÜFE	SÜE	İTH	DKVOL	DK
Genel	0,0000	45,6790	0,0101	24,7385	0,6224	28,9500
Gıda ve Alkolsüz İçecekler	0,0000	43,3818	0,0179	28,2863	1,1193	27,1946
Alkollü İçecekler ve Tütün	0,0000	45,5238	0,0453	27,7778	0,9388	25,7143
Giyim ve Ayakkabı	0,0000	43,9909	0,0334	26,7350	1,3730	27,8678
Konut	0,0000	46,2932	0,0099	23,4194	0,7933	29,4842
Ev Eşyası	0,0000	51,5488	0,1155	15,4507	0,0332	32,8518
Sağlık	0,0000	53,3422	-	14,6444	0,1886	31,8248
Ulaştırma	0,0000	52,5101	-	13,8588	0,4919	33,1392
Haberleşme	0,0000	44,4544	0,0010	25,2131	1,2478	29,0837
Eğlence ve Kültür	0,0000	50,5015	-	14,9417	0,2804	34,2764
Eğitim	0,0000	49,8237		15,4900	0,2503	34,4361
Lokanta ve Oteller	0,0000	51,6927		15,2072	0,0589	33,0413
Çeşitli Mal ve Hizmetler	0,0000	46,3497	0,0280	27,0202	0,5083	26,0939

Çizelge 4.10 ÜFE İçin 6 Dönem Sonrası Öngörü Ayrıştırması

TÜFE Ana Harcama Grupları	TÜFE	ÜFE	SÜE	İTH	DKVOL	DK
Genel	0,5572	27,2686	0,0565	17,8360	24,1301	30,1516
Gıda ve Alkolsüz İçecekler	0,2489	22,6970	0,0599	22,8484	21,6450	32,5010
Alkollü İçecekler ve Tütün	0,4212	24,5582	0,1379	22,8880	21,5133	30,4814
Giyim ve Ayakkabı	0,0425	20,9464	0,0715	24,1068	20,2923	34,5405
Konut	0,3968	29,3020	0,2800	18,4645	23,7838	27,7730
Ev Eşyası	1,7935	28,7082	0,3055	12,9401	18,7868	37,4661
Sağlık	0,5047	33,1874	-	14,5338	19,4691	32,3049
Ulaştırma	9,5249	30,1577		8,9122	14,2101	37,1951
Haberleşme	0,7932	21,9305	0,0742	20,0180	21,7264	35,4576
Eğlence ve Kültür	0,1126	29,8503		12,9956	15,8842	41,1573
Eğitim	0,9408	28,0513		20,7493	8,3597	41,8990
Lokanta ve Oteller	1,9633	32,1845		11,7126	16,2369	37,9027
Çeşitli Mal ve Hizmetler	0,3247	24,6286	0,0831	20,2935	24,8403	29,8299

Çizelge 4.11 ÜFE İçin 12 Dönem Sonrası Öngörü Ayrıştırması

TÜFE Ana Harcama Grupları	TÜFE	ÜFE	SÜE	İTH	DKVOL	DK
Genel	0,5704	23,4251	0,7128	13,6267	31,5492	30,1158
Gıda ve Alkolsüz İçecekler	0,1640	19,0637	0,8121	18,1158	29,3608	32,4837
Alkollü İçecekler ve Tütün	0,3525	20,9823	1,2698	18,1365	27,9666	31,2922
Giyim ve Ayakkabı	0,2209	17,8878	0,3461	21,0253	27,6222	32,8978
Konut	0,7357	27,3133	0,2657	13,6627	32,1061	25,9165
Ev Eşyası	1,3031	30,4718	1,1441	10,9583	28,2592	27,8635
Sağlık	1,4738	34,6552	-	14,2093	30,8124	18,8495
Ulaştırma	17,3773	25,1509	-	5,5424	31,2340	20,6954
Haberleşme	1,2790	19,4215	0,8978	14,7477	30,0902	33,5639
Eğlence ve Kültür	0,4158	30,7143	-	10,7652	26,5623	31,5424
Eğitim	6,0760	23,1975	-	25,7247	10,2916	34,7102
Lokanta ve Oteller	3,3011	28,8598		12,1942	26,2155	29,4293
Çeşitli Mal ve Hizmetler	0,2232	21,1755	0,9868	16,0112	31,2428	30,3605

TÜFE ana harcama grupları için hem TÜFE hem de ÜFE'ye ait öngörü hata ayrıştırma sonuçları şöyle özetlenebilir:

