



**GIDA FİYATLARI VE PARA POLİTİKASI İLİŞKİSİ:
TÜRKİYE'DEN BULGULAR**

FATMA TÜRKEN

**Ocak 2024
DENİZLİ**

**GIDA FİYATLARI VE PARA POLİTİKASI İLİŞKİSİ:
TÜRKİYE'DEN BULGULAR**

**Pamukkale Üniversitesi
Sosyal Bilimler Enstitüsü
Yüksek Lisans Tezi
İktisat Anabilim Dalı
İktisat Tezli Yüksek Lisans Programı**

Fatma TÜRKEN

Danışman: Doç. Dr. Mustafa Ozan YILDIRIM

**Ocak 2024
DENİZLİ**

ETİK

Bu tezin tasarımı, hazırlanması, yürütülmesi, arařtırmalarının yapılması ve bulgularının analizlerinde bilimsel etięe ve akademik kurallara özenle riayet edildiđini; bu alıřmanın doğrudan birincil ürünü olmayan bulguların, verilerin ve materyallerin bilimsel etięe uygun olarak kaynak gösterildiđini ve alıntı yapılan alıřmalara atıfta bulunulduđunu beyan ederim.

İmza

FATMA TÜRKEN

ÖN SÖZ

Lisansüstü eğitimim sürecinde desteğini ve motivasyonunu esirgemeyen, güzel enerjisiyle daima yol gösterici olan, kıymetli bilgilerine beni de ortak eden değerli danışmanım Doç.Dr. Mustafa Ozan Yıldırım'a sonsuz teşekkürlerimi sunarım. Bu süreçte tecrübelerini paylaşıp, bana vakit ayıran değerli dostlarım Arş.Gör. Emre Destan'a, Arş.Gör. Cihat Karademir'e ve Arş.Gör. Günsenin Altınkaynak'a destekleri ve yardımları için minnettarım.

Her zaman arkamda olan aileme destekleri için teşekkür ederim. En çok da sevgisi, sabrı, anlayışı ile yanımda olan yol arkadaşım, teyzem Leyla Uzun Muşturuk'a tüm kalbimle minnettarım.

ÖZET
GIDA FİYATLARI VE PARA POLİTİKASI İLİŞKİSİ: TÜRKİYE'DEN
BULGULAR

Türken, Fatma
Yüksek Lisans Tezi
İktisat ABD
Tez Danışmanı: Doç. Dr. Mustafa Ozan Yıldırım

Ocak 2024, viii+71 sayfa

Son dönemlerde tüm dünyada gıda fiyatlarında yaşanan artış, özellikle tüketim sepetinde gıdanın baskın olduğu orta ve düşük gelirli ülkelerde refah düzeyinin ve genel enflasyonun temel belirleyicisi olması açısından büyük önem taşımaktadır. Diğer taraftan, özellikle enflasyon hedeflemesi yapan merkez bankaları için gıda fiyatlarındaki dalgalanmalar sadece mevcut enflasyon için değil, gelecekteki gıda ve manşet enflasyonu tahmin etmek için de sorun teşkil etmektedir. Dolayısıyla gıda fiyatlarında istikrar, yoksul hane halklarının refahı açısından ve enflasyon hedeflemesi ortamında enflasyon beklentilerinin çapalanmasında para politikası otoritelerinin güvenilirliği açısından bir politika gerekliliği doğurmaktadır.

Bu çalışmanın amacı ilk olarak, son dönemde yüksek ve dalgalı olarak seyreden gıda enflasyonunun yaşandığı Türkiye ekonomisinde gıda fiyatlarının belirleyicilerini ortaya koymaktır. İkinci olarak, gıda fiyatlarındaki artışın neden olduğu ikinci tur etkilerin varlığı da araştırılmaktadır. Bu amaçlar doğrultusunda çalışmada 2003-2023 dönemini kapsayan ve aylık verilerden oluşan Bayesyen Yapısal VAR (BSVAR) yöntemi kullanılmıştır. Elde edilen bulgular, Türkiye ekonomisinde gıda fiyatlarını belirleyen değişkenlerin küresel gıda fiyatları, enflasyon, para arzı ve tarımsal girdi fiyatları olmasının yanı sıra, en önemli itici gücün döviz kuru olduğunu ortaya koymuştur. Buna ek olarak analiz sonuçları gıda fiyatlarından çekirdek enflasyona ikinci tur etkiyi doğrulamaktadır. Bu etki Toda Yamamoto nedensellik testi ile desteklenmektedir. Ayrıca, gıda fiyatları enflasyon beklentilerinin yükselmesine yol açarak ikinci tur etkinin ortaya çıkmasına neden olmaktadır. Bu doğrultuda Türkiye'deki yüksek enflasyonun önemli bir kısmı gıda fiyatlarındaki kalıcı ve yüksek enflasyon tarafından etkilenmektedir. Enflasyon hedefinin tutturulması, döviz kurlarında istikrarın sağlanması ve dolayısıyla gıda fiyatlarının kontrol altına alınması politika yapıcılar açısından önem arz etmektedir.

Anahtar Kelimeler: Gıda Fiyatları, Enflasyon, İkinci Tur Etki, Bayesyen Yapısal VAR

ABSTRACT**THE RELATIONSHIP BETWEEN FOOD PRICES AND MONETARY
POLICY: EVIDENCE FROM TURKEY**

Türken, Fatma

Master Thesis

Department of Economics

Adviser of Thesis: Assis. Prof. Dr. Mustafa Ozan Yıldırım

January 2024, viii+71 pages

The recent increase in food prices all over the world is of great importance as it is the main determinant of welfare level and general inflation, especially in middle and low-income countries where food is dominant in the consumption basket. On the other hand, especially for inflation targeting central banks, fluctuations in food prices pose a problem not only for current inflation but also for forecasting future food and headline inflation. Therefore, food price stability is a policy necessity for the welfare of poor households and for the credibility of monetary policy authorities in anchoring inflation expectations in an inflation targeting environment.

The aim of this study is, first, to reveal the determinants of food prices in the Turkish economy, which has recently experienced high and volatile food inflation. Secondly, the existence of second round effects caused by the increase in food prices is also investigated. In line with these objectives, the study employs Bayesian Structural VAR (BSVAR) method with the data covering the monthly period of 2003-2023. The findings reveal that the determinants of food prices in the Turkish economy are global food prices, inflation, money supply and agricultural input prices, while the most important driving force is the exchange rate. In addition, the results of the analysis confirm the second round effect from food prices to core inflation. This effect is supported by the Toda Yamamoto causality test. Moreover, food prices lead to an increase in inflation expectations and thus cause the second-round effect to emerge. Accordingly, a significant portion of the high inflation in Turkey is affected by persistent and high inflation in food prices. Achieving the inflation target, stabilizing exchange rates and thus controlling food prices are important for policymakers.

Keywords: Food Prices, Inflation, Second Round Effect, Bayesian Structural VAR

İÇİNDEKİLER

ÖN SÖZ	i
ÖZET	ii
ABSTRACT	iii
İÇİNDEKİLER	iv
ŞEKİLLER DİZİNİ	vi
TABLolar DİZİNİ	vii
SİMGE VE KISALTMALAR DİZİNİ	viii

BİRİNCİ BÖLÜM

GİRİŞ

1.1.Çalışmanın Amacı.....	6
1.2.İkinci Tur Etki Teorisi.....	7
1.2.1. Talep-çekişli Etkiler	10
1.2.2. Maliyet-itışli Etkiler	10

İKİNCİ BÖLÜM

LİTERATÜR

2.1. Türkiye Gıda Fiyatları Literatürü.....	12
2.2. Uluslararası Gıda Fiyatları Literatürü	16
2.3. İkinci Tur Etki Literatürü	20

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

VERİ VE METODOLOJİ

3.1. Birim Kök Testleri ve Nedensellik Analizi	25
3.1.1. Durağanlık	25
3.1.2 Augmented Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi.....	25
3.1.3. Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testi.....	25
3.1.4.Toda Yamamoto Nedensellik Testi.....	26
3.2. VAR Modelleri	27
3.2.1. VAR Modeli.....	27
3.2.2. Bayesyen Yapısal VAR (BSVAR) Modeli.....	28
3.2.2.1 Cholesky Ayrışması.....	29

3.3. Veri.....	39
----------------	----

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

AMPİRİK BULGULAR

4.1. Birim Kök Testi Sonuçları.....	33
4.2. Gıda Fiyatlarının Belirleyenleri.....	34
4.2.1 Bayesyen Yapısal VAR Tahminleri (Model 1)	34
4.2.2 Bayesyen Yapısal VAR Tahminleri (Model 2)	38
4.3. İkinci Tur Etkinin Varlığı.....	41
4.3.1. Bayesyen Yapısal VAR Tahminleri (Model 3).....	41
4.3.2. Bayesyen Yapısal VAR Tahminleri (Model 4).....	44
4.4. Toda Yamamoto Nedensellik Testi.....	47
SONUÇ	49
KAYNAKLAR.....	52
EKLER.....	58
ÖZ GEÇMİŞ.....	76

ŞEKİLLER DİZİNİ

Sayfa

Şekil 1: Türkiye’de Enflasyon (2004-2023).....	2
Şekil 2: Uluslararası Gıda Fiyatları ve Türkiye (2003-2023).....	3
Şekil 3: Gıda Fiyatlarında Değişim (%).....	4
Şekil 4: Model 1 Etki Tepki Fonksiyonları.....	36
Şekil 5: Model 2 Etki Tepki Fonksiyonları.....	39
Şekil 6: Model 3 Etki Tepki Fonksiyonları.....	43
Şekil 7: Model 4 Etki Tepki Fonksiyonları.....	46

TABLULAR DİZİNİ

Sayfa

Tablo 1: Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) ana grup ağırlıkları.....	5
Tablo 2: Gıda Fiyatları Enflasyonu	6
Tablo 3: Değişkenler.....	32
Tablo 4: Tanımlayıcı İstatistikler.....	33
Tablo 5: Birim Kök Testi Sonuçları (Düzy Değerler).....	33
Tablo 6: Birim Kök Testi Sonuçları (Birinci Farklar)	34
Tablo 8: Varyans Ayrıştırması (2003M2- 2023M9).....	37
Tablo 9: Varyans Ayrıştırması (2016M2- 2023M9).....	41
Tablo 10: Varyans Ayrıştırması (2003M2- 2023M9).....	44
Tablo 11: Varyans Ayrıştırması (2013M2- 2023M9).....	47
Tablo 12: Toda Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları.....	48

SİMGE VE KISALTMALAR DİZİNİ

ADF	Augmented Dickey- Fuller
BVAR	Bayesian Vector Autoregression
FAO	Gıda ve Tarım Örgütü
GOÜ	Gelişmekte Olan Ülkeler
IMF	Uluslararası Para Fonu
OECD	Ekonomik Kalkınma ve İş Birliği Örgütü
PP	Phillips Perron
SVAR	Structural Vector Autoregression
TCMB	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası
TÜFE	Tüketici Fiyat Endeksi
TÜİK	Türkiye İstatistik Kurumu
TY	Toda Yamamoto
ÜFE	Üretici Fiyat Endeksi
VAR	Vector Autoregression

BİRİNCİ BÖLÜM

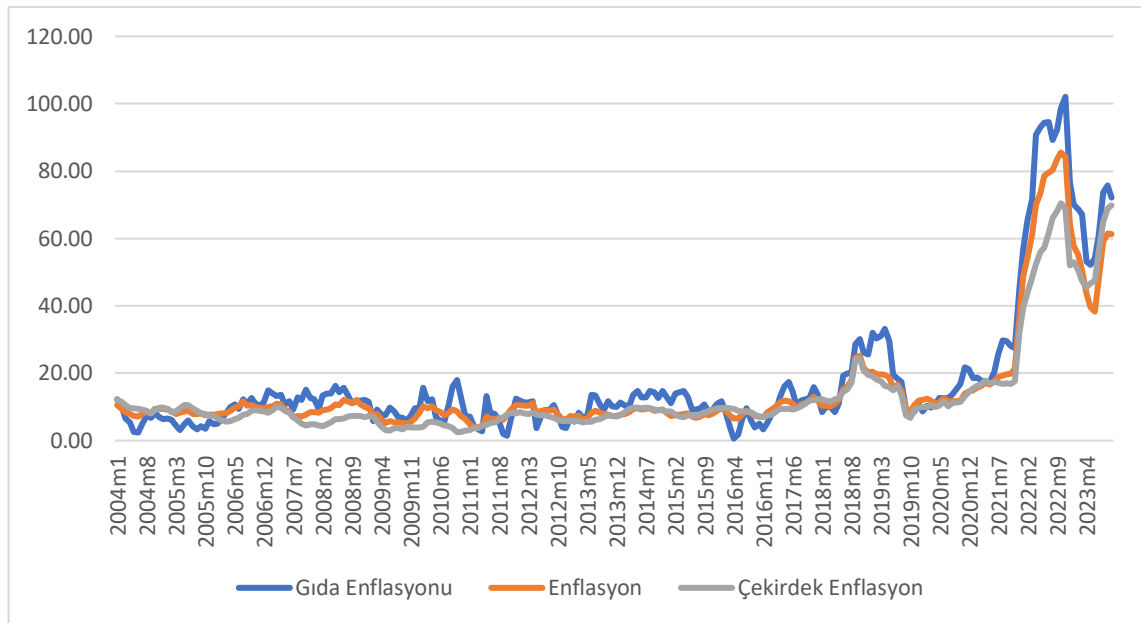
GİRİŞ

Emtia fiyatlarındaki artış ve dalgalanmalar ülkelerin makroekonomik istikrarını tehlikeye atan önemli bir sorundur. Özellikle, 2000’li yılların ortalarından itibaren gıda fiyatlarında yaşanan artış, gıdanın refaha olan etkisi nedeniyle özel önem taşımakta olup özellikle kırılgan ekonomiye sahip Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerin makroekonomik istikrarı ve ülke refahı üzerinde büyük bir baskı oluşturmaktadır. Galesi ve Lombardi (2009), gelişmekte olan ekonomiler için gıda fiyatlarındaki artışların önemli enflasyonist doğrudan etkileri olduğunu ortaya koymuşlardır.

De Brauw (2011), Kidane ve Woldemichael (2020)’e göre gelişmiş ve gelişmekte olan ekonomilerde son dönemde yaşanan yüksek ve dalgalı gıda enflasyonu, dünyanın dört bir yanındaki politika yapımcılarının para politikasının gıda fiyatlarındaki baskıları dengelemede ne kadar etkili olduğu sorusuyla yüzleşmesine yol açmıştır. Artan gıda enflasyonu sadece enflasyonu etkilemekle kalmamakta, aynı zamanda belirsizlik yaratarak enflasyon beklentilerinin yükselmesine neden olmaktadır. Bu durum, toplam enflasyonun tahmin edilmesinde ve enflasyon hedeflerine ulaşılmasında sorunlar yaratmaktadır. Üreticiler, artan enflasyon belirsizliğinden dolayı yatırım kararı vermekte zorlanmaktadırlar. Ayrıca artan gıda fiyatları, gelişmekte olan ülkelerde bebek ve çocuk ölümlerinin yanı sıra yetersiz beslenmeyi artırarak sağlık ve refah faaliyetlerini olumsuz yönde etkilemektedir (Tibor and Imre, 2023).

Gıdanın tüketim sepetindeki ihmal edilemez payı nedeniyle gıda fiyat enflasyonu manşet enflasyon için temel belirleyicidir. Sadece mevcut enflasyon için değil, aynı zamanda beklentiler yoluyla gelecekteki enflasyonun ve ücret görüşmelerinin de temelini oluşturmaktadır. Gıda fiyat artışları sepetteki diğer kalemlere göre daha yüksek olduğunda, gıda enflasyonu genel enflasyona tüketici sepetindeki gıda ağırlığından daha fazla katkı yapmaktadır (Iddrisu ve Alagidede, 2021).

Şekil 1: Türkiye’de Enflasyon (2004-2023)



Kaynak: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB)

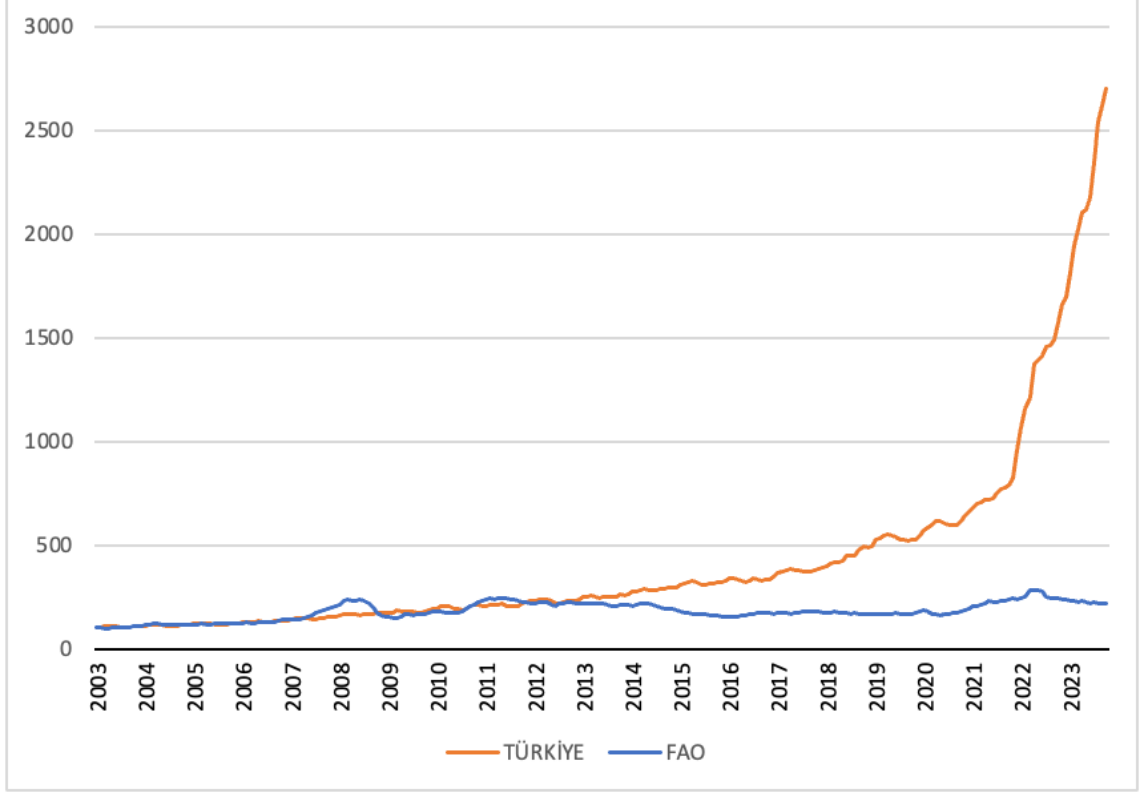
Türkiye, son on yıldır neredeyse yüksek gıda enflasyonunun sebeplerinden birisi olduğu yüksek enflasyon dönemi yaşamaktadır. Şekil 1, 2004–2023 döneminde Türkiye’deki gıda enflasyonu, çekirdek enflasyon ve genel enflasyondaki eğilimi göstermektedir. Gıda enflasyonu 2004–2023 döneminde çoğunlukla TÜFE enflasyonundan daha yüksek bir seyir göstermektedir. 2022’nin son aylarında çekirdek enflasyon %70,44, enflasyon %85,51 iken gıda enflasyonu %102.04 ile son 20 yılın zirvesine ulaşmıştır.

Rusya ve Ukrayna arasındaki savaş, önemli ölçüde insani acıya yol açmakla birlikte yarattığı politik belirsizlik nedeniyle küresel ekonomi üzerinde önemli etkiler doğurmuştur. Rusya ve Ukrayna hem bölgede hem de küresel ölçekte önemli oyuncular olduğu için bu durum özellikle tarım piyasaları için geçerlidir. Komşu bir ülke ve bölgede önemli bir oyuncu olan Türkiye’nin Ukrayna ve Rusya ile yakın bağları olması ve her iki ülkeden yapılan tarımsal ithalata büyük ölçüde bağımlı olması, Türkiye’yi savaşın neden olduğu piyasa şoklarına karşı hassas hale getirmektedir (Ozturk ve Faizi, 2023).

Türkiye’de 2022 yılında gıda fiyatlarında görülen önemli artış öncelikle Rusya-Ukrayna savaşına bağlanabilir, ancak ülkedeki gıda fiyat enflasyonuna birden fazla faktörün katkıda bulunduğunu kabul etmek önemlidir. 2023 yılının başlarında gözle görülür bir düşüş yaşamasına rağmen 2023 yılının son aylarında gıda fiyatları tekrar

yükselmeye başlamıştır. Son dönemlerde çekirdek enflasyon, enflasyon ve gıda fiyatları enflasyonu önemli bir artış gösterse de gıda fiyatlarındaki artış, enflasyon üzerinde baskı oluşturduğu gözlemlenmektedir.

Şekil 2: Uluslararası Gıda Fiyatları ve Türkiye (2003-2023)

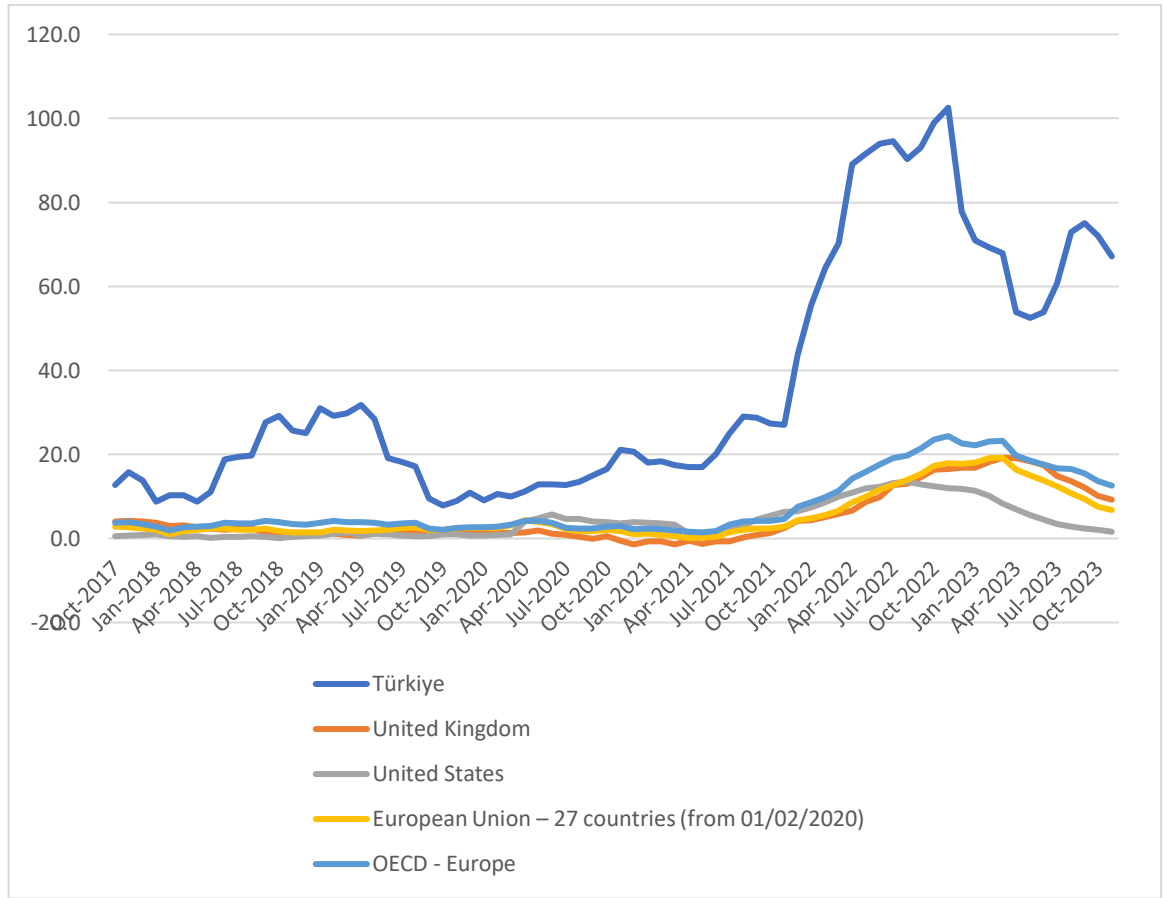


Kaynak: Gıda ve Tarım Örgütü (FAO), Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB)

Şekil 2, Türkiye'deki gıda fiyatlarının 2013 yılına kadar, Birleşmiş Milletler Gıda ve Tarım Örgütü (FAO) gıda fiyat endeksi ile birlikte hareket ettiğini göstermektedir. 2013'ten itibaren bu iki fiyat endeksi arasında bir ayrışma olmuştur. Ancak 2013 yılından 2022 yılına kadar FAO gıda fiyatları gerilerken, Türkiye'de gıda fiyatları artmaya devam etmiş ve enflasyonun temel belirleyicilerinden biri haline gelmiştir. 2003 yılında 100 baz değerine sahip olan iki endeks, 2023 yılına gelindiğinde Türkiye'de 2524, FAO uluslararası gıda fiyatlarında ise 121 değerine yükselmiştir.