- a) Gıda ve Alkolsüz İçecekler Ana Harcama Grubu'na ilişkin TÜFE değerleri için kurulan SVAR modeli sonucunda TÜFE değerlerinde gerçekleşen değişimin %89,3'ünün kendisinden %8,3'ünün ise ÜFE'den kaynaklandığı bulunmuştur. Gıda ve alkolsüz içecekler TÜFE öngörü hata varyans ayrıştırma sonucuna göre ilk aylarda en fazla etkiye sahip olan ÜFE'nin değişime katkısı azalarak artarak 6. ayda %11,1'e ulaşmıştır. İlk dönemlerde oldukça zayıf etkiye sahip döviz kuru ve döviz kuru oynaklık şoklarının etkisi ise artarak devam etmiştir. 12. ayda kendisinden sonra sırasıyla en etkili şok %13,4 oranıyla döviz kuru, %12,8 ile ÜFE ve %11 ile döviz kuru oynaklığı olmuştur. Aynı model için ÜFE öngörü hata varyans ayrıştırma sonuçları incelendiğinde; ilk dönemlerde kendisinden sonra en etkili şokun %28,3 oranıyla ithalat birim değer endeksi, %27,2 ile de döviz kuru olduğu ve ilk dönemlerde oldukça zayıf etkiye sahip döviz kuru oynaklığı şokunun etkisinin ise artarak devam ettiği tespit edilmiştir. 12. ayda en etkili şokun %32,5 oranıyla döviz kuru olduğu ve onu sırasıyla %29,4 ile döviz kuru oynaklığının izlediği, değişimin %19,1'inin kendisinden kaynaklandığı ve onu da %18,1 ile ithalat birim değer endeksi şokunun takip ettiği gözlemlenmiştir.
- b) Alkollü İçecekler ve Tütün Ana Harcama Grubu için kurulan modelde döviz kuru ve döviz kuru oynaklığı şoklarının TÜFE'de meydana gelen değişim üzerinde anlamlı etkisinin olmadığı gözlemlenmiştir. ÜFE'nin öngörü hata varyansına döviz kuru şoklarının etkisi ise zamanla artarak 6. aydaki yansıma oranı %30,5, 12. aydaki ise %31,3 olarak tespit edilmiştir. Diğer değişkenlerin etkisinin ise oldukça düşük olduğu sonucuna varılmıştır.
- c) Giyim ve Ayakkabı Ana Harcama Grubu'na ilişkin varyans ayrıştırması sonuçları incelendiğinde ise; ilk dönemlerde değişimin %94,3'ü kendisi %3,8'i ÜFE tarafından açıklanırken 12. ayda kendisi tarafından açıklanan değişim oranı %30,1'e düşerken %32,2'si döviz kuru oynaklığı, %14,7'si döviz kuru, %12,6'sı sanayi üretim endeksi ve %9'u ÜFE şokları tarafından açıklanmaktadır. Döviz kurunun ÜFE'nin öngörü hata varyansına etkisi ise ilk 5 ayda artarak %34,7'ye ulaşırken 6. aydan itibaren zamanla azalarak 34,5'e, 12. ayda ise %32,9'a gerilemiştir. Döviz kurunun yurtiçi fiyatların öngörü hata varyanslarına etkisinin Giyim ve Ayakkabı Ana Harcama Grubu'na ilişkin

kurulan modelde %32,9 oranı ile ÜFE'de, %14,7 oranının gerçekleştiği TÜFE'den daha güçlü olduğu tespit edilmiştir.

- d) Konut Ana Harcama Grubu'na ilişkin kurulan modelde varyans ayrıştırması sonuçları incelendiğinde; ilk dönemlerde değişimin %83'ü kendisi tarafından açıklanırken 12. ayda kendisi tarafından açıklanan değişim oranı %26,3'e düşerken %26,8'i ÜFE, %15,8'i döviz kuru şokları tarafından açıklanmaktadır. Döviz kurunun yurtiçi fiyatlara ilişkin öngörü hata varyanslarını açıklama oranlarının ilgili ana harcama grubuna ilişkin kurulan modelde, %15,8 oranının gerçekleştiği TÜFE'de, %25,9 oranına sahip ÜFE'den daha zayıf olduğu tespit edilmiştir.
- e) Ev Eşyası Ana Harcama Grubu'na ilişkin varyans ayrıştırması sonuçları incelendiğinde ise; ilk dönemlerde değişimin yaklaşık %64,5'i kendisi, %15,4'ü döviz kuru oynaklığı ve %11,4'ü ÜFE şokları tarafından açıklanırken 12. ayda kendisi tarafından açıklanan değişim oranı %24,2'ye, ÜFE %6,3'e düşerken döviz kuru oynaklığı ve döviz kuru şokları tarafından açıklanan değişim oranları sırasıyla %20,8'e ve %40,6'ya yükselmiştir. Döviz kurunun TÜFE'de gerçekleşen değişimi açıklama oranının ÜFE'dekinden daha güçlü olduğu ve ÜFE'deki açıklanabilirliğin %27,9 oranında kaldığı tespit edilmiştir.
- f) Sağlık Ana Harcama Grubu'nun dahil edildiği SVAR modeli sonucunda elde edilen varyans ayrıştırması sonuçları; ilk dönemlerde değişimin %93,4'ünün kendisi %1,3'ünün döviz kuru şokları tarafından açıklanmasına rağmen 12. ayda kendisi tarafından açıklanan değişim oranının %62,4'e düştüğünü döviz kuru şokları tarafından açıklanan değişim oranının ise %30,6'ya ulaştığını göstermiştir. Döviz kurunun TÜFE'deki değişim üzerindeki etkisinin ÜFE'den daha güçlü olduğu ve ÜFE'deki değişimin döviz kuru tarafından açıklanabilirliğinin yaklaşık %18,8 oranında seyrettiği tespit edilmiştir.
- g) Ulaştırma Ana Harcama Grubu'na ilişkin varyans ayrıştırması sonuçları incelendiğinde; ilk dönemlerde değişimin yaklaşık %58,7'si kendisi, %16,2'si ithalat birim değer endeksi, %13,5'i ÜFE ve %11,5'i döviz kuru şokları tarafından açıklanırken 12. ayda kendisi tarafından açıklanan değişim oranı %33,4'e, döviz kuru %7,9'a, ÜFE %7,6'ya ve ithalat birim değer endeksi %3'e düşerken, %48'i ise ilk dönemlerde oldukça zayıf olan döviz kuru oynaklığı şokları tarafından açıklanmaktadır. Döviz kurunun yurtiçi fiyatlarda gerçekleşen değişimi açıklama oranının ilgili ana harcama grubuna ilişkin kurulan modelde %20,7 oranı ile ÜFE'de daha güçlü olduğu tespit edilmiştir.

- h) Bir diğ er ana harcama grubu olan Haberleş me Ana Harcama Grubu için TÜFE değerlerine ilişkin varyans ayrıştırma analizi sonuçlarının, etki tepki grafikleri ile tutarlı olmak üzere döviz kurunun yurtiçi fiyatlarda gerçekleş en de ğ iş imi açıklama oranının, %33,6 ile ÜFE’de, %25,7 açıklanma oranına sahip olan TÜFE’den daha yüksek oldu ğ u sonucuna ulaşı lmıştır. İlk dönemde ÜFE’nin öngörü hata varyansına %44,4 oranıyla kendisi baş ta olmak üzere sırasıyla %29 ile döviz kuru ve %25,2 ile ithalat birim de ğ er endeksi katkıda bulunurken 12. ayda ÜFE’nin de ğ iş ime katkısının %19,4’e ithalat birim de ğ er endeksinin ise %14,7’ye geriledi ğ i gözlemlenmiştir. İlk dönemlerde oldukça düşük katkıya sahip döviz kuru oynaklı ğ ı ş okunun etkisinin 12.ayda %30,1’e ulaşı tı ğ ı, döviz kurunun ise dalgalı hareketlerle %33,6’ya yükseldi ğ i sonucuna varılmış tır.
- i) Eğ lence ve Kültür Ana Harcama Grubu’na ilişkin varyans ayrıştırması sonuçları incelendi ğ inde ise; ilk dönemlerde de ğ iş imin yaklaşık %78,5’i kendisi, %13,1’i döviz kuru ve %6,9’u ÜFE ş okları tarafından açıklanıyorken 12. ayda kendisi tarafından açıklanan de ğ iş im oranı %12,9’a, ÜFE %3,7’ye düş erken döviz kuru ş oklarının etkisi oldukça artarak %74’e ulaş mıştır. Döviz kurunun yurtiçi fiyatlarda meydana gelen de ğ iş imleri açıklama gücünün, ilgili ana harcama grubuna ilişkin kurulan modelde, %74 oranı ile TÜFE’de, %31,5 oranının gerçekleş ti ğ i ÜFE’den daha yüksek oldu ğ u sonucuna ulaşı lmıştır.
- j) Eğ itim Ana Harcama Grubu için TÜFE değerlerine ilişkin varyans ayrıştırma analizi sonuçlarının, etki tepki grafikleri ile tutarlı olmak üzere söz konusu ana grubun hizmet kalemlerinden oluş ması nedeniyle döviz kurunun ÜFE’deki de ğ iş imi açıklama oranı %34,7 olup %2,4 açıklanma oranına sahip olan TÜFE’den oldukça yüksek oldu ğ u tespit edilmiştir. ÜFE’nin öngörü hata varyansında en etkili ş okların sırasıyla; %34,7 oranıyla döviz kuru ve %25,7 ile ithalat birim de ğ er endeksi ş okları oldu ğ u tespit edilmiştir.
- k) Bir diğ er ana harcama grubu olan Lokanta ve Oteller Ana Harcama Grubu’na ilişkin varyans ayrıştırması sonuçlarına göre ise; ilk dönemlerde de ğ iş imin %73,5’i kendisi, %12,3’ü ÜFE, %7,1’i döviz kuru oynaklı ğ ı ve %6,8’i döviz kuru ş okları tarafından açıklanıyorken 12. ayda kendisi tarafından açıklanan de ğ iş im oranı %47,2’ye düş erken, ÜFE %16,6’ya, döviz kuru oynaklı ğ ı %13,4’e ve döviz kuru ş oklarının etkisi %17,1’e ulaş mıştır. ÜFE’nin varyans ayrıştırma sonuçları incelendi ğ inde ise; ilk ayda kendisinden sonra de ğ iş ime en fazla katkı sağ layan ş okların sırasıyla; %33 ile döviz