Şekil 3, Türkiye ve diğer ülkeler için önceki yılın aynı ayına göre gıda fiyatlarının değişimini göstermektedir.

Şekil 3: Gıda Fiyatlarında Değişim (%)



Kaynak: Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Örgütü (OECD)

Türkiye'deki gıda enflasyonu Avrupa Birliği, İngiltere ve ABD gibi gelişmiş ülkelerde gözlemlenen gıda fiyatlarındaki artıştan daha yüksek seviyede gerçekleşmiştir. Bu ülkelerdeki gıda fiyatları bir önceki yılın aynı ayına göre incelendiğinde, Türkiye'deki gıda enflasyonunun Covid-19 pandemisinin başından itibaren diğer ülkelere göre daha yüksek seviyede seyrettiği, Kasım 2021'den sonra aradaki farkın giderek arttığını ve makasın açıldığını göstermektedir. Türkiye gibi gelişmekte olan piyasa ekonomilerindeki enflasyonun, gelişmiş ekonomilerdeki enflasyona kıyasla gıda fiyatı değişimlerinden ortalama olarak farklı şekilde etkileneceğini belirtmek önemlidir. Bu durum, zengin ve ekonomik olarak kalkınmış ülkelerde, gelir seviyesi yüksek olduğunda gıdaya harcanan payın azalması ile ortaya çıkmaktadır (Soskic, 2015).

Tablo 1 Türkiye ekonomisinde Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) içerisindeki ana harcama gruplarının paylarını ve zaman içerisindeki gelişimini göstermektedir.

Tablo 1: Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) Ana Grup Ağırlıkları

Ana Harcama Grubu	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
Gıda ve alkolsüz içecekler	27,6	26,78	26,22	24,09	24,45	24,25	23,68	21,77	23,03	23,29	22,77	25,94	25,32	25,43
Alkollü içecekler ve tütün	5,31	5,9	5,21	5,07	5,29	4,82	4,98	5,87	5,14	4,23	6,06	4,88	4,31	3,57
Giyim ve ayakkabı	7,3	7,22	6,87	6,83	7,17	7,38	7,43	7,33	7,21	7,24	6,96	5,87	6,42	6,41
Konut	16,83	16,46	16,44	16,68	16,41	15,79	15,93	14,85	14,85	15,16	14,34	15,36	14,12	16,62
Ev eşyası	6,78	6,93	7,45	7,28	7,52	7,78	8,02	7,72	7,66	8,33	7,77	8,64	8,86	8,67
Sağlık	2,55	2,4	2,29	2,22	2,44	2,57	2,66	2,63	2,64	2,58	2,80	3,25	3,24	3,53
Ulaştırma	13,9	15,15	16,73	17,99	15,54	15,38	14,31	16,31	17,47	16,78	15,62	15,49	16,80	15,08
Haberleşme	4,94	4,64	4,6	4,64	4,70	4,38	4,42	4,12	3,91	3,69	3,80	4,64	3,78	3,30
Eğlence ve kültür	2,83	2,7	2,98	2,95	3,36	3,54	3,81	3,62	3,39	3,29	3,26	3,01	3,06	3,25
Eğitim	2,48	2,32	2,18	1,92	2,26	2,53	2,56	2,69	2,67	2,40	2,58	2,28	2,03	1,67
Lokanta ve oteller	5,51	5,89	5,63	6,18	6,58	6,98	7,47	8,05	7,27	7,86	8,67	5,91	7,11	7,82
Çeşitli mal ve hizmetler	3,97	3,61	3,4	4,16	4,28	4,60	4,73	5,04	4,76	5,15	5,37	4,73	4,96	4,64

Kaynak: Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK)

Tablo 1'e göre yıllar itibariyle bakıldığında hane halkları tarafından gıda ve alkolsüz içeceklere yapılan harcamaların tüketim sepeti içinde büyük bir paya sahip olduğu görülmektedir. Tüketici fiyat endeksi içerisindeki grup ağırlığı 2010 yılında %27,6 olan gıda ve alkolsüz içeceklerin payı, 2017 yılına kadar kesintisiz azalarak %21,7'ye düşmüştür. 2018 yılından itibaren tekrar artış göstererek, 2023 yılında %25,4'e kadar yükselmiştir. Gıdanın tüketim sepetindeki ihmal edilemez payı nedeniyle gıda fiyat enflasyonu hane halkının refahını etkileyen en önemli faktörlerden biridir.

Tablo 2: Gıda Fiyatları Enflasyonu

Ülke	Nominal Gıda Enflasyonu (%)	Ülke	Reel Gıda Enflasyonu (%)
Venezuela.	318	Lübnan	44
Lübnan	274	Mısır	36
Arjantin	134	Ruanda	15
Türkiye	76	Türkiye	14
Mısır	74	Sierra Leone	12
Zimbabve	71	Gana	12
Surinam	65	Surinam	11
Sierra Leone	63	Malavi	11
Gana	52	Burundi	11
Malawi	39	Bahreyn	9

Kaynak: Dünya Bankası

Tablo 2 Dünya Bankası tarafından hazırlanan Gıda Güvenliği (Food Security) raporuna göre, 2023 Mayıs-Eylül dönemi boyunca gıda fiyatları en yüksek olan 10 ülke grubunu sıralamaktadır (World Bank, 2023). Bu listeye göre Türkiye'deki gıda fiyat enflasyonundaki hem nominal hem de reel olarak hesaplanan artış, Venezuela, Lübnan ve Arjantin'den sonra dördüncü en yüksek gıda fiyatları artışı olarak ifade edilmektedir.

1.1. Çalışmanın Amacı

Bu çalışma ilgili literatüre iki açıdan katkı sunmayı amaçlamaktadır. İlk olarak çalışmada, Türkiye ekonomisinde son yıllarda enflasyonist eğilimleri yükselten gıda fiyatlarının belirleyicilerinin yurt içi ve yurt dışı şokları dikkate alan Bayesyen Yapısal VAR modeliyle tahmin edilmesi amaçlanmaktadır. İkinci olarak, gıda fiyatlarından enflasyona geçişte ortaya çıkan ikinci tur etkinin dinamiklerini ve büyüklüğünü kısa ve uzun dönem açısından ele alması olarak ortaya konulabilir. Böylelikle gıda fiyatlarının etkisinin anlaşılması para politikasının başarısı ve makroekonomik istikrar açısından önemli olacaktır.

1.2.İkinci Tur Etki Teorisi

1970'li yıllarda gıda ve enerji fiyatlarındaki dalgalanmalardan kaynaklanan geçici şokların fiyat endeksini yükselttikten sonra etkisini kaybederek endeksteki değerlerin kısa sürede eski seviyelerine dönmesi yaygın bir durumu oluşturmaktaydı (Cecchetti ve Moessner, 2008). Bu duruma bağlı olarak, gıda ve enerji fiyatlarını dışarda bırakan çekirdek enflasyon kavramının ortaya çıkması mümkün olmuştur (Thornton, 2007). Çekirdek enflasyon hesaplanmasının önemi, gıda ve enerji fiyatlarından kaynaklanan şokların zamana bağlı olarak kısa süre sonrasında ortadan kalkacağı gerçeğinden kaynaklanmaktadır. Bu durum, gıda ve enerji şoklarından ekonominin geneline ikincil bir etkinin olmadığı anlamına gelmektedir. Dolayısıyla manşet enflasyon üzerinde gıda enflasyonundan kaynaklanan olumsuz etkilerin kısa vadede ortadan kalkacağı ve çekirdek enflasyonun bu şoklardan etkilenmeyeceği düşünülmektedir (Clark, 2001). Dolayısıyla gıda fiyatları çekirdek enflasyon ile manşet enflasyon arasındaki ilişkinin incelenmesinde önemli bir rol oynamaktadır (Patnaik, 2019).

Gıdanın tüketim sepetindeki ihmal edilemez payı nedeniyle gıda fiyat enflasyonu manşet enflasyon için temel belirleyicidir. Gıda fiyat enflasyonunun düzeyi sadece manşet enflasyonun belirlenmesi açısından değil, aynı zamanda ekonomide beklentiler yoluyla gelecekteki enflasyonun oluşmasında ve ücret görüşmelerinin neticelenmesi açısından da önem taşımaktadır. Gıda fiyatları çekirdek enflasyon ve manşet enflasyon arasındaki ilişkiyi belirtmektedir.

Manşet enflasyon zamanla çekirdek enflasyona dönerse, gıda ve enerji fiyatlarındaki şokların geçici olduğu söylenmektedir. Fakat, çekirdek enflasyon manşet enflasyona yakınlaşırsa, bu durumda emtia fiyat artışlarından kaynaklanan şokların, enflasyon beklentileri ve ekonomideki fiyat oluşumunu beslediği süreç ortaya çıkmaktadır (Shahzad vd, 2022). Bu durumda, şokların kalıcı olduğunu gösteren ikinci tur etkinin varlığından söz edilmektedir.

Gıda fiyatlarındaki oynaklıklar manşet enflasyonu iki şekilde etkileyebilmektedir. İlk olarak, tüketim sepetindeki payı yoluyla genel veya manşet tüketici fiyat enflasyonuna doğrudan katkıda bulunur. İkinci olarak, gıda fiyatlarındaki artışlar, gıda dışı enflasyon üzerindeki etkisi yoluyla manşet enflasyonu dolaylı olarak da etkileyebilir. Bu durumda

gıda fiyatları ara girdi fiyatlarını ve enflasyon beklentilerini etkileyerek, ekonomide yaygın fiyat artışlarına yol açmaktadır. Enflasyon beklentilerinin yükselmesine yol açan gıda enflasyonu, fiyat ve ücret belirleme davranışlarını etkileyerek ekonomi literatüründe ikinci tur fiyat etkileri olarak bilinen etkiyi yaratabilmektedir (Rangasamy ve Nel, 2014).

Gıda ve enerji fiyat şokları söz konusu olduğunda, gelişmiş ülkeler ile yükselen piyasa ve gelişmekte olan ekonomiler (GOÜ) arasında önemli farklılıklar bulunmaktadır. Öncelikle, gıda ve enerji genellikle GOÜ'lerin Tüketici Fiyat Endeksi sepetinde daha büyük bir paya sahiptir. Bu durum, bu ülkelerdeki tüketicileri, bu mallardaki fiyat değişikliklerine daha duyarlı hale getirmektedir. İkinci olarak, GOÜ'ler daha yüksek gıda enflasyonuna sahip olma eğilimindedir ve bu da enerji enflasyonuna kıyasla daha büyük yayılma etkilerine sahiptir (Anand vd,2014). Üçüncü olarak, GOÜ'lerde enflasyon beklentileri genellikle gelişmiş ekonomilerdeki kadar iyi çapalanmamıştır, bu da GOÜ'leri daha yüksek fiyat geçişkenliğine daha duyarlı hale getirmektedir (Simbanegavi ve Palazzi, 2022).

İkinci tur etkiler, fiyat belirleyen firmaların ve ücret belirleyen emeğin marjinal maliyet kanalı ile göreceli bir fiyat şokuna yanıt olarak diğer mal ve hizmetlerin fiyatlarını artırabilme yeteneğinden kaynaklanmaktadır. Maliyet kanalı, girdi maliyetlerindeki artış nedeniyle bir firmanın marjinal maliyetlerindeki değişikliklerin doğrudan etkisini ifade etmektedir. Bu, göreceli fiyat şokunun menü maliyetinden daha büyük olduğunu varsaymaktadır. Beklentiler kanalı, ekonomideki gıda ve enerji fiyatlarında ortaya çıkan bir şok karşısında bozulan nispi fiyatlarını gidermek isteyen işgücünün ücret sözleşmesi sürecinde çalışmaktadır. Emek piyasası bu şoku kalıcı olarak algırsa veya ücretleri yükseltmek için pazarlık gücüne sahipse, o zaman emek arz edenlerin daha yüksek enflasyon beklentisine sahip olması daha yüksek nominal ücret talebini de beraberinde getirecektir (Ruch vd, 2015; Ruch, 2016).

Gıda fiyatlarındaki şoklardan kaynaklanan dengesizlikler, makroekonomik istikrar üzerinde maliyet, beklentiler ve ücret-fiyat spirali kanallarıyla etki yaratmaktadır. Bu istikrarsızlıklar ekonomide çekirdek enflasyon üzerinde ikinci tur etki oluşturmadığı sürece Merkez Bankaları tarafından para politikası aracılığıyla ortadan kaldırılmamaktadır. Bununla birlikte, bu tarz şokların kalıcı hale gelmesi, Merkez Bankasının enflasyonist beklentileri ve maliyetleri kontrol altına almasını kaçınılmaz kılmaktadır.

Para politikasının tasarımı başlıca olarak ekonomiye gelen talep-yönlü şokların ele alınmasıyla ilgilidir. Arz-yönünden kaynaklanan şoklar sıklıkla merkez bankaları için elinde olmayan araçları gerektirmektedir. Özellikle gelişmiş ekonomiler üzerine yapılan araştırmalar, genel olarak gıda ve enerji fiyatlarından kaynaklanan şokların kısa süreli olma eğiliminde olduğunu ve enflasyon beklentilerini bozmadığını ortaya koymuştur. Parasal uygulamalardaki temel bir görüş, para politikasının, geçici nitelikleri nedeniyle arz yönlü şoklara bakması gerektiğidir (Simbanegavi ve Palazzi, 2022).

Merkez bankalarının en önemli amaçlarının başında fiyat istikrarını sağlamak gelmektedir. Merkez bankaları tarafından uygulanan para politikasının fiyat istikrarı hedefleri ve beklentileri üzerindeki etkisini daha yakından izlemek mümkündür. Bunun için geleneksel fiyat endeksleri ile merkez bankalarının para politikasının fiyat gelişmeleri üzerindeki doğrudan etkisini yansıtan bir çekirdek enflasyon serisini izlemeye başlamışlardır. Doğrudan enflasyon hedeflemesinin giderek daha fazla ülkede uygulanmasıyla çekirdek enflasyon kavramı önem kazanmış ve çekirdek enflasyon ile enflasyon hedeflemesi eşanlamlı hale gelmiştir. Dolayısıyla çekirdek enflasyon, hangi politika çerçevesi uygulanırsa uygulansın, merkez bankalarının para politikasının fiyat etkisini izlemesi açısından önem taşımaktadır (TCMB, 2001).

Fiyat istikrarının sağlanmasından sorumlu olan merkez bankalarının para politikası ile fiyat eğilimleri arasındaki sıkı etkileşimi takip etmeleri önem taşımaktadır. Tüketici Fiyatları Endeksi (TÜFE) bu konuda gerektiği kadar kapsayıcı olamamaktadır. Bunun en önemli sebebi TÜFE'nin sektörel şoklar, resmi fiyat dalgalanmaları, uluslararası gelişmeler, iklim kaynaklı tarım fiyatları üzerinde yarattığı etki gibi para politikası ile ilgisi olmayan ve geçici şoklar tarafından etkilenmesidir. TÜFE'nin para politikası açısından uygun olmayan bir gösterge olması, yeni ölçüm yöntemlerine yönelik araştırmaların temelini oluşturmuştur. Buna bağlı olarak pek çok ülke, uzun vadeli fiyat değişimlerini yansıtan ve geçici görece fiyat şoklarını hariç tutan "çekirdek" enflasyon oranını hesaplamaya başlamıştır. Çekirdek enflasyonun rolü, politika yapıcıların enflasyonun ana eğilimini belirlemesine ve özelliklerini belirlemesine yardımcı olması açısından oldukça önemlidir (Yiğit ve Gökçe, 2012).

Çekirdek enflasyon, enflasyonun geçici etkilerden arındırılmış kalıcı kısmını yansıtmaktadır. Seçili malların endekse alınmaması ile, istatistiksel analiz ve modele

dayalı yöntemler çekirdek enflasyonun hesaplanmasında genellikle kullanılmaktadır (TCMB, 2001).

İkinci tur etkiler konusunda geniş bir literatür bulunmaktadır. Bulgular, yükselen piyasa ve gelişmekte olan ekonomilerin, gelişmiş ekonomilere kıyasla gıda ve enerji fiyatlarındaki değişikliklerden kaynaklanan enflasyon geçişkenliği risklerine daha fazla maruz kaldığını göstermektedir. Gıda ve enerji enflasyonundan kaynaklanan ikinci tur etkilere ilişkin literatür incelendiğinde, bu etkilerin temel olarak maliyet itici ve talep çekici enflasyon kanalları üzerinden aktarıldığı görülmektedir. İkinci tur etkiler çoğunlukla artan üretim maliyetleri, daha yüksek nominal ücretler ve daralan çıktı açığı gibi talep-çekme ve maliyet-itme dinamikleri yoluyla aktarılmaktadır (Simbanegavi ve Palazzi, 2022)

1.2.1. Talep-çekişli Etkiler

Bir ekonomide hızlı bir şekilde yükselen ücretler, çekirdek enflasyon dışındaki (genellikle manşet enflasyon) fiyat endekslerindeki geçişkenliğin oluşmasında önemli rol oynamaktadır (De Gregorio, 2012; Anand vd. 2014; Rangasamy ve Nel, 2014; Ruch, 2016). Enflasyon beklentilerinin yükseldiği ve gıda ve enerji fiyatlarının arttığı koşullarda, işçiler satın alma güçlerini korumak için genellikle daha yüksek ücret artışlarını başarıyla müzakere ederler (Peersman ve Van Robays, 2009). Bu durum potansiyel olarak enflasyonu iki kanaldan etkileyebilir. İlk olarak, verimlilik artışını aşan reel ücret artışları enflasyon beklentilerini yükseltebilir ve firmaların satış fiyatlarını ayarlayarak tepki vermesine neden olmaktadır. İkinci olarak, yüksek reel ücret ödemeleri mal ve hizmet talebini artırarak fiyatlarda genel bir artışa yol açmaktadır. Bunun nedeni, enflasyon şoku ortadan kalktıktan sonra ücretlerin genellikle aşağı doğru ayarlanmaması ve "yapışkanlığın" ikinci tur etkilerin çözülmesini zorlaştırmasıdır (De Gregorio, 2012).

1.2.2. Maliyet-itişli Etkiler

İkinci tur etkiler için ikinci bir kanal, yüksek girdi fiyatlarından kaynaklanan ve daha sonra tüketicilere aktarılan artan üretim maliyetleri ile ilgilidir. Gıda ve enerji enflasyonu arttıkça, firmaların girdi maliyetleri yükselmekte, bu da kar marjlarını korumak için satış fiyatlarını artırmaya yönelik teşvikler yaratmaktadır.

Gıda ve enerji enflasyonundaki dışsal şokların üretim maliyetlerini etkileyebileceği ve dolayısıyla çekirdek enflasyonu besleyebileceği en az üç kanal vardır. İlk olarak, enerji enflasyonu firmaların nakliye maliyetlerine yansımaktadır. İkincisi,

daha yüksek enerji enflasyonu genel enflasyonu yükseltir ve bu da reel döviz kurunun değer kaybetmesine neden olarak reel marjinal maliyetleri yükseltmektedir. Üçüncü olarak, artan enerji maliyetleri ücretleri ve dolayısıyla toplam işgücü maliyetlerini artırmakta ve bu da firmaları marjlarını korumak için satış fiyatlarını artırmaya sevk etmektedir. Elbette firmaların yüksek ücret maliyetlerine tüketicilere satış fiyatlarını yükselterek yanıt vermesi gerekmemektedir. Talebin fiyat değişikliklerine duyarlılığına bağlı olarak, firmalar pazar payını korumak için marjların bir miktar aşınmasına izin verebilmekte veya daha fazla üretkenlik için bastırırken ücret maliyetlerini hafifletmek için istihdamı azaltabilmektedir. Ancak, talebin esnek olmadığı durumlarda, firmalar daha yüksek maliyetleri fiyat artışları yoluyla tüketicilere yansıtabilmektedir (Loewald, 2023).

İşçilik maliyetlerinin genellikle toplam firma maliyetleri içinde büyük bir paya sahip olduğu göz önünde bulundurulduğunda, yüksek gıda veya enerji enflasyonu nedeniyle ücret maliyetlerinde meydana gelen keskin artışlar, ücret-fiyat spirali olarak adlandırılan kendi kendini güçlendiren bir süreci tetikleyebilmektedir (Ruch, 2016). Yüksek enflasyonla karşı karşıya kalan işçiler, ücret artışları için başarılı bir şekilde pazarlık yapabilmekte ve firmaların kar marjlarını sıkıştırabilmektedirler. Firmalar marjlarını korumak için bu yüksek maliyetleri tüketicilere yansıtabilmekte ve onlar da daha yüksek ücret artışları talep ederek bir ücret-fiyat sarmalı yaratmaktadırlar.

Para politikası, GOÜ'lerde bile gıda ve enerji enflasyonunun ikinci tur etkilerini en aza indirmeye yardımcı olabilmektedir. İyi sabitlenmiş enflasyon beklentileri ücret/maliyet ayarlamalarındaki dalgalanmaları azaltır ve böylece ücret-fiyat spirallerinin kırılmasına yardımcı olur. Aynı şekilde, merkez bankası güvenilirliği de enflasyon beklentileri üzerinde spekülasyon yapılmasını önleyerek fiyat/ücret ayarlamalarındaki dalgalanmaları azaltmaya yardımcı olmaktadır.

Daha bağımsız merkez bankalarına ve daha yüksek yönetim puanlarına sahip ülkeler, bu şokların etkisini daha iyi kontrol altına aldığı görülmektedir (Gelos ve Ustyugova, 2012). İkinci tur etkilerin belirlenmesi Merkez Bankasının para politikasının başarısının sağlanması, güvenilirliğinin tutturulması açısından önemlidir.

İKİNCİ BÖLÜM

LİTERATÜR

Çalışmanın bu bölümünde gıda fiyatları üzerine yapılan çalışmalar ayrıntılı olarak tartışılmaktadır. Bölümde öncelikle Türkiye ekonomisindeki gıda fiyatlarını kullanan çalışmalar çeşitli dönemlere ve kullandıkları yöntemlere göre analiz edilmektedir. İkinci olarak uluslararası ülke örneklemelerinde gıda fiyatlarını kullanan çalışmaların bulgularına yer verilecektir. Son alt başlıkta ise ikinci tur etkinin varlığını araştıran çalışmalar detaylı olarak açıklanmaktadır.

2.1. Türkiye Gıda Fiyatları Literatürü

Türkiye ekonomisinde gıda fiyatlarının belirleyicilerine dair ilk yapılan çalışmalardan birisinde Çıplak ve Yücel (2004), 1994M:1-2003M:12 ve 2001M:1-2003M:12 dönemini kapsayan bir VAR modeli tahmin etmiştir. Çalışmanın bulguları, tarım ürünleri üretici fiyatları ile döviz kurundaki bir değişimin gıda fiyatları üzerinde yüksek bir etkisinin olduğunu ortaya koymaktadır. Tarım fiyatları enflasyonu ile gıda fiyatları arasında eş zamanlı ve yüksek korelasyonun varlığı tespit edilirken, gıda dışı enflasyonun etkisi göreceli olarak sınırlı olduğu gözlemlenmiştir. Başkaya vd (2008) Türkiye'deki işlenmiş gıda fiyatlarının belirleyici unsurlarını tanımlamak ve gıda fiyatlarındaki değişimin kaynaklarını anlamak için En Küçük Kareler yöntemini kullanarak analiz etmişlerdir. Analiz sonuçlarına göre gıda fiyatlarındaki şokların arz yönlü olduğu ve uluslararası gıda fiyatlarının artışından kaynaklandığı sonucuna ulaşılmıştır. Bayramoğlu ve Yurtkur (2015), gıda sanayi ürünleri ve tarım ürünleri üretici fiyatlarını belirleyen faktörleri 1999M:2- 2014M:6 dönemi için VAR modeli ile tahmin etmişlerdir. Analiz bulgularında tarım ürünleri üretici fiyatlarını kısa ve uzun vadede belirleyen değişkenin gıda sanayi ürünleri fiyatlarının olduğu, gıda fiyatlarını kısa vadede belirleyen en önemli değişkenin ise döviz kuru olduğu sonucu ortaya atılmıştır. Akçelik ve Yüksel Yücel (2016) yayınladıkları TCMB notunda Türkiye gıda fiyatlarının farklı ülkeler ile seyri karşılaştırılmıştır. Sonuçlar, Avrupa Birliği üyesi ülkeler ile Türkiye kıyaslandığında Türkiye'de gıda fiyatlarındaki yükseklik ve gıda enflasyonunun daha oynak ve yüksek olduğunu belirgin şekilde göstermiştir.