kuru ve %15,2 ile ithalat birim deęer endeksi olduęu bulunurken 12. ayda ithalat birim deęer endeksi ve dviz kurunun sırasıyla %12,2 ve %29,4'e geriledięi gzlemlenmiřtir. İlk dnemlerde olduka zayıf etkiye sahip olan dviz kuru oynaklıęı řokunun ise zamanla artarak 6. ayda %16,2'ye 12. ayda ise %26,2'ye ulařtıęı tespit edilmiřtir.

- 1) eřitli Mal ve Hizmetler Ana Harcama Grubu'na iliřkin varyans ayrıřtırması sonuları incelendięinde ise; ilk dnemlerde deęiřimin yaklařık %62,3' kendisi, %28,1'i dviz kuru, %5,8'i ithalat birim deęer endeksi ve %2,7'si FE řokları tarafından aıklanıyorken 12. ayda kendisi tarafından aıklanan deęiřim oranı %31,9'a dřerken, ithalat birim deęer endeksinin aıklama oranı %8,2'ye, FE %4,9'a ve dviz kuru %47,1'e ulařmıřtır. FE'nin ngr hata varyansına kendisinden sonra en ok katkı saęlayan deęiřkenler ise 1.dnem itibariyle sırasıyla; %27 oranıyla ithalat birim deęer endeksi ve %26,1 ile dviz kuru řokları olurken 12. ayda ithalat birim deęer endeksi řoku %16'ya gerilemiř, aksine dviz kuru řokunun etkisi %30,4'e ulařmıřtır. Dviz kurunun TFE'de meydana gelen deęiřimleri aıklama oranının FE'ye gre daha gl olduęu sonucuna varılmıř ve FE'de sz konusu oranın %30,4'te kaldıęı tespit edilmiřtir.

5. SONUÇ

Bu tez çalışmasında yapısal VAR modellemesi yapılarak Türkiye'de döviz kuru hareketlerinin yurtiçi fiyatlara geçiş etkisi Ocak 2006-Kasım 2018 dönemini kapsayan aylık veriler ile incelenmiştir. Literatürdeki çalışmalardan farklı olarak bu çalışmada geçiş etkisinin, TÜFE genel endeksinin yanı sıra hangi harcama gruplarına ne oranda etki ettiği ortaya koyulmuştur. Böylece, detaylı geçiş etkisi analizi sonucunda genel endekste yansıma oranının esasen hangi gruplardan kaynaklandığının tespit edilmesi amaçlanmıştır. Yapısal VAR modeli çerçevesinde kısıtlar belirlenirken iktisat teorisinin yanı sıra mevcut ekonomik koşullar da göz önünde bulundurulmuştur. Tüketici fiyat endeksi ana harcama gruplarının içerdiği ürün yapısı dikkate alınarak ayrı ayrı kısıt tanımlaması yapılmış hizmet kalemlerini içeren ana harcama gruplarına ilişkin oluşturulan modelde sanayi üretim endeksi değişkeni kapsam dışı tutularak kısıtlar da ona uygun olacak şekilde belirlenmiştir. Ekonometrik yöntem olarak kullanılan yapısal VAR modeli çerçevesinde, üretici ve tüketici fiyat endekslerinin öngörü hatasının varyans ayrıştırma tablosu ve etki tepki grafikleri elde edilmiştir. Etki tepki fonksiyonlarından elde edilen bulgulara göre, genel endeks ile ana harcama gruplarının dahil edildiği modellerin "Çeşitli Mal ve Hizmetler" ana harcama grubunun dahil edildiği model hariç olmak üzere hepsinde döviz kurunun üretici fiyatlarına yansıma etkisinin tüketici fiyatlarından daha baskın olduğu bulunmuştur. TÜFE kapsamında yer alan ana harcama gruplarının kendi içerisinde karşılaştırması yapıldığında ise genel endekste gözlemlenenin üzerinde geçiş katsayısına sahip olan ana harcama grupları sırasıyla;