Türkiye'deki gıda fiyatları ve petrol fiyatları arasındaki ilişkiyi inceleyen Altıntaş (2016), 2000-2013 dönemi için NARDL yöntemini kullanarak değişkenlerin asimetrik etkisini incelemiştir. Sonuçlara göre uzun dönemde petrol fiyatlarının gıda fiyatları

üzerinde pozitif ve negatif asimetric etkisi olduđu gözlemlenmiştir. Gıda fiyatlarındaki oynaklığın enflasyon görünümünü bozduğunu düşünerek, gıda enflasyonunun enflasyon üzerindeki belirsiz etkisini inceleyen Erdem (2017) Türkiye için gıda enflasyonu ve enflasyon belirsizliği arasındaki nedensellik ilişkisini 2005-2017 dönemi için Granger nedensellik analizi ile test etmiştir. Bu doğrultuda Türkiye gıda enflasyonundan enflasyon belirsizliğine tek yönlü bir nedensellik gözlenirken, enflasyon belirsizliğinden gıda enflasyonuna bir nedensellik gözlenememiştir. 2007M:1-2017M:12 dönemi için Türkiye petrol ve gıda fiyatlarının enflasyon üzerindeki etkisini SVAR yöntemi ile inceleyen Alper (2018), analiz sonucunda gıda fiyatları ve petrol fiyatlarının enflasyon üzerinde önemli etkisinin olduđu belirtilmiştir. Gıda fiyat şoklarının petrol fiyat şoklarına göre daha kalıcı olduđu sonucuna ulaşılmıştır.

Chadwick ve Bastan (2017), beklenmedik fiyat değışikliklerinin Türkiye tüketici fiyat endeksinin perakende gıda kalemleri için fiyatların oynaklığını asimetric olarak etkileyip etkilemediğini incelemektedir. 2003M:1-2017M:1 dönemi için asimetric volatilitiyi çıkarmak için (EGARCH) modeli ile analiz edilmiştir. Sonuçlar, gıda fiyatlarındaki oynaklığın perakende gıda maddelerinin %62'si için beklenmedik fiyat şoklarına asimetric olarak yanıt verdiğini ortaya koyuyor. Eştürk ve Albayrak (2018), Türkiye için 2003M:1-2017M:4 dönemi için ARDL analizi ile gıda fiyatlarındaki değışimin enflasyon oranını kısa ve uzun dönemde pozitif etkilediği sonucuna ulaşımlardır. Gıda fiyatları, tarımsal üretici fiyat endeksi ve petrol fiyatlarından, TÜFE'ye doğru nedensel ilişki gözlemlenmiştir. Türkiye'de gıda ihracatı, gıda enflasyonu ve enflasyon arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik testi ve etki-tepki analizi ile inceleyen Barbaros vd (2019) analiz sonucunda gıda ihracatı ile gıda enflasyonu arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin yanı sıra, enflasyon ile gıda enflasyonu arasında da çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduđu ortaya konulmuştur. Bununla birlikte etki-tepki analizinde gıda enflasyonunun ve enflasyonun, gıda ihracatına pozitif tepki verdiđi, ancak gıda fiyatlarının verdiđi tepkinin daha yüksek olduđu gözlemlenmiştir.

Ulusoy ve Şahingöz (2020), Türkiye'de gıda fiyatlarının enflasyon üzerindeki etkisini 2006M:8-2018M:1 dönemini ele alarak ARDL sınır testi ile analiz etmiş olup, bulgular doğrultusunda fiyatlarındaki artışın enflasyon oranındaki artışın önemli bir belirleyicisi olduđu ve kısa dönemde gıda fiyatlarından TÜFE'ye doğru nedensellik ilişkisi bulunmakla birlikte, TÜFE'den gıda fiyatlarına nedensellik tespit edilmemiştir.

Kutlu (2021) Türkiye için 2008M:8-2020M:8 dönemi için SVAR analizi ile dünya gıda fiyatlarının, gıda ihracatının ve sanayi üretim endeksinin gıda fiyatları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olmadığını araştırmışlardır. Sonuçlar gıda fiyatlarının hem kendi şoklarına hem de döviz kuru şoklarına tepkisi istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönlü olduğu tespit etmiştir. Işık ve Özbuğday (2021), 2015M:1- 2020M:1 dönemi için ARDL ve Maki Eş bütünleşme analizleri ile tarımsal girdi fiyatları ve gıda fiyatları arasındaki ilişki incelenmiştir. Çalışma sonucuna göre Türkiye’de tarımsal girdi fiyatları ve gıda fiyatları arasında önemli bir ilişkinin olduğu tarımsal girdi fiyatlarındaki artışın gıda fiyatlarını arttırdığını ortaya koymuşlardır.

Türkiye için 2003M:1-2019M:11 döneminde Ertuğrul ve Seven (2021) Markov Switching Regresyon (MSR) ve Dinamik Koşullu Korelasyon Genelleştirilmiş Ototregresif Koşullu Değişken Varyans (DCC GARCH) modelleri ile uluslararası ve ulusal gıda fiyatları arasındaki dinamik ilişki analiz edilmiştir. Buna ek olarak alternatif ekonometrik modeller kullanarak ulusal ve uluslararası gıda piyasaları arasında fiyat farkına neden olan faktörleri inceleyerek, Türkiye ve uluslararası gıda fiyatları arasındaki artan farkı döviz kuru önemli ölçüde etkilerken petrol fiyatlarının ise bu farkı azalttığını tespit etmişlerdir. Algan vd (2021), Türkiye gıda fiyatları ile petrol fiyatının arasındaki kısa ve uzun dönemli asimetrik ilişkiyi 2003-2019 dönemi verilerini kullanarak NARDL modeli ile tahmin etmişlerdir. Analiz sonucuna göre petrol ve gıda fiyatları arasında asimetrik ilişkinin olduğu, petrol fiyatlarındaki artışın gıda fiyatlarını artırmada güçlü etkisi olduğunun sonucuna ulaşılmıştır.

Türkiye’de gıda fiyatlarının belirleyenlerini tespit etmek için Yıldırım (2021), 2011M:1-2021M:7 dönemi için SVAR modelini kullanarak gıda fiyatlarının itici güçlerini belirlemeyi amaçlamaktadır. Elde edilen bulgularda petrol fiyatları ve küresel gıda fiyatları gibi uluslararası fiyatların sınırlı bir rolü olduğu, döviz kurunun etkisiyle yurt içi gıda fiyatlarında artışa neden olan önemli geçişkenlik etkileri de gözlemlenmiştir. Gıda fiyatlarını büyük ölçüde açıklayan en önemli faktörün tarım sektörünün üretici fiyatıdır. İkinci olarak, faiz oranı ve para arzı büyüme hızının katkıları da gıda fiyatlarındaki dalgalanmaları bir ölçüde etkilediği anlaşılmıştır. Güngör ve Erer (2022) Türkiye’de gıda enflasyonu, petrol fiyatları ve döviz kuru arasındaki dinamik ilişkiyi anlamak için 2006M:1-2021M:12 döneminde TVP- VAR modelini kullanarak test etmiştir. Elde edilen sonuçlara göre yurtiçi gıda fiyatları döviz kurunda ortaya çıkan şok

karşısında gıda enflasyonunun arttığı ve Covid-19 salgını döneminde diğer dönemlere nazaran daha yoğun yaşandığı belirlenmiştir. Petrol fiyatlarında yaşanan pozitif bir şok karşısında gıda enflasyonu küresel finansal kriz döneminde negatif bir tepki verirken Covid-19 pandemisi döneminde pozitif bir tepki verdiği tespit edilmiştir.

Türkiye'deki gıda fiyatları, döviz kuru ve petrol fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemek için İçen vd (2022) 2003M:1-2021M:12 dönemi için NARDL yöntemini kullanarak analiz etmişlerdir. Analiz bulguları petrol fiyatları ve döviz kurunun, gıda fiyatları üzerinde uzun dönemli ve pozitif bir eş bütünleşme ilişkisi olduğunu göstermektedir. Gıda fiyatları üzerindeki pozitif şoklar negatif şoklardan daha büyük bir etkiye sahip olduğu görünmektedir. Uluslararası petrol ve uluslararası gıda fiyatlarının Türkiye enflasyonu üzerindeki etkisi için VAR blok Granger ve zamanla değişen nedensellik yöntemlerini kullanan Demir (2022), enflasyon ve uluslararası petrol ve gıda fiyatları, döviz kuru ve para arzının içinde bulunduğu açıklayıcı değişkenler arasında uzun dönemli eş bütünleşme ilişkisinin olduğunu göstermektedir. Granger nedensellik analizine göre ise enflasyonun Granger nedeninin döviz kuru, uluslararası emtia fiyatları ve para arzı olduğu gösterilmektedir. Ekonometrik analizlerden ziyade ekonomik ilkelere dayalı analizler kullanan Demirkılıç vd (2022), ithal girdilere bağımlılık nedeniyle döviz kurlarının ulusal gıda fiyatları ile güçlü bir şekilde ilişkili olduğunu göstermektedir. İşlenmemiş gıda enflasyonu şokları hem talep yönüyle hem de arz yönüyle açıklanmaktadır. Türkiye için gıda enflasyonu tek bir faktöre bağlı olmadığını anlatmaktadır.

Son yıllarda hem küresel hem de Türkiye'de yaşanan gıda fiyat artışlarından dolayı öngörülen gıda fiyat balonunu açıklamayı amaçlayan Akyol Özcan (2023), 1992 ve 2022 yılları arasında ADF, SADF ve GSADF testlerini kullanarak Türkiye, FAO, OECD ve IMF değişkenleri için farklı gıda fiyatları balon oluşumunu göstermektedir. Covid 19 sonrası dönemde Türkiye'de gıda fiyatlarında yaşanan artıştan dolayı bu artışa sebep olan küresel ve makroekonomik faktörleri tespit etmeyi amaçlayan Oral vd (2023) 2003M:1-2022M:3 dönemine ilişkin SVAR modelini kullanarak küresel petrol, gübre ve gıda fiyatlarını ve M2 para arzı, döviz kuru gibi makro değişkenlerin gıda fiyatlarını etkilediğini göstermiştir. Ulusal gıda fiyatlarının döviz kurundan büyük ölçüde etkilendiği görülmüştür. Kartal ve Depren (2023), Türkiye'de uluslararası ve yurtiçindeki faktörlerin, yurtiçi gıda fiyatları ile asimetric ilişkisini 2004M:1'den 2021M:6'a kadar

olan dönem için Kantil regresyon, Granger nedensellik ve Toda-Yamamoto gibi nedensellik testlerini kullanarak incelemiştir. Ampirik bulgular, yurtiçi gıda fiyatları ile açıklayıcı değişkenler arasında güçlü bir asimetrik ilişki olduğunu göstermektedir. Uluslararası ve ulusal değişkenlerdeki dalgalanmaların yerli gıda fiyatları üzerinde güçlü bir etkisi görünmektedir. Covid-19 pandemisinin, gıda sektörü üzerindeki etkisini incelemek için Kesici (2023), 2017M:7'den 2021M:11'e kadar olan dönem için ARIMA modellerinin daha iyi açıkladığını belirtmiştir. Bulgular, Türkiye gıda fiyatlarının artmaya devam edeceğini öngörmektedir.

2.2. Uluslararası Gıda Fiyatları Literatürü

Literatürde başta az gelişmiş ülkeler olmak üzere, gıda fiyatlarının ekonominin genelinde önemli etkisinin olduğu gelişmekte olan ve gelişmiş ülkelerde de yapılan çok sayıda çalışma bulunmaktadır.

Kargbo (2005) Batı Afrika Ülkeleri (Cote d'Ivoire, Ghana , Nigeria, Senegal) için (1960-1980) dönemlerinde parasal ve makroekonomik etkilerin gıda fiyatları üzerindeki etkisi için VECM analizi ile yaptığı çalışmanın sonucunda ticaret politikası, döviz kuru ve para politikası şoklarının gıda fiyatları ve yerli tarımsal üretim üzerinde önemli etkileri olduğu sonucuna ulaşmıştır. Pakistan'da 1972-2010 döneminde Joiya ve Shahzad (2013), ARDL sınır testini kullanarak gıda fiyatlarının belirleyicilerini araştırmaktadır. Sonuçlara göre gayri safi yurt içi hasıla ve gıda ihracatının, gıda fiyatları üzerinde pozitif bir etkisi bulunurken, gıda ithalatı ve tarım sektörü kredilerinin gıda fiyatları üzerinde negatif etkisi bulunmaktadır. Gıda fiyatlarındaki artışı kontrol etmek için tarım kredilerinin güçlü bir enstrüman olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Güney Afrika'daki gıda fiyatları enflasyonu üzerine 1976M:1-2013M:5 dönemi arasında Rangasamy ve Nel (2014), SVAR analizi ile gıda fiyat hareketlerinin manşet enflasyon üzerinde önemli etkileri olduğunu ve gıda fiyatlarının değişken, fiyat şokları kalıcı olduğu sonucuna ulaşımlardır.

Yapısal VAR modeli kullanarak 1957Q:1- 2008Q:3 dönemi için ABD para politikasının emtia fiyatları ve makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini inceleyen Hammoudeh vd (2015), politika faiz oranına yönelik bir şokun toplam emtia fiyatlarını dikkat çekici bir şekilde olumsuz etkilediği sonucuna ulaşmıştır. Malezya'da gıda fiyatlarının arz yönlü belirleyicilerini fiyat aktarım mekanizmasıyla Norazman vd (2018), 1991M:1-2013M:12 döneminde VECM modeli kullanarak analiz ettikleri

çalışmada dünya gıda emtia fiyatları ve reel efektif döviz kuru değişkenlerinin yurtiçi gıda enflasyonu üzerinde önemli bir etkisi olduğu ortaya koyulmuştur. Petrol fiyatlarının ise, uzun vadede gıda fiyatları enflasyonunun yükselmesine sebep olduğu görülmüştür. Hindistan için gıda enflasyonun belirleyicilerini anlamak için 1998M:4- 2014M:10 ve 2001M:1- 2014M:10 döneminde Bhattacharya ve Gupta (2018), Yapısal VAR ve Yapısal Vektör Hata Düzeltme Modelleri ile yapılan analizde tarımsal ücret enflasyonunun gıda enflasyonun önemli bir itici gücü olduğunu, enerji ve küresel fiyatların etkisine rağmen fiyatların sınırlı rolünü göstermektedir. Gıdadan, gıda dışı ürünlere ve manşet enflasyona önemli geçiş etkileri olduğu sonucunu ortaya koymaktadır.

El Karimi ve El Ghini (2020), SVAR (Yapısal VAR) modelini kullanarak 2004M:1-2018M:10 arasında dünya gıda fiyatlarının, Fas'taki ulusal fiyatlara geçişini analiz ederek yurtiçi gıda enflasyonun küresel gıda şoklarından önemli ölçüde etkilendiği ve emtialar arasında farklılıklar olduğunu göstermektedir. Yurtiçi gıda fiyatlarında etkinin gıda emtia ithalatına bağımlı olduğu belirtilmiştir. Güney Afrika bağlamında para politikası ile gıda fiyatları arasındaki ilişkiyi 2002M:1- 2018M:11 döneminde Iddrisu ve Alagidede (2020), Kantil Regresyon modeli ile tahmin etmişlerdir. Ampirik bulgular, para politikasının gıda fiyatlarını olumlu etkilediğini ve etkinin önemli olduğunu göstermektedir. Güney Afrika'da gıda fiyatlarını üretim ve ekonomik faaliyetlerdeki büyümenin aksine döviz kuru, taşıma maliyetleri, dünya gıda fiyat endeksi tarafından belirlenmektedir.

Iddrisu ve Alagidede (2021), Gana için para politikası ve gıda enflasyonu arasındaki ilişkiyi 2002M:1- 2018M:11' de Kantil Regresyon modelini kullanarak yaptıkları analizde enflasyonu dengeleme amacıyla uygulanan daraltıcı bir para politikasının gıda fiyatlarını istikrarsızlaştırdığı göstermişlerdir. Bunun dışında üretim ve nakliye maliyetlerinin gıda enflasyonunu önemli ölçüde açıkladığı sonucuna ulaşılmıştır. Doğu Afrika'da ve Güney Afrika'daki parasal ve makroekonomik değişkenlerin gıda fiyatları üzerindeki uzun vadeli etkisini incelemek için Kargbo (2000), Eş bütünleşme ve Hata Düzeltme Modelini kullanmışlardır. Analiz sonucunda, yurtiçi gıda üretimindeki değişikliklerin, para politikaları ile gelir, ticaret, döviz kuru birleştiğinde, Doğu Afrika ve Güney Afrika'da gıda bulunabilirliği ve gıda güvenliğinin gerçek gıda fiyatları üzerinde önemli etkileri olduğunu göstermektedir. Goyal ve Parab (2021), hane halklarının ve profesyonel tahmincilerin beklentilerini kullanarak, Hindistan'daki para politikası

aktarımının beklenti kanalının etkinliğini SVAR modellerini kullanarak önce beklenti şoklarının diğer değişkenleri etkileyip etkilemediğini incelemeyi amaçlamaktadır. Para politikası şoklarının, toplam talep kanalının sınırlamalarını vurgulayarak, kısa vadede hane halkı beklentileri üzerinde olumlu ve önemli bir etkiye sahip olduğu görülmektedir.

2006Q:1- 2016Q:2 dönemi için gelişmiş ve gelişmekte olan ekonomilerde Bhattacharya ve Jain (2020) para politikası değişikliklerinin gıda enflasyonu üzerindeki etkilerini incelemektedir. Bulgular, parasal sıkılaştırmanın hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ekonomilerde gıda enflasyonu üzerinde olumlu ve önemli bir etkisi olduğunu göstermektedir. Gıda sektöründen kaynaklanan enflasyonist baskının arka planında, parasal bir sıkılaştırmanın gıda ve ekonomideki genel enflasyon için istikrarsızlaştırıcı olabileceğini göstermektedir. Dünya gıda fiyatlarındaki dalgalanmalarının para politikası üzerinde nasıl bir etki yarattığı üzerine Catao ve Chang (2014), Küçük Açık Ekonomi Modeli ile incelemiştir. Bulgular döviz kurunun ve ticaret koşullarının, dünya gıda fiyat şoklarına yanıt olarak zıt yönlerde hareket edebileceğini ortaya koymaktadır.

Ginn ve Pourroy (2020), Şili için gıda fiyat şoklarının makroekonomik dalgalanmaların kaynağı olup olmadığını küçük bir açık ekonomi DSGE modeli ile incelemekte olup ayrıca alternatif bir Taylor kuralı ile tahminleme yapılmıştır. Ampirik kanıtlar, gıda enflasyonunun Şili'nin para politikasını etkilemede önemli bir rol oynadığını göstermektedir. Bu durum fiyat şoklarının yaydığı gıda dışı enflasyon üzerindeki ikinci tur etkisinden kaynaklanmaktadır. Merkez Bankası gıda enflasyona tepki olarak politika faizini artırmaktadır. Enflasyonu hedefleyen MB, para politikasını iyileştirmesi gerektiğini vurgulamaktadır. 1997M:1'den 2017M:4'e kadar olan verilerle Fasanya ve Olawepo (2018), Nijerya'daki gıda fiyat oynaklığının belirleyicilerini GARCH yaklaşımını kullanarak incelemektedir. Bulgular, Tüketici Fiyat Endeksi, borç verme oranı, döviz kuru ve petrol piyasasından kaynaklanan bilgi şoklarının gıda piyasasındaki oynaklık üzerinde doğrudan bir etkiye sahip olduğunu, gıda kaynaklı şokların petrol hariç tüm piyasalardaki koşullu oynaklık üzerinde doğrudan bir etkiye sahip olduğunu göstermiştir. Pourroy vd (2016), gıda fiyat şokları için optimal para politikasını incelemek amacıyla dünya gıda fiyat şoklarını içeren bir Yeni Keynesyen Küçük Açık Ekonomi modeli kullanmışlardır. Uygun olan para politikasının gelir düzeyine göre belirlendiği gösterilmiştir. Düşük ve orta gelirli ülkelerde, genel tüketici

fiyat hedeflemesi optimalken, yüksek gelirli ülkelerde çekirdek enflasyon hedeflemesi en iyi seçenek olduğunu ve ülke ne kadar düşük gelir grubundan ise, tamamen yerli gıdanın tüketimdeki payının o kadar yüksek olduğunu vurgulamaktadır.

1980 ve 2008 yılları arasında Rangasamy (2011), Güney Afrika'daki gıda enflasyonundan kaynaklanan bazı makroekonomik ve politika etkilerini VAR modeli ile analiz etmektedir. İkinci tur etkiler için bir regresyon modeli ile güçlü ikinci tur etkilerinin varlığından söz edilmektedir. Gıda fiyatlarındaki dalgalanmanın asıl nedeninin uluslararası etkilerden ziyade yurtiçi hareketlerden kaynaklandığı gibi enflasyonist dönemleri oluşturmada büyük bir role sahip olduğu görülmektedir. Kara (2017), para politikası süreçleri sırasında gıda fiyatlarındaki gelişmeler göz önüne alındığında, ABD'deki uluslararası oranlar ile gıda fiyatları arasında bir etkileşim olduğunu bulmuştur. ABD para politikasının enerji ve gıda fiyatlarındaki değişikliklere yanıt vermediği yönündedir. Çalışma Yeni Keynesyen modellerin, kısa vadeli faiz oranlarının enflasyona tepki gösterdiği Taylor tipi kuralları varsayar. Bulgular, çekirdek enflasyona önem veren fakat gıda ve enerji fiyatlarını göz ardı etmeyen bir enflasyon endeksine tepki veren Taylor tipi bir kuralın daha iyi uyum sağladığını göstermektedir. Mikro düzeydeki fiyat verilerinin kullanılmasının para politikası için yeni öngörüler sağladığını ve ABD merkez bankasının enerji ve gıda fiyatlarını politika kuralına dahil etmesi gerektiğini savunmaktadır.

2004Q:1–2015Q:4 döneminde Wu ve Xu (2021), 26 il için panel SVAR modelini kullanarak tarımsal üretim, üretim malzemesi fiyatı ve üretim fiyatındaki şokların Çin'deki gıda fiyatları üzerindeki etkisi incelenmektedir. Gıda fiyatının temel itici gücü, tarımsal üretim veya fiyat iletim şoklarından ziyade fiyat ataleti şokudur. Bulgular, fiyat beklentisinin gıda fiyatının ana etkileyeni olduğu görüşünü desteklemektedir. Uganda'nın gıda fiyat süreçlerinde enerji ve iklim şoklarının önemini incelemek için Maweje (2016), eş bütünleşme tekniklerini kullanarak bir analiz gerçekleştirmiştir. Bulgular, enerji fiyatlarının gıda fiyatları ile uzun vadeli bir ilişkiye sahip olduğunu gösterdiği gibi sıcaklık şokları gıda fiyat değişkenliğini açıklamada yağış şoklarından daha önemlidir. Gıda fiyatları ile ilgili gıda güvensizliği belirleyicilerini makro düzeyde incelemek için Hassen (2022) 1988Q:1- 2018Q:4 dönemi için Bayesyen VAR yöntemini kullanarak gıda fiyat değişikliğinin kısa vadeli sonucunun gıda güvenliği ile pozitifken gıda güvensizliği

ile negatif ilişki içerisinde. Bu çalışma gıda güvenliğinin iyileştirilmesi için arz yönlü çalışmalara önem verilmesi gerektiğini vurgulamaktadır.

2.3. İkinci Tur Etki Literatürü

Cecchetti ve Moessner (2008) gelişmiş ve gelişmekte olan ekonomiler için yüksek emtia fiyatlarının enflasyon üzerindeki etkilerini incelemektedir. Çekirdek enflasyonunun manşet enflasyona dönme eğiliminde olup olmadığını analiz ederek ikinci tur etkilerin varlığını araştırmaktadır. Ele alınan ülkelerin çoğunda çekirdek enflasyonun genel olarak manşet enflasyona geri dönme eğiliminde olmadığını ve yüksek emtia fiyatlarının enflasyon üzerinde güçlü ikinci tur etkiler yaratmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Son yıllarda gıda fiyatları enflasyonunun gelecekteki manşet enflasyon için enerji fiyatları enflasyonundan daha kalıcı olduğuna dair kanıtlar sunulmaktadır.

Oluşturdukları basit bir Yeni Keynesyen Model ile Anand ve Prasad (2010), analizlerinde finansal sürtünmelerin olduğu durumda, optimal fiyat endeksi ve optimal para politikası seçimi ile refahı maksimize eden bir merkez bankasını ele almaktadır. Gıda harcamalarının toplam tüketim harcamaları içindeki payının yüksek olduğu ve tüketicilerin büyük bir kısmının kredi sıkıntısı çektiği gelişmekte olan piyasa ekonomileri için manşet enflasyonu hedeflemesi gerektiğini söylemektedir. Buna ek olarak çıktı açığına biraz ağırlık vermeyi içeren esnek manşet enflasyon hedeflemesi gerektiğini ortaya koymaktadır. Galesi ve Lombardi (2009), dış şokların kısa vadeli enflasyonist etkilerini hem gelişmiş hem de gelişmekte olan 33 ülke enflasyonun uluslararası iletimini incelemek için Küresel Vektör Otoregresif (GVAR) modeli ile analiz etmektedir. Gelişmekte olan ekonomiler için gıda fiyatlarındaki artışların önemli enflasyonist doğrudan etkilerini ortaya koymaktadır. Enflasyon üzerinde anlamlı ikinci tur etkilerin varlığının para otoritelerinin ülkelere özgü olduğunu göstermektedir. Bölgelerin büyük çoğunluğunda gözlemlenen manşet enflasyon artışlarının önemli bir kısmını dış kaynaklar oluşturmaktadır.

Emtia fiyat şokunun Euro bölgesindeki gıda fiyat zinciri yoluyla iletimini ampirik olarak analiz eden Ferrucci vd (2010) ilk olarak, uluslararası emtia fiyatlarından Avrupa Birliği dahili gıda emtia fiyatlarına geçişte, önemli bir gıda fiyatı geçişkenliği tespit etmişlerdir. Avrupa Birliği'nde Ortak Tarım Politikasının Euro bölgesindeki gıda fiyatları şoklarının aktarım mekanizmasında önemli bir rol oynadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Bulgular, önemli ve uzun süreli bir gıda fiyatı geçişkenliği belirlemenin mümkün

olduğunu, gıda fiyatlarının üretici ve tüketici fiyatlarındaki artışın ana belirleyicisi olduğunu göstermektedir. Walsh (2011), özellikle gelişmekte olan ülkeler için, çekirdek enflasyon ölçütlerinde gıda enflasyonunu en aza indirmenin veya hariç tutmanın uygunluğunu değerlendirmeye yönelik bir bakış açısıyla gıda ve gıda dışı enflasyonun dinamiklerini analiz etmektedir. Analiz sonucunda birçok durumda gıda enflasyonu oldukça kalıcıdır ve birçok ülkede gıda dışı fiyatlardan daha fazladır. Bu ilişki, gıdanın tüketim sepetinde büyük bir paya sahip olduğu daha fakir ülkelerde özellikle belirgin olduğunu vurgulamaktadır.

Para politikasının çekirdek enflasyonu mu yoksa manşet enflasyonu mu hedeflemesi gerektiğini ve faiz oranlarını belirlemede emtia fiyatı şoklarının rolünün ne olması gerektiğini tartışan De Gregorio (2012), çoğu merkez bankasının gerçekte yaptığı gibi, manşet enflasyona odaklanmak için iyi nedenler olduğunu öne sürmektedir. Gıda enflasyonunun, enerji enflasyonundan daha fazla, çekirdek enflasyon üzerinde ilgili yayılma etkilerine sahip olduğunu bildirmektedir. Bu bulgu, gıdanın tüketici sepetindeki payının önemli olduğu gelişmekte olan piyasa ekonomilerinde özellikle önemlidir. Gelişmekte olan BRICS ülkeleri için para politikası aktarımına ilişkin kanıtlar sunan Mallick ve Sousa (2012), para politikası şoklarını, modern Bayes yöntemlerini kullanarak tanımlamaktadır. Daraltıcı para politikasının çıktı üzerinde güçlü ve negatif bir etkiye sahip olduğunu ayrıca, bu tür daraltıcı para politikası şoklarının, reel hisse senedi fiyatları üzerinde oldukça kalıcı bir olumsuz etki yaratırken, bu ülkelerde kısa vadede enflasyonu istikrara kavuşturma eğiliminde olduğunu da göstermektedir.

Çekirdek enflasyon üzerindeki ikinci tur etkilerini değerlendirmek için Mija vd (2013), tarafından Vektör Otoresif Modele (VAR) dayalı bir ekonometrik model oluşturulmuştur. Çalışmada, çekirdek enflasyonun uluslararası piyasalarda petrol ve gıda fiyatlarındaki değişimlere nasıl tepki verdiğini test edilmektedir. Sonuçlar, petrol ve gıda fiyatlarındaki değişimlere bağlı olarak çekirdek enflasyon üzerinde ikinci tur etkilerin varlığını doğrulamaktadır. Al-Shawarby ve Selim (2013), 2001-2011 döneminde Mısır'da yaşanan yurtiçi enflasyon artışlarının temelde dış gıda fiyat şoklarından kaynaklanıp kaynaklanmadığını incelemektedir. Uluslararası gıda fiyat enflasyonunun yurtiçi fiyat enflasyonuna geçişkenliğini uzun vadede iki aşamalı regresyon modeli ile tahmin edilirken, kısa vadeli tahminler için VAR modeli kullanılmaktadır. Ampirik kanıtlar,

geçişkenliğin kısa vadede yüksek olduğunu, ancak uzun vadede olmadığını doğrulamaktadır.

Anand vd (2014), Hindistan ekonomisinin manşet enflasyondan çekirdek enflasyona geçişini içeren tahmini indirgenmiş genel denge modelini kullanarak ikinci tur etkilerin boyutunu tahmin etmektedir. Sonuçlar, Hindistan'ın enflasyonunun oldukça durağan ve kalıcı olduğunu göstermektedir. İkinci tur etkiler nedeniyle, çekirdek enflasyon manşet enflasyonu yakaladığında, manşet enflasyon ile çekirdek enflasyon arasındaki fark bir yıl içinde yaklaşık dörtte üç oranında azalmaktadır. Büyük ikinci tur etkiler, gıdanın hane halkı harcamalarındaki yüksek payı ve gıda enflasyonunun, enflasyon beklentileri ve ücret belirlemedeki rolü gibi çeşitli faktörlerden kaynaklanmaktadır. Analizler, mevcut yüksek enflasyonun kalıcı bir şekilde düşürülmesi için para politikası duruşunun önemli bir süre daha sıkı kalması gerektiğini ve kalıcı arz şoklarından dolayı gelişmekte olan ülkelerde ikinci tur etkilerin daha büyük olduğunu göstermektedir.

Baquedano ve Liefert (2014), gelişmekte olan ülkelerdeki kentsel tüketici piyasalarındaki fiyatların dünya tarımsal emtia piyasalarındaki fiyatlar ile entegre olup olmadığını incelemektedir. Hata düzeltme modeli kullanarak, buğday, pirinç, mısır ve sorgum için tüketici fiyatlarının dünya fiyatlarındaki ve gelişmekte olan dünyanın kentsel merkezlerindeki döviz kurlarındaki değişikliklere tepkisini incelemektedir. Ampirik bulgular, genel olarak gelişmekte olan ülkelerin tüketici pazarlarının tahıl ürünleri için dünya pazarlarıyla bütünleşmiş olduğunu göstermektedir. Güney Afrika'da, gıda ve enerji fiyatlarına yönelik nispi fiyat şoklarını ölçmek için Ruch ve Plessis (2015), ikinci tur etkilerin hem maliyet hem de beklentiler kanalının rolünü vurgulayan ekonomik teoriye dayalı yapısal bir Yapısal Bayesyen VAR yöntemi kullanmışlardır. Sonuçlar, ikinci tur etkilerin varlığını ve Güney Afrika'daki ücret belirleyicilerin etkisini doğrulamaktadır. Misati ve Munene (2015) çalışmalarında, Kenya'da gıda fiyatlarının hem genel enflasyona hem de çekirdek enflasyona geçiş etkilerini tahmin etmek için Fark modelleri ve Phillips eğrisi yaklaşımlarını kullanmışlardır. Sonuçlar, gıda fiyatlarından enflasyona ikinci tur etkilerin varlığını doğrularken, Phillips eğrisi tahminleri, yurt içi gıda fiyatlarının genel enflasyona ve çekirdek enflasyona geçişin olduğunu göstermektedir. Gıda enflasyonunu hariç tutan temel enflasyon ölçütlerinin, özellikle tüketim sepetinde

gıda ürünlerinin büyük bir paya sahip olduğu ülkelerde, altta yatan enflasyonist baskıları tahmin etmede uygun olmayabileceğini göstermektedir.

Holtemöller ve Mallick (2016) küresel gıda fiyatlarının, Hindistan gıda enflasyonu ve Hindistan enflasyonu üzerindeki etkisini 1996Q:2- 2013Q:2 döneminde SVARX, Yeni Keynesyen Model modelleri ile inceleyen çalışmada, küresel gıda fiyat şoklarının Hindistan'da gıda fiyatları enflasyonu ve toptan satış enflasyonu üzerinde enflasyonist etkileri olduğunu, para otoritesinin bu arz şoklarına daha yüksek bir faiz oranıyla tepki verdiği gözlemlenmiştir. Gelos ve Ustyugova (2017) çeşitli yaklaşımlar kullanarak, ülkeler genelinde emtia fiyat şoklarının enflasyonist etkisini 2001–2010 dönemi boyunca çok çeşitli yapısal özellikler ve politika çerçeveleriyle ilişkilendirmektedir. Analiz, TÜFE sepetlerinde daha yüksek gıda payına, petrol yoğunluklarına ve önceden var olan enflasyon seviyelerine sahip ekonomilerin, emtia fiyat şoklarından sürekli enflasyonist etkiler yaşamaya daha yatkın olduğunu göstermektedir. Daha bağımsız merkez bankalarına ve daha yüksek yönetim puanlarına sahip ülkeler, bu şokların etkisini daha iyi kontrol altına aldığını savunmaktadır.

SVAR analizi ile Euro bölgesi ve Almanya için yaygın olarak uygulanan bir metodolojiyi izleyen Enders ve Enders (2017), petrol arzı ve talebi yeniliklerini tanımlamaktadır. Sonuçlar, her iki ekonomide de yapısal petrol fiyatı şoklarına cevaben önemli bir ikinci tur etki olmadığını ve Euro bölgesi için daha az kanıt olduğunu göstermektedir. Ferrucci vd (2018), Euro bölgesindeki gıda fiyat zinciri boyunca bir emtia fiyat şokunun geçişi analiz edilmektedir. Bu çalışma uluslararası emtia fiyatlarından AB dahili gıda emtia fiyatlarına geçiş, önemli bir gıda fiyatı geçişkenliğinin tespit edilmesini sağlamaktadır ve Avrupa Birliği'ndeki Ortak Tarım Politikasının Euro bölgesindeki gıda fiyatları şoklarının aktarım mekanizmasında önemli bir rol oynamaktadır.

Uluslararası petrol ve gıda fiyatı şoklarının Hindistan'ın makroekonomisi üzerindeki dinamik etkisini Bhat vd (2018), 1994'ten 2016'ya kadar SVAR metodu ile analiz etmiştir. Üretim, petrol ve gıda fiyat artışları ile oynaklıklarına negatif, bu değişkenlerdeki düşümlere ise pozitif tepki vermektedir. Şokların çıktığı değişkeni üzerinde asimetric bir etkiye sahip olduğu ve pozitif şokların karşı şoklardan daha etkili olduğu bulunmuştur. Ayrıca sonuçlar yurt içi makroekonominin dış şoklara karşı duyarlılığını ortaya koymaktadır. Patnaik (2019), Granger nedensellik testini kullanarak

Hindistan'daki gıda enflasyonundan kaynaklanan ikinci tur etkileri ölçmektedir. Analiz sonuçları, Hindistan'daki manşet enflasyondan çekirdek enflasyona uzanan önemli bir nedensellik ve bunun sonucunda ikinci tur etkilerin yaygınlığını göstermektedir. Hindistan'daki gıda enflasyonunun dalgalı olmadığını, hane halkı enflasyonunu besleyerek ikinci tur etkilere neden olduğunu ve bu ikinci tur etkiler, enflasyon beklentileri çapalanmadığı için çıktığını açıkça ortaya koymaktadır.

Pakistan'da gıda enflasyonunun kalıcılığını ve ikinci tur etkisini ampirik olarak analiz eden Shahzad vd (2022), enflasyonun sürekliliğini tahmin etmek için geriye dönük bağlantı yaklaşımını ve ikinci tur etkiyi tahmin etmek için Sıradan En Küçük Kareler yöntemini uygulamıştır. Bulgular, Pakistan'da gıda enflasyonunun gıda dışı, manşet ve çekirdek enflasyona göre nispeten daha kalıcı olduğunu ortaya koymaktadır. Sonuçlar ayrıca Pakistan'da gıda enflasyonunun ikinci tur etkisinin var olduğunu, manşet enflasyonun çekirdek enflasyonu yakaladığını ve aralarındaki farkın dönem içinde azaldığını göstermektedir. Aynı zamanda gıda enflasyonunun etkisinin varlığında para politikası çekirdek enflasyon üzerinde etkisiz kalmaktadır. Bu nedenle, para otoritelerinin Pakistan'da çekirdek enflasyon yerine manşet enflasyonu dikkate alması gerektiğini vurgulamaktadır. Goyal ve Parab (2019), ikinci tur etkilerin yalnızca arz şokları yüksek ve sürekli olduğunda ortaya çıktığını göstermektedir. Manşet enflasyonun kısa vadeli enflasyon beklentilerini etkilediği ve çekirdek enflasyonun uzun vadede baskın olduğu daha fazla çapalama olduğuna dair kanıtlar sunmaktadır. Sürekli olarak yüksek seyreden manşet enflasyon çekirdeği etkilerken, normalde oynak bir manşet enflasyon daha istikrarlı bir çekirdeğe dönüşmektedir. Sonuçlar, parasal aktarımın enflasyona beklenti kanalını desteklerken toplam talep kanalını desteklemediği yönündedir.

Simbanegavi ve Palazzi (2022), çekirdek dışı enflasyona gelen şokların çekirdek enflasyonun manşet enflasyona dönmesine neden olduğudur. Bu şokların çekirdek enflasyona yayıldığına dair kanıtlar vardır. Çekirdek enflasyon bir yıl içinde manşet enflasyona geri döndüğü, ancak bu geri dönüş sadece kısmi olup Güney Afrika Merkez Bankası'nın güvenilirliğini teyit ettiği şeklinde yorumlanabilmektedir. Dolayısıyla çalışma, çekirdek dışı enflasyona gelen şokların ardından, politika yapıcılar ücret anlaşmaları ve firmaların zamları gibi kanalları yayılma ve geçişkenlik belirtileri açısından yakından izlemesi gerektiğini söylemektedir.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

VERİ VE METODOLOJİ

3.1. Birim Kök Testleri ve Nedensellik Analizi

3.1.1. Durağanlık

Durağanlık kavramı, bir zaman serisinin varyansının ve ortalamasının sabit olması ve gecikmeli değişkenlerin kovaryansının zamandan ziyade değişkenler arasındaki gecikmeye bağlı olması anlamına gelir (Gujarati, 2002). Serinin durağan olmaması durumunda regresyon sonuçları, istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olmasa bile ekonometrik modelde kullanılan değişkenler arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olduğu yönünde yanlış bir izlenim verecektir (Baltagi, 2001). Bu nedenle, uygun bir model kullanarak bir zaman serisini tahmin etmek için öncelikle zaman serisinin durağan hale getirilmesi gerekir.

3.1.2 Augmented Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi

Dickey-Fuller tarafından geliştirilen Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF, 1979) birim kök testi, serilerin durağan olup olmadığını belirlemenin yanı sıra hangi dereceden durağan olduğunu da ortaya koymaktadır. ADF birim kök testinin bir diğer önemli özelliği otokorelasyon probleminin giderilmesini dikkate almasıdır (Yamak ve Erdem, 2017).

H_0 : Seri durağan değildir (birim kök içermektedir).

H_1 : Seri durağandır (birim kök içermemektedir).

H_0 hipotezinin reddedilmesi, oluşturulan serinin düzlemde durağan olduğu anlamına gelir. Eğer durum tersi ise yani H_0 hipotezi reddedilmezse o seviyede durağan olmadığı sonucuna varılır.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

3.1.3. Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testi

Phillips- Perron birim kök testi Phillips (1987) ve Phillips ve Perron (1988) tarafından ortaya konulmuştur. Bu, durağanlığı tespit etmek için zaman serilerinde yaygın olarak kullanılan testlerden biridir. Hata terimlerinin zayıf bağımlı, düzgün olmayan dağılımlara sahip olduğu ve hata terimlerinin dağılımlarının istatistiksel olarak

birbirinden bağımsız ve sabit varyansa sahip olmadığı durumlarda uygulanabilecek bir testtir (Yamak ve Erdem, 2017).

H_0 : Seri durağan değildir (birim kök içermektedir).

H_1 : Seri durağandır (birim kök içermemektedir).

H_0 hipotezinin reddedilmesi, oluşturulan serinin düzlemde durağan olduğu anlamına gelir. Eğer durum tersi ise yani H_0 hipotezi reddedilmezse o seviyede durağan olmadığı sonucuna varılır.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_2 t + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

3.1.4. Toda Yamamoto Nedensellik Testi

Toda-Yamamoto nedensellik testi, Granger nedensellik testinin Vektör Oto-regresyon (VAR) modelinin tahmin edilmesini gerektiren ve değiştirilmiş bir Wald (MWALD) testine izin veren değiştirilmiş bir versiyonudur. Hipotezleri vasıtasıyla düzeltilmiş WALD test istatistiği kullanarak sınanır ve hesaplanan test istatistiği tablo değerinden büyük olması durumunda hipotezler reddedilir (Gazel, 2017; Yenilmez ve Erdem, 2018). Toda-Yamamoto Granger nedenselliği için MWALD testinde, değişkenlerin maksimum bütünleşme sırasının (d_{max}) ve VAR modelinin optimal gecikme uzunluğunun (k) belirlenmesini gerekmektedir. Uygun d_{max} ve k belirlendikten sonra, ($k + d_{max}$) mertebesinde düzeltilmiş VAR modeli çalıştırılır ve Toda-Yamamoto Nedensellik testi gerçekleştirilebilir (Demeke ve Tenaw, 2021).

$$X_t = a_0 + \sum_{i=1}^k a_1 X_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{max}} a_2 X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_1 Y_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{max}} \delta_2 Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_1 Y_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{max}} \beta_2 Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \theta_1 X_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{max}} \theta_2 X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Toda-Yamamoto Granger nedenselliği, Granger nedenselliğinin olmadığı boş hipotezini varsayar (Denklem (4) için $H_0 = \delta_1 = 0$ ve Denklem (5) için $H_0 = \theta_1 = 0$).

δ_1 ve θ_1 'in her ikisi de istatistiksel olarak anlamlı ise, X ve Y arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilir (Demeke ve Tenaw, 2021).

3.2. VAR Modelleri

3.2.1. VAR Modeli

VAR metodolojisi eşzamanlı denklem modellemesine benzemektedir, zira birçok içsel değişken bir arada ele alınmaktadır. Ancak her bir içsel değişken, kendi gecikmeli veya geçmiş değerleri ve modeldeki diğer tüm içsel değişkenlerin gecikmeli değerleri ile açıklanmaktadır; genellikle modelde dışsal değişkenler yoktur (Sims, 1980). Sims (1980)' e göre, bir dizi değişken arasında gerçek bir eşzamanlılık varsa, hepsi eşit düzeyde ele alınmalıdır; içsel ve dışsal değişkenler arasında herhangi bir önsel ayırım olmamalıdır. Sims, VAR modelini işte bu ruhla geliştirmiştir (Gujarati, 2002). Sims (1980)'e göre bir değişkenin dışsal olup olmadığından emin olunamadığında vektör otoregresyon modelleri (VAR) kullanılabilir.

X'in değerinin Z'nin geçmiş değerlerinin yanı sıra kendi geçmiş değerlerine de bağlı olduğu varsayıldığında, aynı durumun Z için de söylenebileceğini varsayılır. Bu bir vektör otoregresyonunun özüdür. En basit vektör otoregresyonunun iki değişkenli standart bir gecikmeli VAR (1) modeli aşağıdaki şekilde gösterilmektedir (Levendis, 2018 :272).

$$\begin{aligned} X_t &= \beta_{1,1}X_{t-1} + \beta_{1,2}Z_{t-1} + \varepsilon_{1,t} \\ Z_t &= \beta_{2,1}X_{t-1} + \beta_{2,2}Z_{t-1} + \varepsilon_{2,t} \end{aligned} \quad (3)$$

VAR modellerinin çeşitli avantajları vardır. VAR modellerinin sistemin dinamiklerine çok az kısıtlama getirdikleri ve tahmin sonuçlarında oldukça iyi performans gösterdikleri kabul edilmektedir (Aktaş, 2010). VAR analizinde parametrelerin tahmininden çok değişkenler arasındaki ilişkilerin belirlenmesi amaçlanmıştır. VAR modelinde değişkenler içsel ve dışsal olarak ayrılmadığından belirlenme sorunu söz konusu değildir. Bu modellerde, bütün değişkenlerin içsel olduğu kabul edilir ve aynı zamanda bir değişken kendisinin ve modelde yer alan diğer değişkenlerin gecikmeli değerlerinin fonksiyonu olarak tanımlanır. Bununla birlikte birçok VAR modelinde, özellikle küçük örneklerde, parametreleşme sorunu tahmin performansında bir bozulmaya yol açabilir.

3.2.2 Bayesyen Yapısal VAR (BSVAR) Modeli

Bayesyen Vektör Otoregresif (BVAR) modeli, Litterman tarafından 1980 yılında geliştirilen analitik bir yöntemdir. Kısıtlanmamış VAR modellerinde karşılaşılan temel sorunlar, hiperparametreleştirme/aşırı parametreleştirme ve serbestlik derecesi sorunları bu yaklaşımın geliştirilmesinin temel nedenleridir. BVAR analizi, katsayıları tahmin etmek için kullanılan verilerin etkisini azaltarak bu sorunu çözmektedir (Litterman, 1986). Bayesian VAR modeli, bir veri kümesinin tarihsel dağılımı ile kısıtlanmamış VAR ve SVAR modelleri arasındaki önsel bilginin olasılık dağılımının ne olması gerektiğine ilişkin sonucun birleştirilmesiyle elde edilen ortak bir olasılık fonksiyonudur. Bayesyen VAR yöntemlerinde Yapısal VAR yöntemlerinden farklı olarak amaç, parametre sayısını azaltmak değil, parametrelerin ağırlıklarını farklılaştırmaktır (Şerbetli ve Akbalık, 2022).

BVAR analizi birkaç önsel dağılım içermektedir. Bu varsayımlar ekonomik teori veya veri setinin yapısı gereği gerekli olabilir (Migliardo, 2010). Litterman (1980) çalışmasında Minnesota Varsayım Yöntemini yorumlamış ve BVAR analizine dayanarak gelecek tahmin sonuçlarını bildirmiştir. Litterman, Minnesota'nın varsayımlarını normal dağılım bağlamında tartışmıştır. Bu varsayımların gelişmesiyle birlikte BVAR yöntemi analitik bir araç olarak literatürde daha sık kullanılmaya başlanmıştır (Tüzün ve Kahyaoğlu, 2015).

BVAR modelinin temel fikri, model parametrelerinin rastgele değişkenler olmasıdır. Bu fikrin mekanizması, tüm bilinmeyen niceliklerin önsel bilgilerinin, sonsal dağılımı elde etmek için gözlemlerden elde edilen nesnel bilgilerle birleştirilen bir önsel dağılımla temsil edilmesidir. Sonsal dağılım Bayes teoremi uygulanarak elde edilmektedir (Sevinci ve Ergün, 2009).

Genel olarak bu yaklaşım klasik VAR modellerine göre tahmin performansında önemli bir iyileşmeye yol açmaktadır. Bayes faktörlerinin hesaplanmasında araştırmacılar genellikle model seçimi için Schwarz kriterini kullanmaktadır. Büyük örneklerde Schwarz kriteri daha iyi sonuçlar vermektedir (Sun ve Ni, 2012). Bu nedenle analiz için Bayesyen VAR modeli kullanılacaktır (Alkan, 2023).

3.2.2.1 Cholesky Ayrışması

Uygulamalı iktisat alanında Sims (1980) tarafından önerilen VAR modeli büyük ölçekli makroekonometrik modeller için çok fazla belirlenme (identifying) kısıtlarına dayanmayan alternatif bir tahminleme aracıdır. Çok güçlü teorik temellere dayanmayan VAR modelinde, etki-tepki sonuçlarını elde etmek için Cholesky ayrıştırması kullanılmaktadır (Elbourne, 2008). VAR modellerinde bağımlı değişken üzerinde, sadece sistemdeki açıklayıcı değişkenlerin gecikmeli değerlerinin kullanılmasına izin verilirken, Bernanke (1986), Sims (1986) ve Blanchard ve Quah (1989) tarafından geliştirilen Yapısal VAR (Structural VAR-SVAR) modellerinde, söz konusu değişkenlerin eş anlı değerlerinin de kullanılmasına izin verilmektedir. Dolayısıyla VAR sadece bağımlı değişken ile açıklayıcı değişkenlerin gecikmeli değerleri arasındaki ilişkinin saptanmasına olanak sağlamaktadır. Buna karşın SVAR yöntemi, bağımlı değişkenle hem açıklayıcı değişkenlerin gecikmeli hem de bazı açıklayıcı değişkenlerin (kısıtlanmayan değişkenlerin) bağımlı değişkenler ve diğer değişkenlerle eşanlı ilişkisinin belirlenmesine olanak vermektedir.