- Çeşitli mal ve hizmetler
- Eğlence ve Kültür
- Ev Eşyası
- Gıda ve Alkolsüz İçecekler
- Sağlık

olarak bulunmuştur. Belirtilen ana harcama gruplarında geçiş etkisinin daha baskın olmasının nedeni olarak içerilen ithal tüketim mal oranının yüksek olması ileri sürülebilir. Yansıma oranının en yüksek olduğu tespit edilen "Çeşitli Mal ve Hizmetler" ana harcama grubunda söz konusu baskınlığın nedeni; ithal ürünlerin yoğunlukta olduğu kişisel bakım ürünleri ile döviz piyasasından doğrudan etkilenen altın fiyatlarının yer alması olarak

açıklanabilir. “Eğlence ve Kültür” ana harcama grubunda yer alan paket turlarda döviz kaynaklı gerçekleşen değişimler ile aynı ana grup altında yer alan televizyon ve bilgisayar ürünlerinde ithal bağımlılığın yüksek olması, “Ev Eşyası” ana harcama grubunda mobilya ve beyaz eşya ürünlerinin yurtiçi üretiminin düşük kalarak ithal tüketim malı olarak elde edilmesi, “Gıda ve Alkolsüz İçecekler” ana grubunda yer alan yumurta, et, taze sebze ve meyve ürünlerinde ithal girdi maliyeti artışından kaynaklanan değişimler ile “Sağlık” ana grubunda ilaç ve benzeri girdilerde tamamen ithal bağımlı olunması geçiş etkisinin belirtilen ana harcama gruplarında daha baskın olma nedenleri olarak gösterilebilir. Bunun yanı sıra TÜFE'nin hizmet kalemi olan "Eğitim" grubu ile devlet tarafından yönetilen yönlendirilen malları içeren "Alkollü İçecekler ve Tütün" ana harcama grubunda döviz kuru hareketlerinin tüketici fiyatlarına geçiş etkisinin anlamsız olduğu tespit edilmiştir. “Eğitim” ana harcama grubunda söz konusu anlamsızlığın nedeni olarak ilgili grup altında yer alan okul ücretlerinin eğitim dönemlerinin başında belirlenerek sonraki dönemlerde kayıt azlığı nedeniyle temsiliyet oranının düşük olmasından dolayı sabit tutulmasından kaynaklandığı ileri sürülebilir. “Alkollü İçecekler ve Tütün” ana harcama grubunda tespit edilen durumun nedeni olarak ise devlet tarafından yönetilen-yönlendirilen mallardan oluşması gösterilebilir.

Uygulamada elde edilen sonuçlar “Tek Fiyat Kanunu”nun reel ekonomide geçerli olmadığına bir ispatı niteliğindedir. TÜFE'nin 12 ana harcama grubuna ilişkin oluşturulan modeller baz alınarak yapılan analiz sonuçlarına göre; ticarete konu olmayan mal ve hizmet kalemlerini içeren ana harcama gruplarında geçiş etkisinin diğer gruplara nazaran daha zayıf olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Bu tez çalışmasında döviz kuru oynaklığı değişkenine ilişkin; Froot ve Klemperer (1989) ve Frankel ve diğerlerinin (2005) çalışmalarında elde ettiği sonuçlarla tutarlı bulgulara ulaşılmıştır. Gelişmekte olan ülkelerde gözlemlendiği gibi Türkiye’de de döviz kuru oynaklığının yurtiçi fiyatlar üzerindeki etkisinin negatif olduğu tespit edilmiştir.

Türkiye’de döviz kuru hareketlerinin enflasyon üzerindeki etkisi ithal edilen ara malı, sermaye malları ve tüketim malları üzerinden ortaya çıkmaktadır. Döviz kurunda meydana gelen artışın neden olacağı enflasyonist baskıyı azalmak için; hammadde ve ara malı ithalatında dışa bağımlılığın azaltılması gerekmektedir. Üretimde kullanılan girdilerin yurtiçi menşei firmalar tarafından üretilip katma değer de yurtiçinde kalması sağlanırken

girdilerin yurtdışından ithal edilerek üretim zincirine dahil olması durumunda elde edilecek katma değer yurtdışına aktarılacaktır. Dolayısıyla üretimde ithal girdi kullanımı, dış ticaret ve cari işlemler dengesine olumsuz yansiyarak gerek tüketim gerekse ara malı üreten firmaların uluslararası rekabet gücünü zayıflatacaktır. Üretimde ithal girdi kullanım oranını gösteren ara malı ithalatı içerisinde 18,36 oranıyla yüksek paya sahip olan enerji ithalatının, yansıma oranı üzerindeki etkisi kayda değer önem arz etmektedir. Türkiye’de enerji ithalatına ilişkin payın düşürülmesi amacıyla rüzgar ve güneş enerjisi başta olmak üzere yenilenebilir enerji kaynaklarının Ar-Ge ve inovasyon destekleriyle geliştirilmesi ve yurtdışı bağımlılığın azaltılması amaçlanmalıdır. Bunun yanı sıra devlet teşvikleri, sübvansiyonlar ve vergi muafiyetleri aracılığıyla ithal edilen ara mal ve tüketim mallarının yurtiçinde üretiminin sağlanması hedeflenmelidir. Döviz kuru geçiş etkisinin oluşturacağı enflasyonist baskıyı gidermek için atılması gereken bir diğer adım ise tutarlı enflasyon hedefleri belirlenerek etkin para politikalarının uygulanması sonucu ekonomik güvenin artırılması ve istikrarın sağlanması amaçlanmalıdır.



KAYNAKLAR

- Akdemir, S. ve Özçelik, M. (2018). “Döviz Kurlarının Yurtiçi Fiyatlara Geçiş Etkisi: Türkiye Ekonomisi 2003-2017 Dönemi Uygulaması”. *Abant İzzet Baysal Üniversitesi, Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 14(1), 35-50.
- Aktan, C. ve Şen, H. (1999). *Globalleşme, Ekonomik Kriz ve Türkiye*, Ankara: TOSYÖV Yayınları, 1999, 10-35.
- Alptekin, V. (2009). “Türkiye’de Dış Ticaret-Reel Döviz Kuru İlişkisi: Vektör Otoregresyon (VAR) Analizi Yardımıyla Sınanması”. Doktora Tezi, Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Ana Bilim Dalı, Konya.
- Alptekin, V., Yılmaz, K. ve Taş, T. (2016). “Döviz Kurundan Fiyatlara Geçiş Etkisi: Türkiye Örneği”. *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 35, 1-9.
- Arabacı, Ö. ve Baştürk M. (2013). “Türkiye’de Banka Kredi Kanalı: 2001-2008 Dönemi”. *Gaziantep Üniversitesi, Sosyal Bilimler Dergisi*, 12(3), 567-587.
- Arat, K. (2003). Türkiye’de Optimum Döviz Kuru Rejimi Seçimi ve Döviz Kurlarından Fiyatlara Geçiş Etkisinin İncelenmesi, Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Dış İlişkiler Genel Müdürlüğü, Ankara.
- Arı, A. (2010). “Dalgalanma Korkusu ve Döviz Kuru Geçiş Etkisi”. *Journal of Yasar University*, 17(5), 2832-2841.
- Aydın, Ü. ve Kara, O. (2012). “Türkiye’de Döviz Kuru Enflasyon Etkileşiminin Para Politikası Üzerine Etkileri”. *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar Dergisi*, 49 (2), 27-40.
- Bal, H. ve Yetiz, F. (2016). “Döviz Kurunun Yansıma Etkisi ve Yansıma Etkisinin Ölçülmesi: Türkiye Üzerine Bir Değerlendirme”. *Çukurova Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 20(1), 11-26.
- Bal, H., Yetiz, F. ve Demiral M. (2017). “Döviz Kurunun Yurtiçi Fiyatlara Yansıması: OECD Ülkelerinden Bulgular”. *Çukurova Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 21(2), 133-151.
- Berg, A. and Borenstein, E. (2000). “The Choice of Exchange Rate Regime and Monetary Target in Highly Dollarized Economies”. IMF Working Papers, 2000/29.
- Bernanke, S. (1986). “Alternative Explanations of the Money-Income Correlation”. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 25, 49–99.
- Beveridge, S. ve Nelson, C. (1981). “A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with particular Attention to Measurement of the Business Cycle”. *Journal of Monetary Economics*, 7, 151-174.
- Blanchard, O. ve Quah, D. (1989). “The dynamic effects of aggregate demand and aggregate supply shocks”. *American Economic Review*, 79, 655–673.