Yapısal VAR (SVAR) yaklaşımının önemli avantajlarından bir tanesi değişkenler arasındaki ilişki tahmin edilirken araştırmacıya iktisat teorisine dayanarak, değişkenler arasındaki ilişkiye dair birtakım kısıtlar koyarak diğer ilişkileri saptama olanağı sunmasıdır. Böylece uygulanan bu kısıtlar sayesinde sistemdeki yapısal şokların etkilerinin dikkate alınmasına olanak sağlamaktadır. Ayrıca SVAR modelleri makroekonomik ve finansal zaman serilerinin dinamik davranışlarının tanımlanabilmesi ve kısa dönemli analizler yapılmasına da olanak sağlamaktadır.

Çeşitli makroekonomik değişkenler arasındaki dinamik ilişkiyi araştırmak için kullanılan Yapısal VAR (SVAR) metodolojisi, Enders (2008)'de belirtildiği şekliyle en özlü formdaki SVAR model aşağıdaki gibidir:

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

Burada, B ve Γ_1 ($n \times n$) ve Γ_0 ise ($n \times 1$) boyutlarındaki matrislerdir. Eşitliğin sol tarafındaki vektörü normalize etmek ve çok değişkenli bir genelleştirme yapmak için eşitlik (1)'in her iki yanının B matrisinin tersiyle (B^{-1}) çarpılması gerekmektedir. Bu işlemin yapılması sonucunda kısıtsız VAR (unrestricted VAR) modeli elde edilmektedir.

$$B^{-1}Bx_t = B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1x_{t-1} + B^{-1}\varepsilon_t \quad (2)$$

Eşitlik (2)'nin düzenlenmiş hali eşitlik (3) olarak gösterilmektedir.

$$x_t = B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1x_{t-1} + B^{-1}\varepsilon_t \quad (3)$$

Burada, $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$, $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$ ve $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ şeklinde yazıldığında eşitlik (4)'teki standart VAR modeli elde edilmektedir.

$$x_t = A_0 + A_1x_{t-1} + e_t \quad (4)$$

Buna bağlı olarak, indirgenmiş formdaki e_t vektörü, yapısal denklemdeki şokların ε_t vektörüyle ilişkilidir.

$$e_t = B^{-1}\varepsilon_t \quad (5)$$

e_t vektörü için sıfır ortalamaya sahip, sabit varyanslı ve otokorelasyon olmayan özellikleri varsayılmaktadır. Fakat B^{-1} matrisi sayesinde şoklar (hata terimleri) arasında eş anlamlı bir korelasyon olması gerekmektedir.

Bu belirlenme sorunun ortadan kaldırılması için A ve B matrisleri üzerine kısıtlar konularak Yapısal VAR (SVAR) modelinin kullanılması, şokların belirlenmesini sağlamaktadır. SVAR modeli yapısal bir model olduğu için, sadece A ve B matrislerine kısıtlar ekleyerek, indirgenmiş formdaki standart VAR modelinden ayrılmaktadır.

Bu belirlenme/tanımlama sorununu çözmek için eşitlikler ve bilinmeyenler göz önünde bulundurularak, EKK yöntemi aracılığıyla aşağıdaki şekliyle bir Σ varyans kovaryans matrisi elde edilebilmektedir:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1n} \\ \sigma_{22} & \sigma_2^2 & \dots & \sigma_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{n1} & \sigma_{n2} & \dots & \sigma_n^2 \end{bmatrix} \quad (6)$$

Denklem (6)'daki Σ dizeyinin her elementi aşağıdaki eşitliğin toplamı olarak oluşturulmuştur:

$$\sigma_{ij} = \left(\frac{1}{T}\right) \sum_{t=1}^T e_{it}e_{jt} \quad (7)$$

Σ dizeyi simetrik olduğu için bazı kısıtlar konulmadan SVAR modelindeki parametreler tanımlanamayacaktır. Modelin sabit terim dışında n sayıda değişkenden oluştuğu varsayıldığında, sistemin kesin olarak belirlenmesi amacıyla yapısal formun parametreleri üzerinde en az n^2 sayıda bağımsız kısıt konulması gerekmektedir. Yapısal şokların karşılıklı olarak ilişkisiz olduğu beklenmektedir. Bu sebeple yapısal şokların varyans-kovaryans matrisinin köşegen matris olması gerekmektedir. Bu durumda tüm yapısal şokların karşılıklı olarak bağımsız olduğu ve yapısal şokların standart sapmasının 1 ile normalize edildiği varsayılmaktadır. Böyle bir durumda, yapısal şokların varyans-kovaryans matrisinin $\frac{n(n+1)}{2}$ tane kısıt gerektiren birim matris şeklinde olması beklenmektedir. Sonuç olarak, tahmin edilen bir VAR modelinden elde edilen yapısal modeldeki tam belirlenmenin sağlanması için gerekli koşul, yapısal modele $n^2 - \frac{n(n+1)}{2} = \frac{n(n-1)}{2}$ tane daha ilave kısıtın konulmasıdır.

Modeldeki değişkenlerin şoklara verdiği tepkilerin ölçülmesinde kullanılan etki-tepki fonksiyonlarının elde edilmesinde değişkenlerin sıralanışı göz önünde bulundurulmalıdır. Literatürdeki genel uygulamaya göre değişkenler sıralanırken en üste en dışsal değişken gelecek şekilde yerleştirilir. En alt değişken olarak da sistemdeki en içsel değişken yerleştirilir. Her bir değişken kendisinden önce gelen değişkendeki şoklardan eşanlı olarak etkilenirken, kendisinden sonra gelen değişkendeki şoklardan eşanlı olarak etkilenmemektedir (İvrendi ve Pearce, 2014).

3.3. Veri

Tablo 3, değişkenlerin ve veri kaynaklarının tanımını göstermektedir. Çalışmada gıda fiyatlarının belirleyicilerini ve gıda fiyatlarından kaynaklanan ikinci tur etkilerin varlığını ortaya koymak için 4 farklı model kullanılmıştır. Modellerde Türkiye ekonomisine ait 10 makroekonomik değişken kullanılmıştır. Bu değişkenler; Türkiye gıda fiyat endeksi (foodcpi), FAO gıda fiyat endeksi (fao), tüketici fiyat endeksi (cpi), petrol fiyatları (brentoil), M2 para arzı (money2), Dolar- Euro sepet döviz kuru (exch), 12 ay sonrası TÜFE aritmetik ortalaması olarak alınan enflasyon beklentisi (expected12), tarımsal girdi fiyatları (agripi), çekirdek enflasyon (corec), çıktı açığı (outputgap)¹.

¹ Çıktı açığının elde edilmesi için sanayi üretim endeksi kullanılmıştır. Hodrick-Prescott (HP) filtreleme yöntemi kullanılarak, çıktı açığı elde edilmiştir.

Modelde tahmin edilen tüm değişkenler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'ndan (TCMB), Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) ve Birleşmiş Milletler Gıda ve Tarım Örgütü'nden alınmıştır. Tüm değişkenler ilk olarak Census X12-ARIMA yöntemi ile mevsimsellikten arındırılmış, arındırıldıktan sonra logaritma formuna dönüştürülmüş ve birinci farkları alınmıştır. Dolayısıyla yüzdelik büyüme formunda kullanılmıştır.

Tablo 3: Değişkenler

Değişken	Kısaltma	Veri Kaynağı	Veri Seti
Türkiye Gıda Fiyat Endeksi	foodcpi	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB)	(2003M:2-2023M:9)
FAO Gıda Fiyat Endeksi	fao	Gıda ve Tarım Örgütü (FAO)	(2003M:2-2023M:9)
Tüketici Fiyat Endeksi	cpi	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB)	(2003M:2-2023M:9)
Petrol Fiyatları	brentoil	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB)	(2003M:2-2023M:9)
M2 Para Arzı	money2	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB)	(2003M:1-2023M:9)
Döviz Kuru (Sepet Kur)	exch	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB)	(2003M:2-2023M:9)
Enflasyon Beklentisi	expected12	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB)	(2013M2-2023M:9)
Tarımsal Girdi Fiyatları	agripi	Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK)	(2016M:2- 2023M:9)
Çekirdek Enflasyon	corec	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB)	(2004M:2-2023M:9)
Çıktı Açığı	outputgap	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB)	(2003M:2-2023M:9)

Seçilen makroekonomik değişkenlerin ve gıda fiyatlarının özet istatistiklerine ilişkin bulgular Tablo 4'te sunulmaktadır. Gıda fiyat endeksi, Şubat 2003'te 94.032 ile Eylül 2023'te 2578,46 arasında değişerek dönem boyunca ortalama 387.663 olarak gerçekleşmiştir. Tüketici fiyat endeksi en düşük 96.151, en yüksek 1731.812 olmuştur. 2003-2023 yılları arasında ortalama 320.21'dir. Dünya gıda fiyat endeksi dönem boyunca ortalama 101.335 olup standart sapması 23.41'dir. Avrupa petrol fiyatı 15.177 dolar ile 124.701 dolar arasında değişmekte olup ortalaması 72.001 ve standart sapması 26.59'dur. Türk lirasının ABD Doları ve Euro'dan oluşan sepet kur karşısındaki döviz kuru 1,439 ile 28.546 arasında değişmiştir. Çıktı açığı minimum -0.391'den maksimum 0.08'kadar dönem boyunca ortalama 0 olmuştur. Çekirdek enflasyon en düşük %96.029 iken en yüksek %1365.866 seviyelerine ulaşmıştır. Tarımsal girdi fiyatları Şubat 2016'da

101.704 ile Eylül 2023'te 752.085'dir. Enflasyon beklentisi 2013 Şubat ayından 2023 Eylül ayına kadar ortalama %13.548 olmuştur. Standart hatası 13.548'dir.

Tablo 4: Tanımlayıcı İstatistikler

Variable	Gözlem	Ortalama	Std. Hta.	En Küçük	En Büyük
agripi	92	242.73	181.226	101.704	752.085
expected12	128	13.548	9.68	6.132	45.109
brentoil	248	72.001	26.587	15.177	124.701
corec	248	271.206	218.473	96.029	1365.866
cpi	248	320.21	289.256	96.151	1731.812
exch	248	4.561	5.22	1.439	28.546
fao	248	101.335	23.41	55.339	157.26
foodcpi	248	387.663	429.073	94.032	2578.46
money2	248	1.675e+09	2.302e+09	60742550	1.246e+10
outputgap	248	0	0.047	-0.391	0.08

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

AMPIRİK BULGULAR

4.1. Birim Kök Testi Sonuçları

Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips Perron (PP) Birim Kök testleri ile değişkenlerin durağanlık özellikleri incelenmektedir. Tablo 5, çalışmada kullanılan değişkenler için her iki testin sonuçlarını özetlemektedir. Tüm değişkenler düzey değerlerinde birim köke sahiptir ve %1 seviyesinde birinci farkları alındığında durağan hale gelmektedir. Bununla birlikte tüm seriler logaritmik farkları alınmış yani durağan bir şekilde modellerde kullanılmıştır

Tablo 5: Birim Kök Testi Sonuçları (Düzye Değerler)

Değişkenler	ADF		PP	
	Düzye		Düzye	
	Sabitli model	Sabitli ve Trendli model	Sabitli model	Sabitli ve Trendli model
Agripi	1.264	-0.987	2.305	-0.583
Brentoil	-3.016**	-3.027	-2.738.	-2.738
Corec	5.465	5.461	6.732	-8.483
Cpi	4.008	3.680	5.810	6.022
Exch	3.972	0.357	4.711	0.537
Expected12	0.172	-1.630	0.387	-1.370
Fao	-2.588 *	-2.669	-2.263	-2.266
Foodcpi	5.878	6.553	6.161	5.755
Money2	0.353	-0.568	0.220	-0.959

Not: ***, ** ve *, sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyelerinde anlamlılık gösterir. Trend ve kesişme modelleri için tüm testler yapılır. ADF testi kullanılırken gecikme uzunluğu seçimi için Schwarz Bilgi Kriteri belirlenir. PP testinin tahmini, Newey-West bant genişliğinin yardımıyla Bartlett-Kernel'e dayanmaktadır.

Tablo 6: Birim Kök Testi Sonuçları (Birinci Farklar)

Değişkenler	ADF		PP	
	Birinci Fark		Birinci Fark	
	Sabitli model	Sabitli ve Trendli model	Sabitli model	Sabitli ve Trendli model
Agripi	-3.297**	-3.829**	-3.231**	-3.833**
Brentoil	-14.022***	-13.997***	-14.057***	-14.037***
Corec	-3.342**	-7.641***	-6.390***	-7.765***
Cpi	-3.785***	-4.868***	-6.289***	-7.453***
Exch	-10.566***	-11.740***	-10.511***	-11.02***
Expected12	-5.849***	-5.979***	-5.784***	-5.916***
Fao	-6.541***	-6.585***	-9.115***	-9.150***
Foodcpi	-3.728***	-11.586***	-11.642***	-12.350***
Money2	-15.630***	-15.612***	-15.878***	-15.862***

Not: ***, ** ve *, sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyelerinde anlamlılık gösterir. ADF testi kullanılırken gecikme uzunluğu seçimi için Schwarz Bilgi Kriteri belirlenir. PP testinin tahmini, Newey-West bant genişliğinin yardımıyla Bartlett-Kernel'e dayanmaktadır.

4.2. Gıda Fiyatlarının Belirleyenleri

Etki-tepki fonksiyonları tahmin edilen VAR modelinde yer alan değişkenlerin, hata terimlerinde meydana gelen bir standart sapmalılık şok karşısında ne yönde ve hangi büyüklükte tepki gösterdiklerini açıklamaktadır. Düz mavi çizgi medyan tepkileri göstermektedir ve çizginin etrafındaki gölgeli alan %16 ve %84'lük kantillerdir. Dolayısıyla, gölgeli alan tepkinin % 68'lik güvenilirlik aralığına karşılık gelmektedir.

Bayesyen VAR analizinin önemli bir diğer aşaması tahmin edilecek önsellerin belirlenmesidir. Türkiye ekonomisinde doğrudan gıda fiyatlarının analizinde Bayesyen VAR modeli tahmin eden çalışma bulunmadığı için, para politikası üzerine yapılan az sayıdaki çalışmada kullanılan Minnesota ve Normal-Wishart önselleri tercih edilmiştir (Büyükbaşaran vd. 2020, 2022; Şerbetli ve Akbalık, 2022).

Bu çalışmadaki tahmin bulguları Avrupa Merkez Bankası (European Central Bank, ECB) tarafından geliştirilen Matlab programında çalışan BEAR (Bayesian Estimation, Analysis and Regression) toolbox'ı kullanılarak elde edilmiştir (Dieppe vd. 2016).

4.2.1 Bayesyen Yapısal VAR Tahminleri (Model 1)

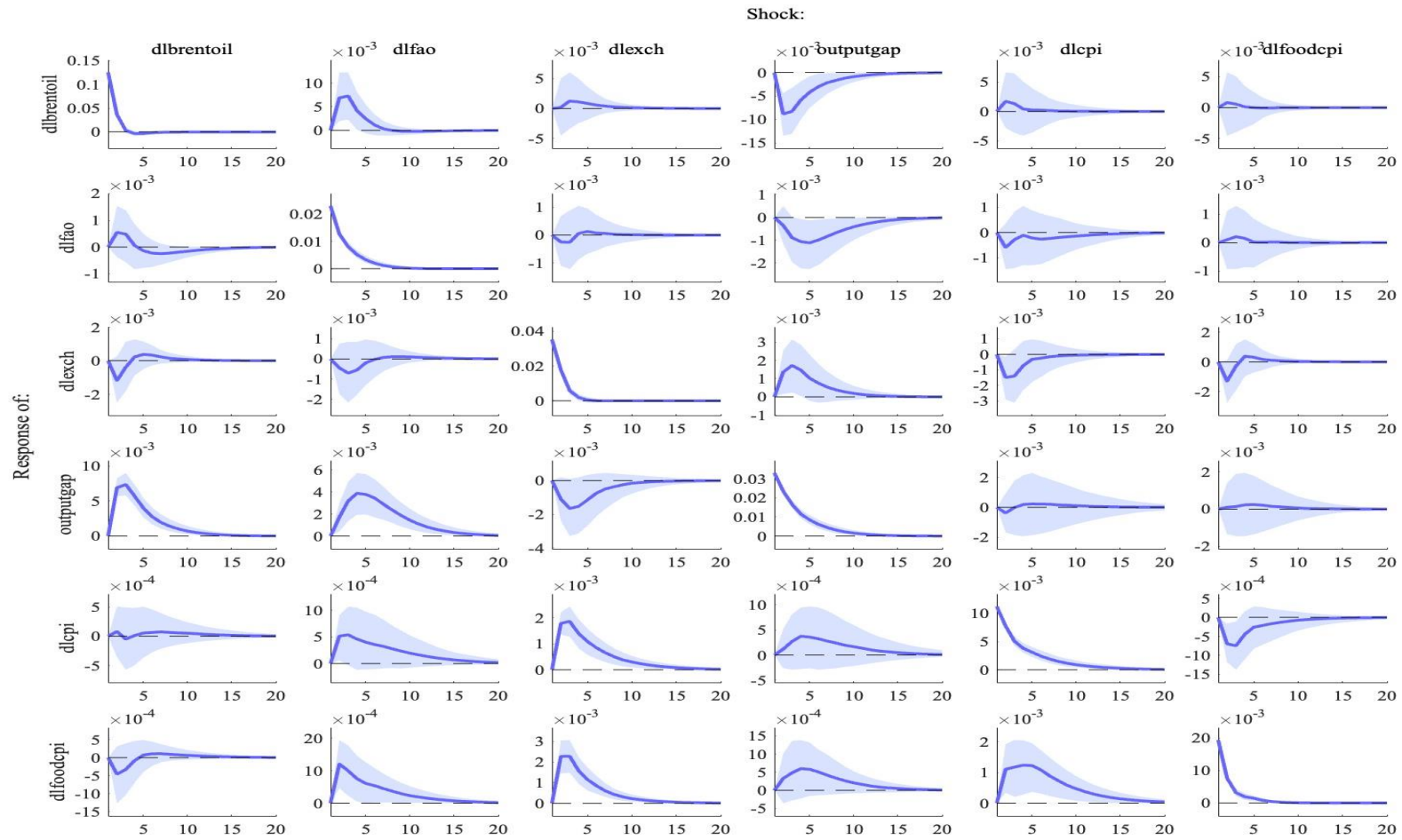
Çalışmada tahmin edilen ilk model, Türkiye ekonomisinde gıda fiyatlarının belirleyicilerini analiz etmek için kurulan modeldir. 2003M2-2023M9 dönemleri arasında

gıda fiyatlarının modele dahil edilen petrol fiyatları, Fao gıda fiyatları, döviz kuru, çıktı açığı ve enflasyonda meydana gelen bir standart sapmalı şoka verdiği tepkiler Şekil 4’de gösterilmektedir. Minnesota önsel değişkeni aracılığıyla Cholesky Tanımlama modeli kullanılmıştır.

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{66} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u^{brentoil} \\ u^{fao} \\ u^{exch} \\ u^{outputgap} \\ u^{cpi} \\ u^{foodcpi} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \beta_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta_{33} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \beta_{44} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_{55} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_{66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon^{brentoil} \\ \varepsilon^{fao} \\ \varepsilon^{exch} \\ \varepsilon^{outputgap} \\ \varepsilon^{cpi} \\ \varepsilon^{foodcpi} \end{bmatrix}$$

Bu çalışmadaki dışsal değişkenler brent petrol fiyatları ve küresel gıda fiyatları olarak modele dahil edilmektedir. Diğer küçük açık ekonomilerde de olduğu gibi, yurtiçi politikalar dışsal değişkenleri etkileyemezken, diğer türlü ilişkinin mümkün olduğu bilinmektedir. Cholesky tanımlamasına göre petrol fiyatları (brentoil) hiçbir şoktan eş zamanlı olarak etkilenmemektedir. Buna karşın, kendisinden sonra gelen değişkenleri eş zamanlı olarak etkileyecektir. Küresel gıda fiyatları (fao) eş zamanlı olarak sadece petrol fiyatlarından etkilenmektedir. Döviz kuru (exch) sadece küresel gıda fiyatları ve petrol fiyatlarına eş zamanlı olarak tepki vermektedir. Çıktı açığı (outputgap) eş zamanlı olarak petrol fiyatlarından, Fao gıda fiyatlarından, döviz kurundan etkilenmektedir. Tüketici fiyat endeksi (cpi) yurtiçi gıda fiyatları hariç tüm değişkenlere eş zamanlı olarak tepki vermektedir. Yurtiçi gıda fiyatları (foodcpi) modeldeki tüm değişkenlere eş anlı olarak tepki vermektedir.

Şekil 4: Model 1 Etki Tepki Fonksiyonları



Şekil 4’te modelde yer alan tüm değişkenlerin etki-tepki fonksiyonları gösterilmiş olmasına rağmen, çalışmanın amacı dikkate alındığında gıda fiyatlarının modeldeki diğer değişkenlere olan tepkisinin gösterildiği son satır analiz edilmektedir. Bir standart sapmalık petrol fiyatı şoku karşısında yurtiçi gıda enflasyonunun tepkisi incelendiğinde, şokun etkisi istatistiki olarak anlamlı olmamasına rağmen etkisi 5 ay sonra ortadan kalkmaktadır. Bir standart sapmalık FAO gıda fiyatı şoku karşısında Türkiye gıda enflasyonunun pozitif ve anlamlı bir tepkisi gözlemlenmektedir. Şokun etkisi 15 ay sürmesine rağmen istatistiksel olarak anlamlılığı 4 ay sürmektedir. Dünya gıda fiyatlarındaki pozitif bir şok Türkiye’deki gıda fiyatlarını artırmaktadır. Bu bulgu literatürdeki küresel gıda fiyatlarının yurtiçi gıda fiyatlarını etkilediği sonucuna ulaşan Holtemöller ve Mallick (2016) ve El Karimi ve El Ghini (2020)’nin çalışmaları ile benzer sonuçlar göstermektedir.

Gıda Fiyatlarının döviz kuru şokuna verdiği tepkiyi gösteren grafikte döviz kurunun önemli bir etkisi olduğu görülmektedir. Tepki istatistiki olarak anlamlı ve 12 ay sürmektedir. Türk lirasının döviz (Dolar ve Euro) karşısında değer kaybı, gıda fiyatlarında yükselen bir enflasyona yol açmaktadır. Gıda fiyatları döviz kurundaki değer kaybına karşı çok hassastır. İthal edilen girdilere bağımlılık nedeniyle döviz kurlarının yerli gıda fiyatlarıyla güçlü bir şekilde ilişkilidir. Ayrıca Türkiye ekonomisinde son yıllarda yapılan çalışmalarda, döviz kurunun gıda fiyatlarının belirlenmesinde önemli bir rol oynadığı da ortaya konulmaktadır (Akanni, 2020; Gilbert, 2010; Algan vd., 2021). Çıktı açığındaki pozitif bir şok potansiyel çıktının ne kadar üzerinde ürettiğini göstermektedir. Ekonominin aşırı üretim yaptığını ve aşırı talep olduğunu, dolayısıyla buna bağlı olarak enflasyonist bir sürecin yaşandığını söyleyebiliriz. Bu enflasyonist süreç gıda fiyatlarına da yansımaktadır. Aşırı talep sonucuna bağlı olarak ekonominin uzun dönem potansiyelinden daha fazla büyümesi, gıda fiyatlarını da artırmaktadır. Bununla birlikte tepki büyüklüğü pozitif olmasına rağmen, istatistiki olarak anlamlı görünmemektedir. Tüketici fiyat endeksindeki bir standart sapmalık şok gıda fiyatlarını önemli ölçüde etkilemektedir. Ekonomideki enflasyonist eğilim gıda fiyatlarını artırmaktadır. Şokun etkisi 13 ay boyunca sürmektedir.