- Choudhri, Ehsan U. ve Dalia S. Hakura (2006), "Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter?". *Journal of International Money and Finance*, 25, 614-639.
- Coricelli, Fabrizio, Bos̃tjan Jazbec and Igor Masten (2006), "Exchange rate pass-through in EMU acceding countries: Empirical analysis and policy implications". *Journal of Banking and Finance*, 30, 1375–1391.
- Damar, O. (2010). Türkiye’de Döviz Kurundan Fiyatlara Geçiş Etkisinin İncelenmesi, Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Piyasalar Genel Müdürlüğü, Ankara.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. New York, 311.
- Enders, W. (2014). *Applied Econometric Time Series* (Fourth Edition), United States of America.
- Engle, R.F. ve C.W.J. Granger (1987). "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Ergin, A. (2015). "Döviz Kuru ve Enflasyon Arasındaki Geçiş Etkisi: Türkiye Örneği". *Niğde Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8(3), 13-29.
- Fischer, S. (2001). "Exchange Rate Regimes: Is the Bipolar View Correct?". *Journal of Economic Perspectives*, 15, No. 2, 3-24.
- Foroni, C. (2014). A Primer of Structural VARs. Retrieved from Universiteteti Oslo: https://www.uio.no/studier/emner/sv/oekonomi/ECON4160/h14/teaching-material/svar_lecturenotes.pdf.
- Frankel, J. (1999). "No Single Currency Regime is Right for All Countries, or at All Times". Essays in International Finance, No. 215. (Princeton University).
- Frankel, J., D. Parsley and Wei S.J. (2005). "Slow Pass-through Around the World: A New Import for Developing Countries?". National Bureau of Economic Research Working Paper, No.11199.
- Froot, Kenneth A. and Klemperer Paul D. (1989). "Exchange Rate Pass-Through When Market Share Matters", *American Economic Review*, 79, No.4, 637-654.
- Gacener, A. (2005). "Türkiye Açısından Wagner Kanunu’nun Geçerliliğinin Analizi". Dokuz Eylül Üniversitesi *İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 20(1), 103-122.
- Goldberg, K. Pinelopi ve Knetter, M. Michael (1996). "Goods prices and Exchange rates: What have we learned? ". NBER Working Paper, No.5862, 9-15.
- Goldfajn, Ilan ve Sergio R. C. Werlang (2000). "The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study".
- Gujarati, Damodar N. (2006). *Essentials of Econometrics*, The McGraw-Hill Companies, 752-753.

- Hooper, P. ve Catherine L.M. (1989). "Exchange Rate Pass-Through in the 1980s: The Case of U.S. Imports of Manufactures". *Brookings Papers Economic Activity*, 8, 297-456.
- Ito, T. ve Sato, K. (2008). "Exchange rate changes and inflation in post-crisis Asia economies: Vector autoregression analysis of the exchange rate pass-through". *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(7), 1407-1438.
- İnan, E. (2002). "Kur Rejimi Tercihi ve Türkiye". *Bankacılar Dergisi*, 40, 42-44.
- Johansen S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, 59(6), 1551-1580.
- Kahn, G.A. (1987). Dollar depreciation and inflation. Federal Reserve Bank of Kansas City, *Economic Review*, 72(9), 32-49.
- Kara, H., Tuğer, H., Özlale, Ü., Tuğer, B., Yavuz, D. ve Yücel M. (2005). "Exchange Rate Pass-Through in Turkey: Has It Changed and to What Extent?". Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Araştırma ve Geliştirme Çalışmaları, No.05/04.
- Kara, H., ve Öğünç, F. (2012). "Döviz kuru ve ithalat fiyatlarının yurt içi fiyatlara etkisi". *İktisat İşletme ve Finans*, 27(317), 9-28.
- Keating, J. (1992). "Structural Approaches to Vector Autoregressions". Department of Economics, Washington University, St. Louis, 41.
- Korkmaz, S. ve Bayır, M. (2015, Ekim). "Döviz Kuru Dalgalanmalarının Yurtiçi Fiyatlara Geçiş Etkisi". *Niğde Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8(4), 69-85.
- Leigh, D. and Rossi, M. (2002). "Exchange Rate Pass-Trough in Turkey". International Monetary Fund Working Paper, No. 2-204.
- Lütkepohl, H.(2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, New York.
- McCarthy, J., (2000), "Pass-through of Exchange Rates and Import Prices To Domestic Inflation in Some Industrialized Economies". Federal Reserve Bank of New York Staff Report No. 3.
- Menon, J. (1995). "Exchange rate pass-through". *Journal of Economic Surveys*, 9(2), 197-231.
- Menon, J. (1996). "The Degree and Determinants of Exchange Rate Pass-Through: Market Structure. Non-Tariff Barriers and Multinational Corporations". *The Economic Journal*, 106(435), 434-444.
- Öner, H. (2018). "Döviz Kuru ve Enflasyon Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Uygulaması". *Hitit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 11(1), 343-358.
- Özçiçek, Ö. (2010). "Döviz Kuru Hareketlerinin Enflasyon Üzerindeki Etkisi: Sektörel Analiz". *Çukurova Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 19(2), 313-327.

- Pfaff, B. (2008). "VAR, SVAR and SVEC Models: Implementation Within R Package vars". *Journal of Statistical Software*, 27(4), 2-4.
- Petek, A. ve Çelik, A. (2017). "Türkiye'de Enflasyon, Döviz Kuru, İhracat ve İthalat Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi (1990-2015)". *Abant Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 54(626), 69-87.
- Poirson, H. (2001). "How Do Countries Choose Their Exchange Rate Regime". IMF Working Papers, 2001/46.
- Sims, C. (1980). "Macroeconomics and Reality". *Econometrica*, 48, 1-48.
- Sims, C. (1986). "Are Forecasting Models Usable For Policy Analysis?". Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Stock, J. and Watson, M. (2011). *Dynamic Factor Models*, Department of Economics, Oxford University, 649.
- Şentürk, M. ve Dücan, E. (2017). Enflasyon Dinamikleri ve Döviz Kuru Geçişkenliği: Bir Makro İktisadi Sarmal. V. Anadolu International Conference in Economics, May 11-13, 2017, Eskişehir, Turkey, 1-14.
- Tarı, R. ve Bozkurt, H. (2006). "Türkiye'de İstikrarsız Büyümenin Var Modelleri İle Analizi". *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, 4, 12-28.
- Tarı, R. (2012). *Ekonometri*, Gözden Geçirilmiş 8. Baskı, Umuttepe Yayınları, Kocaeli, 415.
- Ünsal, E. (2009). *Makro İktisat*, Gözden Geçirilmiş 8. Baskı, İmaj Yayınevi, 118-119.
- Woo W.T. (1984). Exchange rates and the prices of nonfood, nonfuel products. Brookings Papers On Economic Activity, 514.
- Yılmaz, Ş. (2012). "Dünya Ekonomisi ve Türkiye: Globalleşme, Liberalizasyon ve Kriz", Türkiye Ekonomi Kurumu, Tartışma Metni, No. 2012/4.
- Yiğit, Ö. (2010). Çekirdek Enflasyon Tahmininde Yapısal VAR Yaklaşımı ve Türkiye Ekonomisi İçin Bir Uygulama, Yüksek Lisans Tezi, Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.
- Yiğit, Ö. ve Gökçe, A. (2012). "Türkiye'de Çekirdek Enflasyon: Ekonometrik Bir Yaklaşım". *Central Bank Review*, 12(1), 37-51.
- Yücel, M. (2005). 3+1 Essays on The Turkish Economy, Doktora Tezi, Bilkent Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ankara.



EKLER

EK-1. Tablo 1. Döviz Kuru Oynaklığının GARCH(1,1) Modellemesi İle Tahmini

Dependent Variable: D(LOG(USD))				
Method: ML - ARCH				
Date: 02/28/19 Time: 22:42				
Sample (adjusted): 2006M03 2018M11				
Included observations: 153 after adjustments				
Convergence achieved after 49 iterations				
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)				
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.004489	0.003879	1.157010	0.2473
AR(1)	0.258597	0.095999	2.693754	0.0071
Variance Equation				
C	0.000145	0.000119	1.215832	0.2240
RESID(-1)^2	0.398980	0.142942	2.791210	0.0053
GARCH(-1)	0.596544	0.152051	3.923327	0.0001
R-squared	0.099773	Mean dependent var		0.009175
Adjusted R-squared	0.093812	S.D. dependent var		0.038714
S.E. of regression	0.036853	Akaike info criterion		-3.845901
Sum squared resid	0.205083	Schwarz criterion		-3.746867
Log likelihood	299.2115	Hannan-Quinn criter.		-3.805672
Durbin-Watson stat	1.649829			
Inverted AR Roots	.26			

ÖZGEÇMİŞ

Kişisel Bilgiler

Soyadı, adı :AYTEKİN Merve
Uyruğu : T.C.
Doğum tarihi ve yeri :1988 Ankara
Medeni hali : Bekar
Telefon : 0506 146 46 56
e-mail : merve.aytekin@tuik.gov.tr



Eğitim

Derece	Eğitim Birimi	Mezuniyet tarihi
Yüksek lisans	Gazi Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi Ekonometri Bölümü	Devam Ediyor.
Lisans	Hacettepe Üniversitesi Fen Fakültesi İstatistik Bölümü	2011
Lise	Kocatepe Mimar Kemal Anadolu Lisesi	2006

İş Deneyimi

Yıl	Yer	Görev
2016-Devam	Türkiye İstatistik Kurumu	Uzman Yardımcısı

Yabancı Dil

İngilizce



GAZİLİ OLMAK AYRICALIKTIR..