Tablo 7: Varyans Ayrıştırması (2003M2- 2023M9)

Dönem	brentoil	fao	exch	outputgap	cpi	foodepi
-------	----------	-----	------	-----------	-----	---------

1	0	0	0	0	0	100
5	0,26	0,76	3,02	0,37	1,21	94,36
10	0,32	0,95	3,39	0,57	1,91	92,84
20	0,34	1	3,4	0,6	2	92,63

Tablo 8’de, yapısal şokların modeldeki değişkenler üzerindeki niceliksel önemini değerlendirmek için öngörü hata varyans ayrıştırmasının sonuçları gösterilmektedir. Varyans ayrıştırması, bir değişkenin öngörü hata varyansının ne kadarının modeldeki diğer değişkenlere ait şoklar ve ne kadarının da kendi şoku tarafından açıklandığını ortaya koymaktadır. Modeldeki içsel değişken üzerindeki en etkili değişkenin hangisi olduğu varyans ayrıştırması sonucunda ortaya çıkmaktadır. Modeldeki değişkenlerin varyans ayrıştırması gıda fiyatları için 1, 5, 10 ve 20 aylık tahmin ufukları dikkate alınarak raporlanmıştır. İlk ayda gıda fiyatlarındaki değişim sadece kendi şoku tarafından açıklanmaktadır. Beşinci ayda petrol fiyatları (%0,26), küresel gıda fiyatları (%0,76), döviz kuru (%3,02), çıktı açığı (%0,37), enflasyon (%1,21) şoklarının etkileri neredeyse hiç görülmemektedir. 20 ay sonra, gıda fiyatlarındaki değişimin yaklaşık %3’ü enflasyon tarafından açıklanırken, bunu sırasıyla döviz kuru (%3,4), enflasyon (%2), küresel gıda fiyatları (%1) ve çıktı açığı (%0,6) takip etmektedir. Gıda fiyatlarının tahmin hata varyansının çok küçük bir kısmı petrol fiyatlarındaki şoklarla ilişkilendirilebilir (%0,34). Gıda fiyatı değişkeni, Türkiye’deki tüm tahmin ufku boyunca varyansının %90’ından fazlasını kendi şokları tarafından açıklamaktadır.

4.2.2 Bayesyen Yapısal VAR Tahminleri (Model 2)

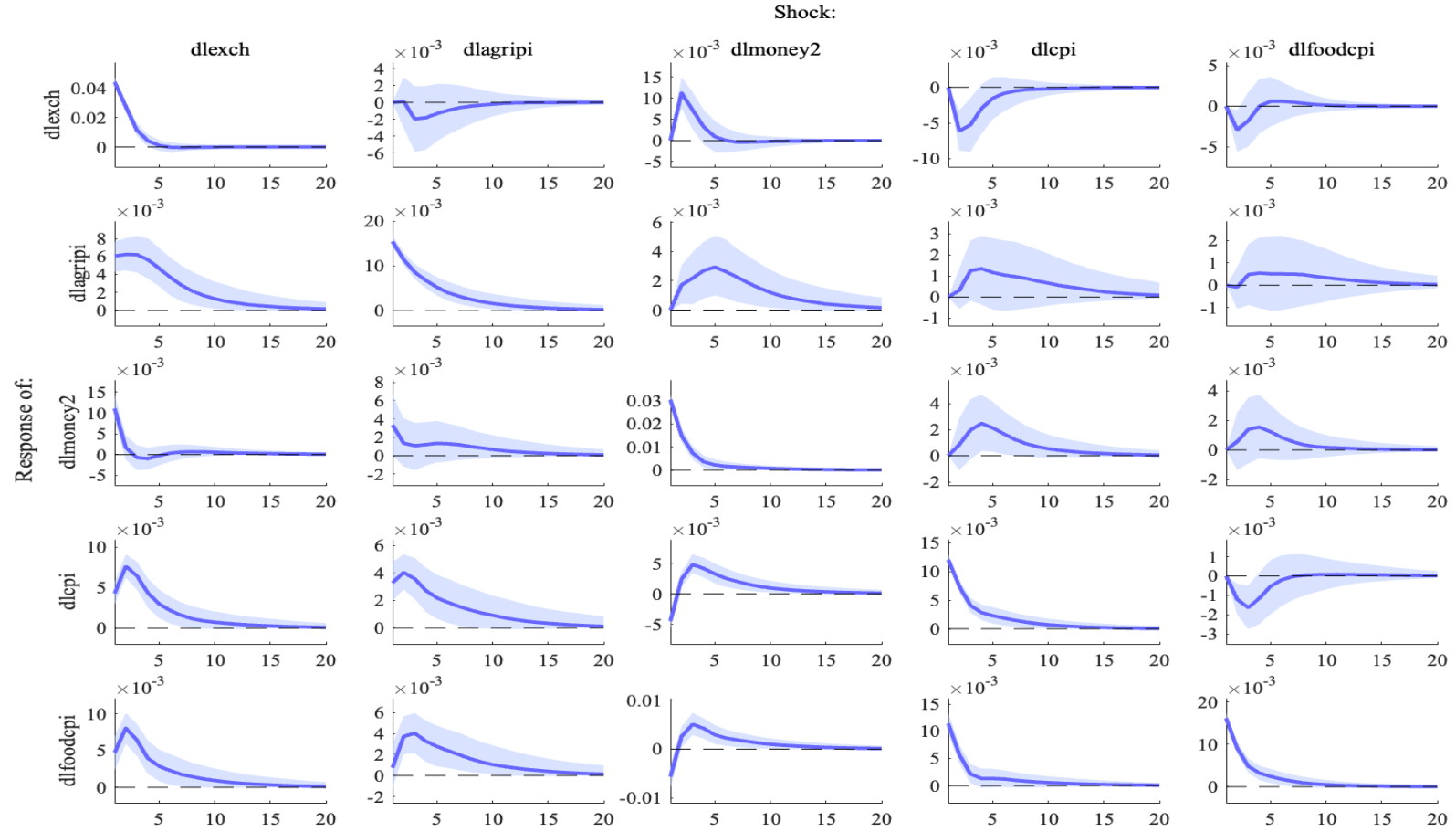
Bu model Türkiye için gıda fiyatlarının belirleyici etkilerini kısa dönemde göstermektedir. Modeldeki Tarımsal girdi fiyatları 2016 yılından itibaren yayımlandığı için analiz dönemi 2016-2023 olarak belirlenmiştir. 2016M2-2023M9 dönemleri arasında gıda fiyatlarının modele dahil edilen döviz kuru, tarımsal girdi fiyatları, M2 para arzı ve enflasyon değişken şoklarında meydana gelen bir standart sapmalık şoka verdiği etki tepki fonksiyonları Şekil 5’te verilmektedir. Normal Wishart önsel değişkeni kullanılarak Bayesyen SVAR modeli tahmin edilmektedir.

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u^{exch} \\ u^{agrip} \\ u^{M_2} \\ u^{cpi} \\ u^{foodcpi} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \beta_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta_{33} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \beta_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon^{exch} \\ \varepsilon^{agrip} \\ \varepsilon^{M_2} \\ \varepsilon^{cpi} \\ \varepsilon^{foodcpi} \end{bmatrix}$$

Cholesky tanımlamasına göre döviz kuru (exch) hiçbir şoktan eş zamanlı olarak etkilenmemektedir. Tarımsal girdi fiyatları (agripı) eş zamanlı olarak sadece döviz kurundan etkilenmektedir. Para Arzı (M2) döviz kuru ve tarımsal girdi fiyatlarına eş zamanlı olarak tepki vermektedir. Tüketici fiyat endeksi (cpi) yurtiçi gıda fiyatları hariç döviz kuru, tarımsal girdi fiyatları ve para arzından eş zamanlı olarak etkilenmektedir. Yurtiçi gıda fiyatları (foodcpi) modeldeki tüm değişkenlere eş anlı olarak tepki vermektedir.

Şekil 5'te bir standart sapmalık döviz kuru şokuna karşı yurtiçi gıda fiyatlarının tepkisi 8 ay süren bir anlamlılığa sahiptir. Türkiye gıda sektörünün hammadde ve ara ürün ithalatına bağımlılığı, döviz kurundaki dalgalanmaların gıda fiyatları üzerindeki etkisine bakıldığında kolaylıkla anlaşılabilir. Bu bulgu Kutlu (2021), Demirkılıç (2022) ve Oral (2023) çalışmaları ile döviz kurundaki pozitif bir şokun gıda fiyatlarını artırdığı sonucunu doğrulamaktadır. Gıda fiyatlarının tarımsal girdi fiyatlarındaki bir şoka verdiği tepki ise istatistiksel olarak anlamlı ve yaklaşık 9 ay boyunca sürmektedir. Tarımsal girdi fiyatlarındaki bir şok gıda fiyatlarını artırmaktadır. Sonuçlarımız Türkiye için Işık ve Özbuğday (2021) ile benzer sonuçları taşımaktadır. Bir standart sapmalık para arzı şoku karşısında yurtiçi gıda fiyatlarının ilk olarak negatif bir etkisi gözlenirken, kısa vadede şokun 2.aydan sonra 9.aya kadar süren istatistiki olarak anlamlı olduğu ifade edilebilir. M2 para arzının büyüme hızındaki artış, para politikasının gevşemesini yansıtmakta ve bu da kredi miktarında bir artışa dönüşmektedir. Gıda tüketimi için daha fazla para talep edildiğinde, gıda fiyatları yükselir, bu da talebe dayalı enflasyonist bir baskı gösterir. Bulgu, Pakistan için Awan and Imran (2015) ve Türkiye için Yıldırım (2021) sonuçları ile uyumludur.

Şekil 5: Model 2 Etki Tepki Fonksiyonları



Tablo 8: Varyans Ayırıştırması (2016M2- 2023M9)

Dönem	Exch	Agripi	Money2	Cpi	Foodcpi
1	4,72	0,59	6,96	29,88	57,83
5	17,96	6,27	11,12	20,91	43,71
10	18,8	7,76	12	20,26	41,16
20	18,83	8,17	12,26	20,12	40,6

Tablo 9'da sunulan varyans ayırıştırması, ilk ayda gıda fiyatlarındaki değişimin %57,83'ünü kendi şoku tarafından açıklandığını göstermektedir. İlk ayda gıda fiyatlarındaki değişimi iki önemli dinamik açıklamaktadır: enflasyon (%29,88) ve para arzı (%6,96). Döviz kuru (%4,72) ve tarımsal girdi fiyatları (%0,59) şoklarının etkileri diğerleri kadar baskın değildir. 20 ay sonra, gıda fiyatlarındaki değişimin yaklaşık %20'si enflasyon tarafından açıklanırken, bunu sırasıyla döviz kuru (%18,83), para arzı (%12,26) ve tarımsal girdi fiyatları (%8,17) takip etmektedir. Gıda fiyatları, varyansının %40'undan fazlasını kendi şokları ile açıklamaktadır

4.3. İkinci Tur Etkinin Varlığı

4.3.1. Bayesyen Yapısal VAR Tahminleri (Model 3)

Model 3 Türkiye'deki gıda fiyatlarındaki ikinci tur etkilerin varlığını ortaya koymak amacıyla kurulmuştur. 2003M2-2023M9 dönemleri arasında ikinci tur etkileri görmek amacıyla çekirdek enflasyonun modele dahil edilen yurtiçi gıda fiyatları, Fao gıda fiyatları, petrol fiyatları, çıktı açığı ve döviz kuru değişkenlerinde meydana gelen bir standart sapmalı şoka verdiği etki tepki fonksiyonları Şekil 'de verilmektedir. Normal Wishart önsel değişkeni kullanılarak Cholesky tanımlama yapılarak Bayesyen SVAR modeli tahmin edilmektedir.

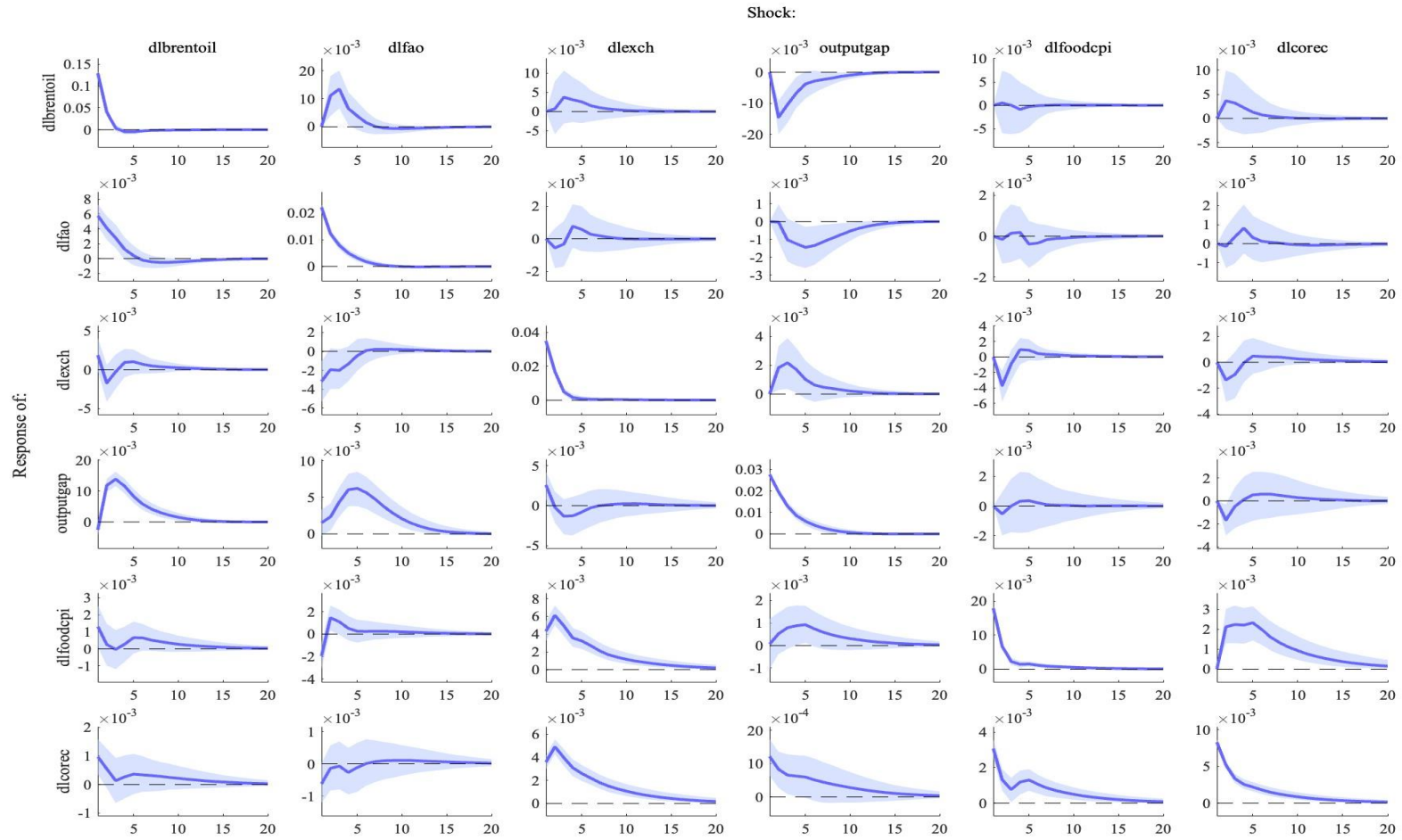
$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u^{brentoil} \\ u^{fao} \\ u^{exch} \\ u^{outputgap} \\ u^{foodcpi} \\ u^{corec} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \beta_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta_{33} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \beta_{44} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_{55} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_{66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon^{brentoil} \\ \varepsilon^{fao} \\ \varepsilon^{exch} \\ \varepsilon^{outputgap} \\ \varepsilon^{foodcpi} \\ \varepsilon^{corec} \end{bmatrix}$$

Cholesky tanımlamasına göre petrol fiyatları (brentoil) hiçbir şoktan eş zamanlı olarak etkilenmemektedir. Küresel gıda fiyatları (fao) eş zamanlı olarak sadece petrol

fiyatlarından etkilenmektedir. Döviz kuru (exch) sadece küresel gıda fiyatları ve petrol fiyatlarına eş zamanlı olarak tepki vermektedir. Çıktı açığı (outputgap) eş zamanlı olarak petrol fiyatlarından, Fao gıda fiyatlarından, döviz kurundan etkilenmektedir. Yurtiçi gıda fiyatları (foodcpi), çekirdek enflasyon hariç tüm değişkenlere eş zamanlı olarak tepki vermektedir. Enflasyon beklentisi (excp12) modeldeki tüm değişkenlere eş anlı olarak tepki vermektedir.

Şekil 6’da verilen grafiğe göre petrol fiyatları ve küresel gıda fiyatlarından gelen bir standart sapmalı pozitif şok karşısında çekirdek enflasyonun tepkisi istatistiki olarak anlamsız bir etkiye sahiptir. Pozitif döviz kuru şoku çekirdek enflasyon üzerinde büyük bir etkiye neden olmaktadır. İstatistiki olarak 18 ay süren bir anlamlılığa sahiptir. Dolayısıyla bir standart sapmalı pozitif döviz kuru şoku çekirdek enflasyonu uzun dönemde artırmaktadır. Pozitif bir çıktı açığı şokunun, çekirdek enflasyon üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisi gözlemlenmektedir. Şokun etkisi 15 ay sürmesine rağmen anlamlılığı 4 ay sürmektedir. Gıda fiyatlarındaki bir şok, çekirdek enflasyonu üzerinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahiptir. Bu şokun anlamlı etkisi yaklaşık 18 ay sürmektedir. Bu sonuç, gıda fiyatlarındaki şokun çekirdek enflasyon üzerinde kalıcı bir etkisi olduğunu ve ikinci tur etkinin gözlemlendiğini ortaya koymaktadır. Gıdanın tüketim sepetindeki ihmal edilemez payı nedeniyle gıda fiyat enflasyonu manşet enflasyon için temel belirleyicidir. Sadece mevcut enflasyon için değil, aynı zamanda beklentiler yoluyla gelecekteki enflasyonun ve ücret görüşmelerinin de temelini oluşturmaktadır. Gıda fiyatları çekirdek enflasyon ve manşet enflasyon arasındaki ilişkiyi belirlemektedir. Gıda fiyatlarındaki artışlar, çekirdek enflasyon üzerindeki etkisi yoluyla manşet enflasyonu dolaylı olarak da etkileyebilir. Bu durum ikinci tur etkinin varlığını ortaya koymaktadır. İlgili literatürde yer alan çalışmalar incelendiğinde Ferrucci vd. (2010), Walsh(2011), De Gregorio (2012), Mija (2013), Misati ve Munene (2015), Bhat vd. (2018), Patnaik (2019), Shahzad vd (2022) ile benzer sonuçların elde edildiği görülmektedir.

Şekil 6: Model 3 Etki Tepki Fonksiyonları



Tablo 9: Varyans Ayrıştırması (2003M2- 2023M9)

Dönem	Brentoil	Fao	Exch	Outputgap	Foodcpi	Corec
1	1,12	0,46	13,54	1,56	9,88	73,42
5	1,47	1	32,41	1,91	7,52	55,66
10	1,77	1,41	33,91	2,33	7,88	52,68
20	1,93	1,59	34,23	2,41	7,86	51,95

Modeldeki değişkenlerin varyans ayrıştırması çekirdek enflasyon için 1, 5, 10 ve 20 aylık tahmin ufukları dikkate alınarak raporlanmıştır. İlk ayda çekirdek enflasyonun değişimini iki önemli dinamik açıklamaktadır: Döviz kuru (%13,54) ve yurtiçi gıda fiyatları (%9,88). Çıktı açığı (%1,56), petrol fiyatları (%1,2), ve küresel gıda fiyatları (%0,46) şoklarının etkileri ilk ayda neredeyse hiç görülmemektedir. Çekirdek enflasyonun kendisinden kaynaklanan şoklar ilk ayda, çekirdek enflasyondaki değişikliğin %73,42'sini açıklamaktadır. 20 ay sonra, çekirdek enflasyondaki değişimin yaklaşık %34'ü döviz kuru tarafından açıklanırken, bunu sırasıyla Türkiye gıda fiyatları (%7,86), çıktı açığı (%2,41) takip etmektedir. Çekirdek enflasyonun tahmin hata varyansının küçük bir kısmı küresel gıda fiyatları şokları ile ilişkilendirilebilir (%1,59). Çekirdek enflasyon değişkeni, yurt içi şoklardaki tüm tahmin ufku boyunca varyansının %50'sinden fazlasını kendi şokları ile açıklamaktadır.

4.3.2. Bayesyen Yapısal VAR Tahminleri (Model 4)

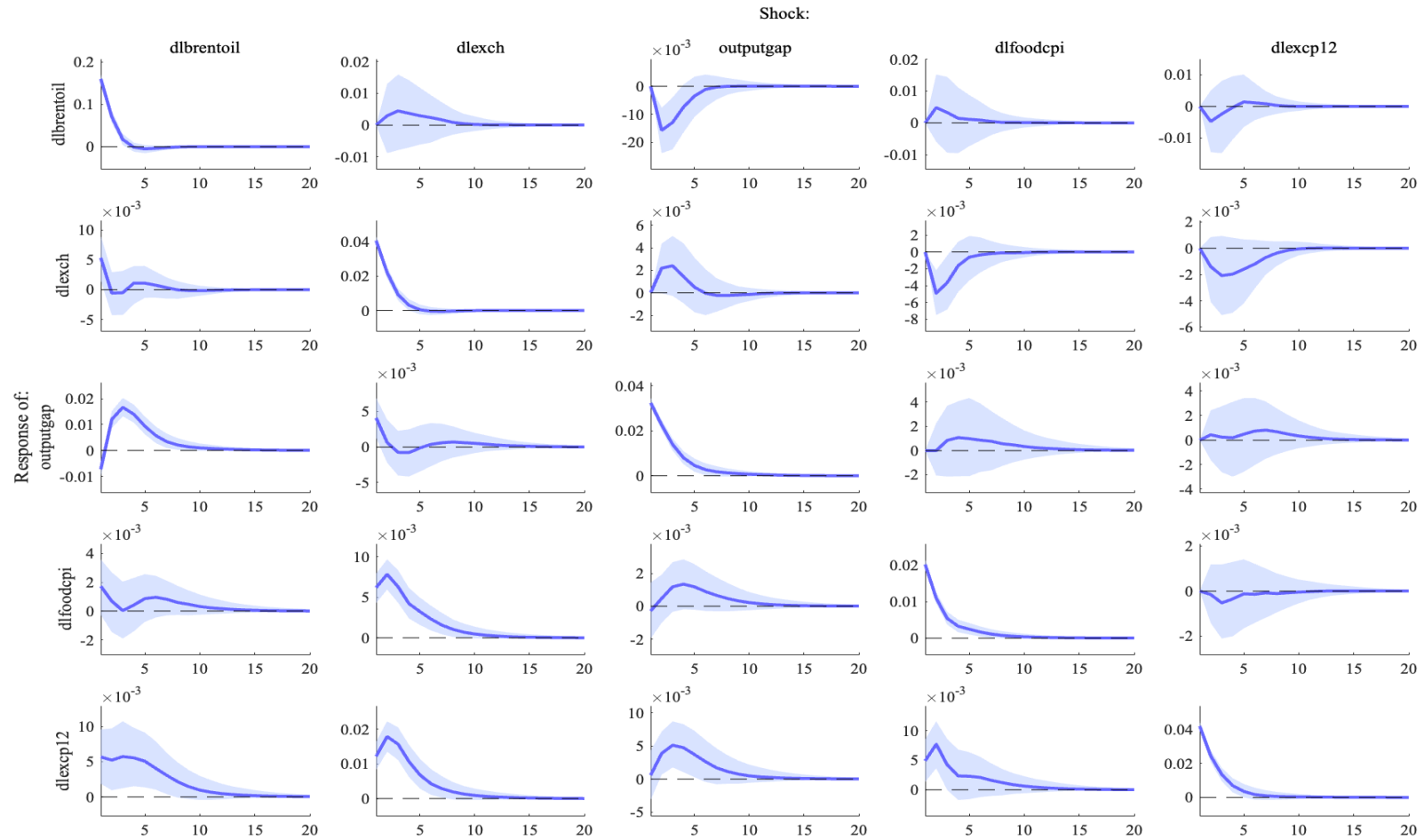
Bu bölümde geliştirilen model (Model-4), Türkiye'de enflasyon beklentileri kanalı aracılığıyla gıda fiyatlarının ikinci tur etkilerinin analiz edilmesi için oluşturulmuştur. Enflasyon beklentisi verilerinin elde edildiği tarihten itibaren, 2013M2-2023M9 dönemi boyunca ikinci tur etkileri araştırmak amacıyla oluşturulan modelde, enflasyon beklentilerinin yanı sıra gıda fiyatları, petrol fiyatları, döviz kuru ve çıktı açığı değişkenleri de eklenmiştir. Model-4'ün tahmin edilmesinde Normal Wishart önsel değişkeni kullanılmış ve Cholesky Tanımlama yöntemi baz alınmıştır.

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u^{brentoil} \\ u^{exch} \\ u^{outputgap} \\ u^{foodcpi} \\ u^{excp12} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \beta_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta_{33} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \beta_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon^{brentoil} \\ \varepsilon^{exch} \\ \varepsilon^{outputgap} \\ \varepsilon^{foodcpi} \\ \varepsilon^{excp12} \end{bmatrix}$$

Cholesky tanımlamasına göre petrol fiyatları (brentoil) hiçbir şoktan eş zamanlı olarak etkilenmemektedir. Döviz kuru (exch) eş zamanlı olarak sadece petrol fiyatından etkilenmektedir. Çıktı açığı (outputgap) döviz kuru ve petrol fiyatlarına eş zamanlı olarak tepki vermektedir. Gıda fiyatları (foodcpi) beklenen enflasyon hariç döviz kuru, petrol fiyatları ve çıktı açığından eş zamanlı olarak etkilenmektedir. Enflasyon beklentisi (excp12) modeldeki tüm değişkenlere eş anlı olarak tepki vermektedir.

Şekil 7'de bir standart sapmalık petrol fiyatı şoku karşısında enflasyon beklentilerinin tepkisi pozitif ve 7 ay devam eden istatistiki bir anlamlılığa sahiptir. Petrol fiyatlarındaki bir şokun enflasyon beklentisini artırdığını ve ikinci tur bir etkinin varlığını vurgulamaktadır. Bu sonuç literatürde Baba ve Lee (2022)'nin çalışması ile aynı bulguları taşımaktadır. Şekil 7 döviz kurundaki pozitif bir şokun enflasyon beklentilerini artırdığını ve istatistiki anlamlılığın 7 ay boyunca devam ettiğini göstermektedir. Çıktı açığındaki bir standart sapmalık şokun beklenen enflasyon üzerindeki etkisi pozitif ve anlamlıdır. Bu anlamlılık 2.ayda başlayıp 5.aya kadar devam etmektedir. Gıda enflasyonundan ikinci tur etkinin beklentiler kanalıyla gerçekleştiğini göstermek için gıda fiyatlarından kaynaklanan pozitif bir şokun enflasyon beklentileri üzerinde etkisi 11 ay sürmesine rağmen anlamlılığı 3 ay sürmektedir. Gıda fiyatları ara girdi fiyatlarını ve enflasyon beklentilerini etkileyerek, ekonomide yaygın fiyat artışlarına yol açmaktadır. Enflasyon beklentilerinin yükselmesine yol açan gıda enflasyonu, fiyat ve ücret belirleme davranışlarını etkileyerek ikinci tur fiyat etkileri yaratmaktadır. Hanehalkı harcamalarında gıdanın yüksek payı, daha az sabitlenmiş beklentiler ve kalıcı arz şoklarından dolayı gelişmekte olan ülkelerde ikinci tur etkilerin varlığı görülmektedir (Anand vd; 2014).

Şekil 7: Model 4 Etki Tepki Fonksiyonları



Tablo 10: Varyans Ayırıştırması (2013M2- 2023M9)

Dönem	Brentoil	Exch	Outputgap	Foodcpi	Excp12
1	1,64	7,59	0,28	1,36	89,11
5	4,81	22,47	2,4	3,52	66,77
10	6,07	22,73	2,95	4,03	64,21
20	6,23	22,76	3,02	4,08	63,88

Tablo 11’de sunulan varyans ayırıştırması, ilk ayda enflasyon beklentilerindeki değişimin büyük bir kısmı kendisi tarafından açıklandığını göstermektedir (%89,11). Bunu takiben döviz kuru (%7,59), petrol fiyatları (%1,64), gıda fiyatları (%1,36) ve çıktı açığı (0,28) şoklarının etkileri ilk ayda neredeyse hiç görülmemektedir. 20 ay sonra, enflasyon beklentilerindeki değişimin yaklaşık %23’ü döviz kuru tarafından açıklanırken, bunu sırasıyla petrol fiyatları (%6,23), yurtiçi gıda fiyatları (%4,08), ve çıktı açığı (%3,02) takip etmektedir. Enflasyon beklentileri, Türkiye’de 20 ay boyunca varyansının %60’ından fazlasını kendi şokları ile açıklamaktadır.

4.4. Toda Yamamoto Nedensellik Testi

Toda ve Yamamoto (1995) Granger nedensellik testi, Türkiye’de gıda enflasyonu ile çekirdek enflasyon hareketleri arasında herhangi bir nedensel ilişki olup olmadığını tespit etmek için kullanılmıştır.

$$\begin{aligned}
Gıda_t = a_0 + \sum_{i=1}^k a_1 Gıda_{t-1} \\
+ \sum_{i=k+1}^{k+d_{max}} a_2 Gıda_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_1 Çekirdek + \sum_{i=k+1}^{k+d_{max}} \delta_2 Çekirdek_{t-i} + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{4}$$

$$\begin{aligned}
Çekirdek_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_1 Çekirdek_{t-1} \\
+ \sum_{i=k+1}^{k+d_{max}} \beta_2 Çekirdek_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_1 Gıda + \sum_{i=k+1}^{k+d_{max}} \theta_2 Gıda_{t-i} + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{5}$$

Tablo 12: Toda Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

MWALD (Ki Kare) Test		Granger Nedensellik
Gıda Enflasyonu Çekirdek Enflasyonun Granger Nedeni Değildir	49,3271 (0,0000)	Nedensellik var
Otokorelasyon LM Test (Lag=7)		1,2676 (0,1727)

Tablo 12’de gösterildiği gibi, Toda-Yamamoto Granger nedensellik testi sonuçları gıda enflasyonundan çekirdek enflasyona doğru arasında Granger nedenselliğine işaret etmektedir. Diğer bir deyişle, gıda enflasyonu çekirdek enflasyonunun Granger nedenidir. Bu durum, gıda enflasyonunun gecikmeli değerlerinin çekirdek enflasyon denkleminde eklendiğinde önemli bir tahmin gücüne sahip olduğu anlamına gelmektedir.

SONUÇ

Son dönemlerde tüm dünyada gıda fiyatlarında yaşanan artış, özellikle tüketim sepetinde gıdanın baskın olduğu orta ve düşük gelirli ülkelerde refah düzeyinin ve genel enflasyonun temel belirleyicisi olması açısından büyük önem taşımaktadır. Diğer taraftan, özellikle enflasyon hedeflemesi yapan merkez bankaları için gıda fiyatlarındaki dalgalanmalar sadece mevcut enflasyon için değil, gelecekteki gıda ve manşet enflasyonu tahmin etmek için de sorun teşkil etmektedir. Dolayısıyla gıda fiyatlarında istikrar, yoksul hane halklarının refahı açısından ve enflasyon hedeflemesi ortamında enflasyon beklentilerinin çapalanmasında para politikası otoritelerinin güvenilirliği açısından bir politika gerekliliği doğurmaktadır.

Bu çalışmada Türkiye gibi bir küçük açık ekonomi ülkesinde yüksek enflasyon ve yüksek gıda enflasyonunun son dönemdeki belirleyicilerini ayırtmak ve ikinci tur etkilerin varlığını ortaya koymak amacıyla 2003-2023 ve 2016-2023 dönemlerine ait aylık verilerden oluşturulan modeller Bayesyen Yapısal VAR (BSVAR) yöntemi kullanılarak analiz edilmiştir. BSVAR yöntemi diğer tahmin süreçlerine göre sahip olduğu çeşitli avantajlar nedeniyle kullanılmıştır. BSVAR yönteminin avantajı çok fazla ekonomik değişkenlerin kullanıldığı modellerde aşırı tanımlama sorununu çözmesi, değişkenlere eş anlı kısıtlar koyması ve parametre tahminindeki yanlılık sorununu ortadan kaldırması gibi üstünlükleri açısından önemlidir.

Çalışmanın uzun dönem bulgularında, ekonomideki enflasyonist eğilimin gıda fiyatlarını artırdığı sonucuna ulaşılmıştır. Diğer yandan gıda fiyatlarını açıklamada döviz kurunun güçlü ve önemli bir etkisi olduğu gözlemlenmiştir. Türk lirasının döviz karşısındaki değer kaybı, gıda fiyatlarında yükselen bir enflasyona yol açmaktadır. Gıda fiyatları döviz kurundaki değer kaybına karşı çok hassastır. İthal edilen girdilere bağımlılık nedeniyle döviz kurlarının yerli gıda fiyatlarıyla güçlü bir şekilde ilişkili olması bu durumu açıklamaktadır. Bulgulara göre, gıda enflasyonunun belirlenmesinde dış şokların da etkisi vardır. Dünyadaki konjonktürel gelişmelere bağlı olarak jeopolitik risklerin artması, Rusya-Ukrayna savaşı, COVID-19 pandemisi, küresel tedarik zincirlerinin bozulması gibi faktörlere bağlı olarak uluslararası gıda fiyatlarındaki artışın (FAO), Türkiye'deki gıda fiyatlarını etkilediği görülmektedir.

Çalışmanın kısa dönem bulgularında maliyet kanalının önemli bir etkisi görülmektedir. Tarımsal girdi fiyatlarının, gıda fiyatlarını önemli ölçüde artırdığı arz

yönlü şokların varlığı ortaya konulmaktadır. Tarımsal girdi fiyatları, büyük ölçüde ithalata ve dolayısıyla döviz kurlarına bağlı olduğu için gıda fiyatlarında çok önemli bir rol oynamaktadır. Modelde etkisi olan bir diğer değişken para arzıdır. Para arzının hızındaki artış, para politikasının gevşemesini yansıtmakta ve bu da kredi miktarında bir artışa yol açmaktadır. Gıda tüketimi için daha fazla para talep edildiğinde, gıda fiyatları yükselmekte, bu da talebe dayalı enflasyonist bir baskı oluşturmaktadır. Döviz kuru ve enflasyonun gıda fiyatları üzerindeki etkisi bu modelde de görülmektedir. Döviz kuru ve enflasyon Türkiye'deki gıda fiyatlarının dalgalanmasında baskın bir faktördür.

İkinci tur etkilerin varlığını ortaya koymak amacıyla analiz edilen çalışmanın bir diğer uygulaması (Model 4) gıda fiyatlarının çekirdek enflasyonu artırdığını, ikinci tur etkilerin olduğunu doğrulamaktadır. Bu bulgular Toda Yamamoto nedensellik analiziyle desteklenmiştir. Toda Yamamoto nedensellik analizine göre gıda fiyatlarından çekirdek enflasyona nedensellik tespit edilmiştir.

Çalışmadan elde edilen bir diğer bulgu ise, beklentiler kanalının çalıştığını ve gıda fiyatlarının enflasyon beklentilerini artırarak, ikinci tur etkinin gerçekleştiğini göstermektedir. Gıda fiyatlarındaki artışlar, çekirdek enflasyon üzerindeki etkisi yoluyla manşet enflasyonu dolaylı olarak da etkilemektedir. Gıda fiyatları enflasyon beklentilerini etkileyerek, ekonomide yaygın fiyat artışlarına yol açmaktadır. Enflasyon beklentilerinin yükselmesine yol açan gıda enflasyonu, fiyat ve ücret belirleme davranışlarını etkileyerek ikinci tur etkiyi yaratmaktadır.

İkinci tur etki Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde şu sebeplerden ortaya çıkmaktadır; hane halkının harcama sepeti içindeki payının oldukça yüksek olması, çapalanmış beklentilerin zayıflığı, sürekli kalıcı ve hızla değişen arz şokları gibi faktörler sayılabilir. Türkiye ekonomisi yapısı itibarıyla çok fazla dış şoklara maruz kalmaktadır. Dolayısıyla dış şoklar ve arz şokları gıda fiyatlarının sürekli yükselmesine neden olmaktadır. Bu etkiler, enflasyon dinamiklerinin açıklanması ve ikinci tur etkilerin belirlenmesi açısından önem taşımaktadır.

Sonuçlar gıda fiyat hareketlerinin manşet enflasyon üzerinde önemli dolaylı etkileri olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla, gıda enflasyonu ekonomideki temel enflasyonist baskılar üzerinde önemli bir etkiye sahiptir. Bu nedenle Türkiye de dahil olmak üzere birçok ülkedeki politika yapıcılar için gıda enflasyonu, orta vadeli enflasyon

gelişmeleriyle önemli derecede bağlantılı bir olgu olarak göz ardı edilebilecek bir fiyat gelişmesi değildir. Merkez bankasının enflasyonla mücadeledeki başarısı, gıda fiyatlarındaki artışı kontrol etmesine büyük oranda bağlı bulunmaktadır. Bu yüzden gıda fiyatlarının belirleyicilerini incelemek, dış ve iç faktörleri belirlemek açısından önem taşımaktadır.

İkinci tur etkinin varlığı durumunda para politikasının başarılı olması için, merkez bankasının ikinci tur etkiye nasıl tepki vereceğini belirlemek de önemli görünmektedir. Eğer şoklar geçici ise ikinci tur etki ortaya çıkmamaktadır. Çekirdek enflasyon ve manşet enflasyon birbirine yakınsamaktadır. Bu durumda merkez bankasını para politikasının çok farklılaşmasına gerek kalmayabilir. Fakat şokların kalıcı olduğu bir durumda, gıda fiyatlarını artıran arz ve talep şokları yapışkanlık göstereceğinden, bu noktada farklı bir para politikası uygulaması takip edilmelidir. Çekirdek enflasyon dışındaki fiyat şoklarından kaynaklanan ikinci tur etkilerin göz ardı edilmesi, para politikası ayarlamalarının sıklıkla hatalı sonuçlar vermesine yol açmaktadır. Dolayısıyla ikinci tur etkilerin olduğu bu durumda, merkez bankası enflasyon beklentilerinin hedef enflasyon etrafında çapalı kalmasını sağlamak için bu şoklara sert ve önleyici bir şekilde tepki vermek zorundadır.

KAYNAKLAR

- Abrego, L., and Österholm, P. (2010). "External linkages and economic growth in Colombia: Insights from a Bayesian VAR model." *The World Economy*, 33(12), 1788-1810.
- Akanni, L. O. (2020). "Returns and volatility spillover between food prices and exchange rate in Nigeria." *Journal of Agribusiness in Developing and Emerging Economies*, 10(3), 307-325.
- Akçelik, F., ve Yücel, C. Y. (2016). "Türkiye’de Gıda Fiyatları: Uluslararası Bir Karşılaştırma", *Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası, Araştırma Genel Müdürlüğü Ekonomi Notları*, 16(23), 1-11.
- Al-Shawarby, S., ve Selim, H. (2013). "Are International Food Price Spikes The Source Of Egypt’s High İnflation? (Pp. 61-83)", *Springer Berlin Heidelberg*.
- Algan, N., İşcan, E., ve Serin, D. (2021). "Petrol Fiyatının Gıda Fiyatları Üzerine Asimetrik Etkisi: Türkiye Örneği" *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 30(1), 11-21.
- Alkan, G. (2023), "Blok Zincir Teknolojisinin Uluslararası Ticaret Bağlamında Çevresel Etkileri; Bitcoin ve Karbon Ayak İzi İlişkisinin Bayesyen Yöntem İle Belirlenmesi" *Akdeniz Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü*
- Alper, F. Ö. (2018). "Petroleum Prices, Food Prices And İnflation Relationship: Findings Of Structural Var Analysis", *Electronic Turkish Studies*, 13(22).
- Altıntaş, H. (2016). "Petrol Fiyatlarının Gıda Fiyatlarına Asimetrik Etkisi: Türkiye İçin Nardl Modeli Uygulaması", *Journal of Management and Economics Research*, 14(4), 1-24.
- Anand, R., Ding, D., ve Tulin, M. V. (2014). "Food İnflation İn India: The Role For Monetary Policy", *International Monetary Fund*.
- Anand, R., ve Prasad, E. S. (2010). "Optimal Price İndices For Targeting İnflation Under İncomplete Markets (No. W16290)", *National Bureau Of Economic Research*.
- Baltagi, B. H. (2001). *A Companion To Theoretical Econometrics (Vol. 1)*. B. H. Baltagi (Ed.). Oxford: Blackwell.
- Baquedano, F. G., ve Liefert, W. M. (2014). "Market İntegration And Price Transmission İn Consumer Markets Of Developing Countries", *Food Policy*, 44, 103-114.
- Barbaros, M., Kalaycı, S., Ve Bakır, D. (2019). "Türkiye’de Gıda İhracatı, Gıda Fiyatları Ve Enflasyon Arasındaki Nedenselliğin Analizi", *Avrasya Uluslararası Araştırmalar Dergisi*, 7(18), 537-548.
- Baskaya, Y. S., Gurgur, T., ve Ogunc, F. (2008)." İslenmiş Gıda Fiyatlarını Belirleyen Faktörler", *TCMB*, (No. 0809).
- Bayramoğlu, A., ve Yurtkur, A. K. (2015). "Türkiye’de Gıda Ve Tarımsal Ürün Fiyatlarını Uluslararası Belirleyicileri" *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(2), 63-73.
- Bhat, J. A., Ganaie, A. A., ve Sharma, N. K. (2018). "Macroeconomic Response To Oil And Food Price Shocks: A Structural Var Approach To The Indian Economy", *International Economic Journal*, 32(1), 66-90.
- Bhattacharya, R., ve Jain, R. (2020). "Can Monetary Policy Stabilise Food İnflation? Evidence From Advanced And Emerging Economies", *Economic Modelling*, 89, 122-141.
- Bhattacharya, R., ve Sen Gupta, A. (2018). "Drivers And İmpact Of Food

- İnflation In India”, *Macroeconomics And Finance In Emerging Market Economies*, 11(2), 146-168.
- Büyükbaşaran, T., Cebi, C., and Yılmaz, E. (2020). “Interaction of monetary and fiscal policies in Turkey.” *Central Bank Review*, 20(4), 193-203.
- Catão, L. A., ve Chang, R. (2015). “World Food Prices And Monetary Policy”, *Journal Of Monetary Economics*, 75, 69-88.
- Cecchetti, S. G., ve Moessner, R. (2008). “Commodity Prices And İnflation Dynamics”, *BIS Quarterly Review*, 55-66.
- Chadwick, M., Ve Bastan, M. (2017). “News İmpact For Turkish Food Prices.” *Central Bank Review*, 17(2), 55-76.
- Ciplak, U., Ve Yucel, E. M. (2004). “Trade Protection Measures, Agricultural And Food Prices”, TCMB, (No. 0401).
- De Brauw, A. (2011). “Migration and child development during the food price crisis in El Salvador.” *Food Policy*, 36(1), 28-40.
- De Gregorio, J. (2012). “Commodity Prices, Monetary Policy, And İnflation”, *IMF Economic Review*, 60(4), 600-633.
- Demeke, H., and Tenaw, D. (2021). “Sources of recent inflationary pressures and interlinkages between food and non-food prices in Ethiopia.” *Heliyon*, 7(11).
- Demir, Y. (2022). “Küresel Enerji ve Gıda Fiyatlarının Türkiye’de Enflasyona Etkisinin Zamanla Değişen Nedensellik Analiziyle İncelenmesi”, *Süleyman Demirel Üniversitesi Vizyoner Dergisi*, 13(33), 189-203.
- Demirkılıç, S., Özertan, G., ve Tekgüç, H. (2022). “The Evolution Of Unprocessed Food İnflation İn Turkey: An Exploratory Study On Select Products”, *New Perspectives On Turkey*, 67, 57-82.
- Dickey, D. A., ve Fuller, W. A. (1979). “Distribution Of The Estimators For Autoregressive Time Series With A Unit Root” *Journal Of The American Statistical Association*, 74(366a), 427-431.
- Dieppe, A., Legrand, R., & Van Roye, B. (2016). *The BEAR Toolbox*.
- El-Karimi, M., ve El-Ghini, A. (2020). “Pass-Through Of Global Food Commodity Prices To Food İnflation İn Morocco: A Structural VAR Approach”, *New Medit*, 19(3), 57-76.
- Enders, A., ve Enders, Z. (2017). “Second-Round Effects After Oil-Price Shocks: Evidence For The Euro Area And Germany”, *Economics Letters*, 159, 208-213.
- Erdem, H. F. (2017). “Gıda Enflasyonunun Enflasyon Belirsizliği Üzerine Etkisi”, *Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(14), 425-436.
- Ertuğrul, H. M., ve Seven, Ü. (2023). “Dynamic Spillover Analysis Of International And Turkish Food Prices”, *International Journal Of Finance & Economics*, 28(2), 1918-1928.
- Eştürk, Ö., ve Albayrak, N. (2018). “Tarım Ürünleri-Gıda Fiyat Artışları Ve Enflasyon Arasındaki İlişkinin İncelenmesi” *Uluslararası İktisadi Ve İdari İncelemeler Dergisi*, 18, 147-158.
- Fasanya, I. O., ve Olawepo, F. (2018). “Determinants Of Food Price Volatility İn Nigeria”, *Agricultura Tropica Et Subtropica*, 51(4), 165-174.
- Ferrucci, G., Jiménez-Rodríguez, R., ve Onorante, L. (2010). “Food Price Pass-Through İn The Euro Area-The Role Of Asymmetries And Non-Linearities.”, *European Central Bank (ECB) Research Paper Series*

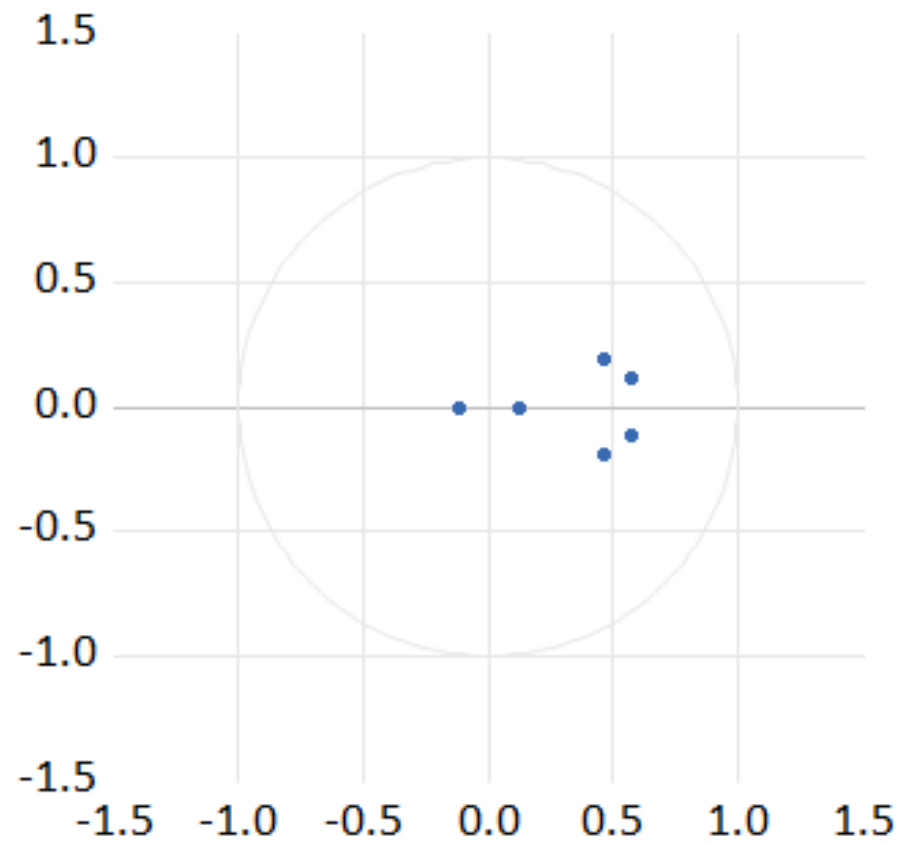
- Ferrucci, G., Jiménez-Rodríguez, R., ve Onorantea, L. (2018). "Food Price Pass-Through In The Euro Area: Non-Linearities And The Role Of The Common Agricultural Policy." 28th Issue (March 2011) Of The *International Journal Of Central Banking*.
- Galesi, A., ve Lombardi, M. J. (2009). "External Shocks And International Inflation Linkages: A Global VAR Analysis." *European Central Bank (ECB) Research Paper Series*
- Gelos, G., ve Ustyugova, Y. (2017). "Inflation Responses To Commodity Price Shocks—How And Why Do Countries Differ?", *Journal Of International Money And Finance*, 72, 28-47.
- Gilbert, C. L. (2010). "How to understand high food prices." *Journal of agricultural economics*, 61(2), 398-425.
- Ginn, W., and Pourroy, M. (2020). "Should A Central Bank React To Food Inflation? Evidence From An Estimated Model For Chile", *Economic Modelling*, 90, 221-234.
- Goyal, A., ve Parab, P. (2019). "Inflation Convergence And Anchoring Of Expectations In India (No. 2019-023)" *Indira Gandhi Institute Of Development Research*, Mumbai, India.
- Goyal, A., ve Parab, P. M. (2021). "Effectiveness of expectations channel of monetary policy transmission: Evidence from India. Mumbai: Indira Gandhi" *Institute of Development Research*.
- Gujarati, D. N. (2002). *Basic Econometrics* 4th Ed.
- Güngör, S., ve Deniz, E. R. E. R. (2022). "Türkiye'deki Gıda Fiyatları ile Petrol Fiyatları ve Döviz Kuru Arasındaki Doğrusal Olmayan İlişkinin İncelenmesi: Zamanla-Değişen Parametrelili Var Modelleri", *Alanya Akademik Bakış*, 6(2), 2481-2498.
- Hammoudeh, S., Nguyen, D. K., ve Sousa, R. M. (2015). "US Monetary Policy And Sectoral Commodity Prices", *Journal Of International Money And Finance*, 57, 61-85.
- Hassen, A. (2022). "The Macroeconomics Of Food Insecurity And Food Price In Ethiopia: Bayesian VAR Analysis", *Preprints*
- Holtemöller, O., and Mallick, S. (2016). "Global Food Prices And Monetary Policy In An Emerging Market Economy: The Case Of India" *Journal Of Asian Economics*, 46, 56-70.
- [https://stats.oecd.org/viewhtml.aspx?datasetcode=PRICES_CPI&lang=en#\(04.01.2024\)](https://stats.oecd.org/viewhtml.aspx?datasetcode=PRICES_CPI&lang=en#(04.01.2024))
- Iddrisu, A. A., ve Alagidede, I. P. (2020). "Monetary Policy And Food Inflation In South Africa: A Quantile Regression Analysis", *Food Policy*, 91, 101816.
- Iddrisu, A. A., ve Alagidede, I. P. (2021). "Asymmetry In Food Price Responses To Monetary Policy: A Quantile Regression Approach" *SN Business & Economics*, 1, 1-25.
- Işık, S., ve Özbuğday, F. C. (2021). "The Impact Of Agricultural Input Costs On Food Prices In Turkey: A Case Study" *Agricultural Economics*, 67(3), 101-110.
- İçen, H., İçen, N. M. E., ve Polat, B. (2022). "Türkiye'de Gıda Fiyatları, Döviz Kuru Ve Petrol Fiyatları Arasındaki Asimetrik İlişki", *Ekoist: Journal Of Econometrics And Statistics*, (37), 149-169.
- Joiya, S. A., ve Shahzad, A. A. (2013). "Determinants Of High Food Prices: The Case Of Pakistan" *Pakistan Economic And Social Review*, 93-107.

- Kara, E. (2017). "Does US Monetary Policy Respond To Oil And Food Prices?", *Journal Of International Money And Finance*, 72, 118-126.
- Kargbo, J. M. (2000). "Impacts Of Monetary And Macroeconomic Factors On Food Prices In Eastern And Southern Africa", *Applied Economics*, 32(11), 1373-1389.
- Kargbo, J. M. (2005). "Impacts Of Monetary And Macroeconomic Factors On Food Prices In West Africa", *Agrekon*, 44(2), 205-224.
- Kartal, M. T., ve Depren, Ö. (2023). "Asymmetric relationship between global and national factors and domestic food prices: evidence from Turkey with novel nonlinear approaches", *Financial Innovation*, 9(1), 11.
- Kesici, B. (2023). "Covid-19 and Food Inflation: A Case Study of Arima Modeling in Turkey." *Istanbul University Press*, İstanbul
- Kidane, D., and Woldemichael, A. (2020). "Does inflation kill? Exposure to food inflation and child mortality." *Food Policy*, 92, 101838.
- Kutlu, Ş. Ş. (2021). "Türkiye’de Gıda Enflasyonunun Belirleyicileri: Svar Modelinden Kanıtlar", *Ekev Akademi Dergisi*, (87), 581-598.
- Litterman, R. B. (1980). "Bayesian Procedure For Forecasting With Vector Autoregressions", *Massachusetts Institute Of Technology*.
- Mallick, S. K., ve Sousa, R. M. (2012). "Real Effects Of Monetary Policy In Large Emerging Economies", *Macroeconomic Dynamics*, 16(S2), 190-212.
- Mawejje, J. (2016). "Food Prices, Energy And Climate Shocks In Uganda", *Agricultural And Food Economics*, 4(1), 1-18.
- Migliardo, C. (2010). "Monetary policy transmission in Italy: A BVAR analysis with sign restriction" *Czech Economic Review*, 4(02), 139-167.
- Mija, S., Slobozian, D., Cuhai, R., ve Stratan, A. (2013). "How Core Inflation Reacts To The Second Round Effects", *Romanian Journal of Economic Forecasting*.
- Misati, R. N., ve Munene, O. (2015). "Second Round Effects And Pass-Through Of Food Prices To Inflation In Kenya", *International Journal Of Food And Agricultural Economics (Ijfaec)*, 3(1128-2016-92085), 75-87.
- Norazman, U. Z., Khalid, H., ve Ghani, G. M. (2018). "Food Inflation: A Study On Key Determinants And Price Transmission Processes For Malaysia", *International Journal Of Business & Society*, 19(1).
- Orkun Oral, İ., Çakıcı, A., Yıldız, F., and Alayoubi, M. (2023). "Determinants Of Food Price In Turkey: A Structural VAR Approach" *Cogent Food & Agriculture*, 9(1), 2247169.
- Ozturk O and Faizi B (2023), "The Russia- Ukraine War, Soaring Food Prices, And The Turkish Economy: Insights From Computable General Equilibrium. Front", *Environ. Sci.* 11:1233233. Doi: 10.3389/Fenvs.2023.1233233
- Özcan, K. A. (2023). "Food Price Bubbles: Food Price Indices of Turkey the FAO, the OECD, and the IMF" *Sustainability*, 15(13), 9947.
- Patnaik, A. (2019). "Impact Of Food Inflation On Headline Inflation In India" *Asia-Pacific Sustainable Development Journal*, 26(1), 85-111.
- Peersman, G., and Van Robays, I. (2009). "Oil and the Euro area economy." *Economic Policy*, 24(60), 603-651.
- Phillips, P. C. (1987). "Towards A Unified Asymptotic Theory For Autoregression", *Biometrika*, 74(3), 535-547.
- Phillips, P. C., ve Perron, P. (1988). "Testing For A Unit Root In Time Series

- Regression” *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Pourroy, M., Carton, B., ve Coulibaly, D. (2016). “Food Prices And Inflation Targeting In Emerging Economies”, *International Economics*, 146, 108-140.
- Ramey, V. A. (2016). “Macroeconomic Shocks And Their Propagation”, *Handbook Of Macroeconomics*, 2, 71-162.
- Rangasamy, L. (2011). “Food Inflation In South Africa: Some Implications For Economic Policy”, *South African Journal Of Economics*, 79(2), 184-201.
- Rangasamy, L. (2014). “Reconsidering The Role Of Food Prices In South African Headline Inflation”, *Agrekon*, 53(4), 16-37.
- Ruch, F., ve Du Plessis, S. (2015). “Second-Round Effects From Food And Energy Prices: An SBVAR Approach” *South African Reserve Bank Working Paper* (15/05).
- Sevinç, V., ve Erguen, G. (2009). “Usage Of Different Prior Distributions In Bayesian Vector Autoregressive Models”, *Hacettepe Journal Of Mathematics And Statistics*, 38(1), 85-93.
- Shahzad, K., Hina, U., Haseeb, M., ve Aurmaghan, M. (2022). “An Empirical Investigation Of Second Round Effect And Persistence Of Food Inflation In Pakistan”, *Turkish Online Journal Of Qualitative Inquiry*, 13(1).
- Simbanegavi, W., and Palazzi, A. L. (2023). "Occasional Bulletin Of Economic Notes 2301 Mind Second Round Effects The Effects Of Food And Energy Inflation On Core Inflation In South Africa," *Occasional Bulletin Of Economic Notes* 11026, South African Reserve Bank.
- Sims, C. A. (1980). “Macroeconomics And Reality” *Econometrica: Journal Of The Econometric Society*, 1-48.
- Šoškić, D. (2015).” Inflation Impact Of Food Prices: Case Of Serbia.”, *Економика Пољопривреде*, 62(1), 41-51.
- Sun, D., and Ni, S. (2012). “Bayesian testing of restrictions on vector autoregressive models.” *Journal of Statistical Planning and Inference*, 142(11), 3008-3022.
- Thornton, D. L. (2007). “Measure for measure: headline versus core inflation.” *Economic Synopses*, 2007(2007-09-01).
- Tıbor, B., and Imre, F. “The Impact Of Macroeconomic Factors On Food Price Inflation: The Case Of Hungary”, *Challenges In The Carpathian Basin*, 75.
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, 2001. “Çekirdek Enflasyon Teknik Komite Çalışma Raporu”, *TCMB*, 2001/1, Ankara
- Tüzün, O., ve Kahyaoğlu, H. (2015). “Makro İhtiyati Para Politikası Amacı Olarak Finansal İstikrar: Türkiye Üzerine Bir Uygulama”, *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, (603), 25-45.
- Uhlig, H. (2005). “What Are The Effects Of Monetary Policy On Output? Results From An Agnostic Identification Procedure”, *Journal Of Monetary Economics*, 52(2), 381-419.
- Ulusoy, A., ve Şahingöz, B. (2020). “Türkiye’de Gıda Ürünleri Fiyatlarının Enflasyon Üzerindeki Etkisi.” *Maliye Araştırmaları Dergisi*, 6(2), 45-56.
- Varlık, N., ve Balıkçioğlu, E. (2021). “Kırılgan Beşlide Gıda Fiyatlarının Enflasyona Geçiş Etkisi”, *Akademik Hassasiyetler*, 8(16), 23-39.
- Walsh, M. J. P. (2011).” Reconsidering The Role Of Food Prices In Inflation”, *International Monetary Fund*
- Wu, X., ve Xu, J. (2021). “Drivers Of Food Price In China: A Heterogeneous

- Panel SVAR Approach”, *Agricultural Economics*, 52(1), 67-79.
- Yamak, R., ve Erdem, H. F. (2017). *Uygulamalı Zaman Serisi Analizleri*. Baskı Trabzon: Celepler Matbaacılık.
- Yıldırım, M. O. (2021). “Drivers of Food Prices: New Evidence from Turkey” *Statistika: Statistics & Economy Journal*, 101(3).
- Yiğit, Ö., ve Gökçe, A. (2012). “Türkiye’de Çekirdek Enflasyon: Ekonometrik Bir Yaklaşım”, *Central Bank Review*, 12(1).

EKLER

Ek 1: Model 1 Birim Çember Sınaması**Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial**

Ek 2: Model 1 Lag Kriterleri

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: DLOGBRENT OIL DLOGFAO DLOGEXCH OUT DLOGCPI DLO

Exogenous variables: C

Date: 01/09/24 Time: 15:47

Sample: 2003M02 2023M09

Included observations: 240

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	2942.344	NA	9.51e-19	-24.46953	-24.38252	-24.43447
1	3258.788	614.4293	9.19e-20	-26.80657	-26.19746*	-26.56114*
2	3304.210	85.92366*	8.50e-20*	-26.88509*	-25.75388	-26.42929
3	3327.378	42.66737	9.47e-20	-26.77815	-25.12485	-26.11199
4	3351.178	42.64190	1.05e-19	-26.67649	-24.50109	-25.79996
5	3372.024	36.30615	1.20e-19	-26.55020	-23.85271	-25.46331
6	3394.500	38.02176	1.35e-19	-26.43750	-23.21791	-25.14024
7	3418.661	39.66495	1.50e-19	-26.33884	-22.59716	-24.83122
8	3443.435	39.43144	1.67e-19	-26.24529	-21.98151	-24.52730

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Ek 3: Model 1 Otokorelasyon Testi

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 01/09/24 Time: 15:50

Sample: 2003M02 2023M09

Included observations: 246

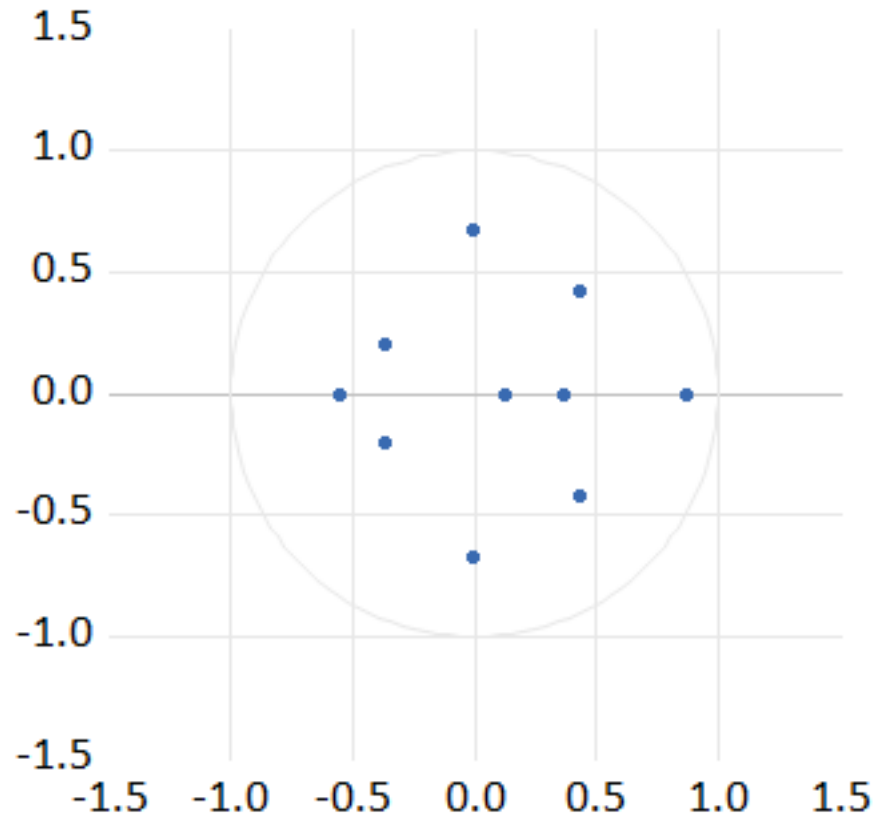
Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	42.14172	36	0.2225	1.175318	(36, 977.6)	0.2226
2	47.24649	36	0.0994	1.321100	(36, 977.6)	0.0995
3	37.65786	36	0.3933	1.047885	(36, 977.6)	0.3934

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	42.14172	36	0.2225	1.175318	(36, 977.6)	0.2226
2	84.48545	72	0.1490	1.180158	(72, 1181.0)	0.1495
3	122.7295	108	0.1575	1.143346	(108, 1210.7)	0.1587

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

Ek 4: Model 2 Birim Çember Sınaması**Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial**

Ek 5: Model 1 Lag Kriterleri

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: DLOGEXCH DLOGAGRIPI DLOGMONEY2 DLOGCPI DLOGF

Exogenous variables: C

Date: 01/09/24 Time: 15:59

Sample: 2016M02 2023M09

Included observations: 84

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	987.9226	NA	4.72e-17	-23.40292	-23.25823	-23.34476
1	1111.625	229.7332	4.51e-18*	-25.75298	-24.88483*	-25.40399*
2	1136.836	43.81933	4.51e-18	-25.75801	-24.16640	-25.11819
3	1161.898	40.57569	4.58e-18	-25.75947	-23.44440	-24.82883
4	1179.264	26.04890	5.66e-18	-25.57771	-22.53918	-24.35625
5	1209.111	41.21720	5.31e-18	-25.69311	-21.93113	-24.18082
6	1234.607	32.17425	5.67e-18	-25.70493	-21.21950	-23.90182
7	1268.328	38.53820*	5.16e-18	-25.91257	-20.70368	-23.81864
8	1296.852	29.20344	5.56e-18	-25.99648*	-20.06413	-23.61173

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Ek 6: Model 1 Otokorelasyon Testi

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 01/09/24 Time: 16:00

Sample: 2016M02 2023M09

Included observations: 90

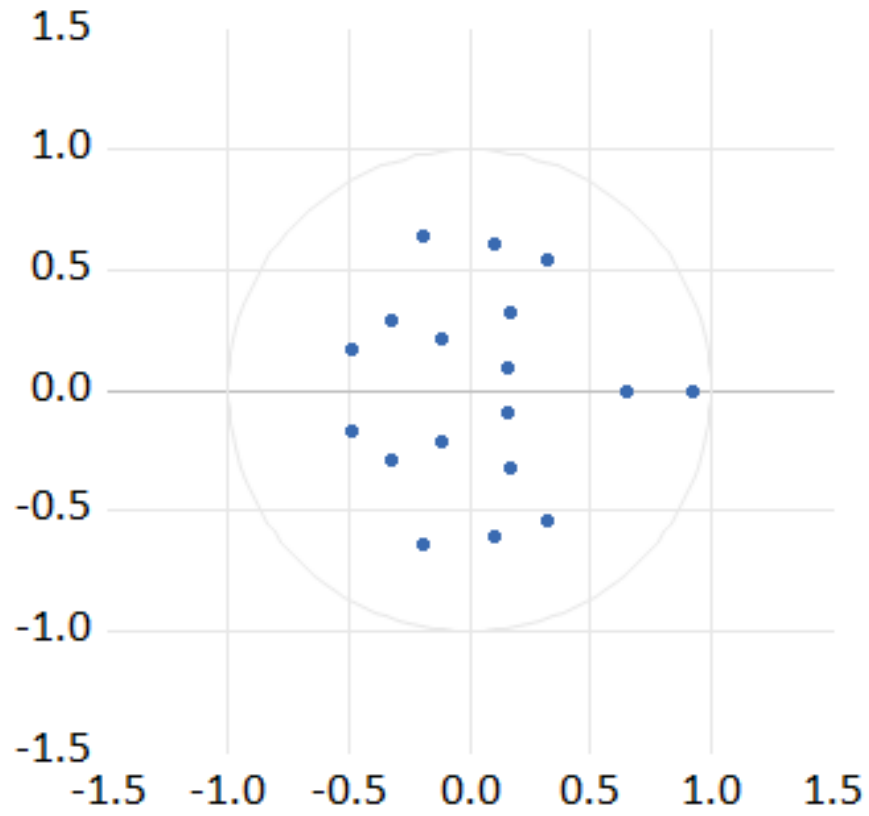
Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	33.37060	25	0.1221	1.360021	(25, 261.5)	0.1227
2	24.93306	25	0.4661	1.000293	(25, 261.5)	0.4671

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	33.37060	25	0.1221	1.360021	(25, 261.5)	0.1227
2	59.92773	50	0.1588	1.219048	(50, 299.8)	0.1616

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

Ek 7: Model 3 Birim Çember Sınaması**Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial**

Ek 8: Model 3 Lag Kriterleri

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: DLOGBRENT OIL DLOGFAO DLOGEXCH DLOGIPI DLOGFOO

Exogenous variables: C

Date: 01/09/24 Time: 15:56

Sample: 2003M02 2023M09

Included observations: 240

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	2967.899	NA	7.69e-19	-24.68249	-24.59548	-24.64743
1	3203.647	457.7442	1.45e-19*	-26.34706*	-25.73795*	-26.10163*
2	3237.659	64.33938	1.48e-19	-26.33050	-25.19929	-25.87470
3	3274.740	68.28940*	1.47e-19	-26.33950	-24.68619	-25.67334
4	3300.968	46.99301	1.60e-19	-26.25807	-24.08267	-25.38154
5	3315.485	25.28273	1.92e-19	-26.07904	-23.38154	-24.99215
6	3333.912	31.17353	2.23e-19	-25.93260	-22.71301	-24.63534
7	3364.968	50.98269	2.35e-19	-25.89140	-22.14971	-24.38377
8	3390.112	40.02092	2.60e-19	-25.80093	-21.53715	-24.08294

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Ek 9: Model 3 Otokorelasyon Testi

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 01/09/24 Time: 15:57

Sample: 2003M02 2023M09

Included observations: 245

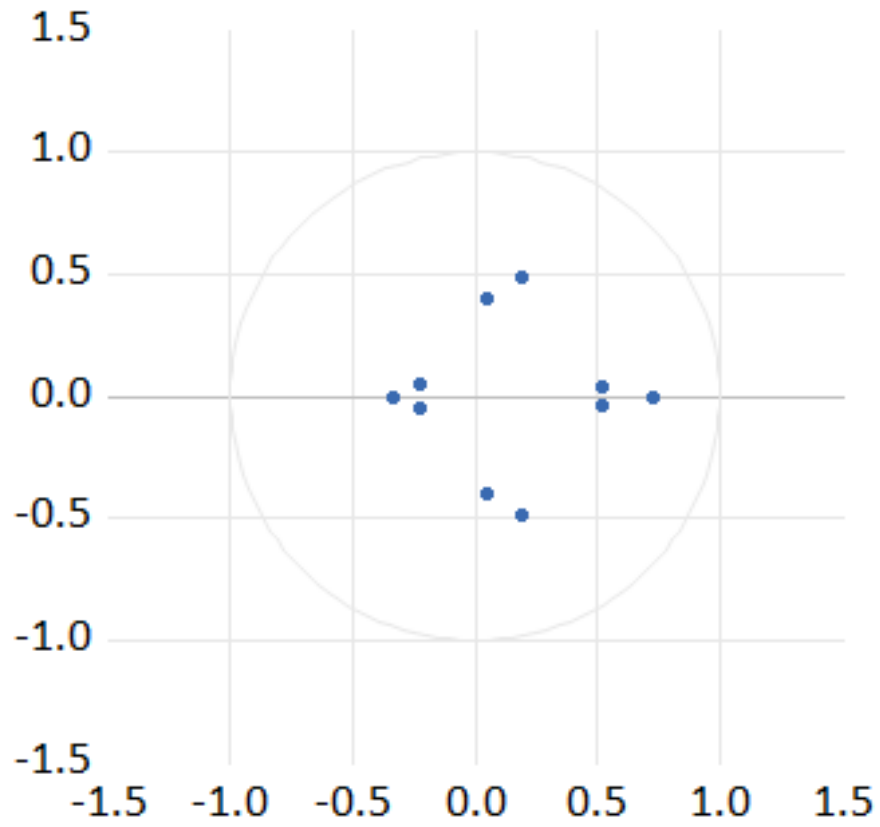
Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	46.74614	36	0.1083	1.307040	(36, 946.9)	0.1084
2	47.76846	36	0.0908	1.336339	(36, 946.9)	0.0909
3	50.83846	36	0.0516	1.424509	(36, 946.9)	0.0516
4	34.80519	36	0.5253	0.967115	(36, 946.9)	0.5255

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	46.74614	36	0.1083	1.307040	(36, 946.9)	0.1084
2	71.80809	72	0.4842	0.997805	(72, 1142.9)	0.4849
3	101.5496	108	0.6563	0.937928	(108, 1170.6)	0.6579
4	141.4545	144	0.5444	0.980945	(144, 1159.2)	0.5482

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

Ek 10: Model 4 Birim Çember Sınaması**Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial**

Ek 11: Model 4 Lag Kriterleri

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: DLOGBRENT OIL DLOGEXCH OUT DLOGFOODCPI DLOGEX

Exogenous variables: C

Date: 01/09/24 Time: 16:02

Sample: 2013M02 2023M09

Included observations: 120

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	927.5823	NA	1.44e-13	-15.37637	-15.26023	-15.32920
1	1075.339	280.7370	1.87e-14*	-17.42231*	-16.72544*	-17.13931*
2	1098.193	41.51843	1.94e-14	-17.38655	-16.10895	-16.86771
3	1117.250	33.03206	2.15e-14	-17.28750	-15.42917	-16.53282
4	1134.655	28.71891	2.47e-14	-17.16092	-14.72186	-16.17041
5	1147.354	19.89471	3.08e-14	-16.95590	-13.93612	-15.72955
6	1169.835	33.34644	3.30e-14	-16.91391	-13.31340	-15.45173
7	1186.474	23.29490	3.93e-14	-16.77456	-12.59333	-15.07654
8	1219.955	44.08334*	3.58e-14	-16.91591	-12.15395	-14.98206

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Ek 12: Model 4 Otokorelasyon Testi

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 01/09/24 Time: 16:03

Sample: 2013M02 2023M09

Included observations: 126

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	35.39120	25	0.0814	1.437243	(25, 395.3)	0.0816
2	27.52184	25	0.3303	1.106770	(25, 395.3)	0.3307

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	35.39120	25	0.0814	1.437243	(25, 395.3)	0.0816
2	60.11890	50	0.1547	1.216649	(50, 464.0)	0.1559

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

ÖZ GEÇMİŞ**ÖZGEÇMİŞ****KİMLİK BİLGİLERİ**

Adı Soyadı : Fatma TÜRKEN
Doğum Yeri : Akköy/Denizli
Doğum Tarihi : 13.12.1997
E-posta : ftmatrkenn@gmail.com

EĞİTİM BİLGİLERİ

Lise : Denizli Lisesi
Lisans : Pamukkale Üniversitesi İktisat
Yüksek Lisans : Pamukkale Üniversitesi İktisat
Yabancı Dil : İngilizce