

İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi Journal of Economic Policy Researches

Başvuru | Submitted 13.11.2024
Revizyon Talebi | Revision Requested 20.01.2025
Son Revizyon | Last Revision Received 20.01.2025
Kabul | Accepted 01.01.2025

Araştırma Makalesi | Research Article

 Açık Erişim | Open Access

Türkiye’de Uygulanan Sıkılaştırıcı Para Politikası Gıda Enflasyonu Üzerinde İstikrar Sağlar mı?

Does a Contractionary Monetary Policy in Turkey Stabilise Food Inflation?

Oğuz Tümtürk¹  

¹ Ordu University, Ünye Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, Ordu, Türkiye

Öz

Bu çalışma, Türkiye’de uygulanan para politikasının gıda enflasyonu üzerindeki etkisini analiz etmektedir. Çalışmada elde edilen sonuçlara göre, sıkılaştırıcı para politikası asimetrik pozitif tepkiler meydana getirmekte ve gıda enflasyonu üzerinde istikrar bozucu etkiler yaratmaktadır. Bu durum, para politikasının parasal aktarım mekanizmasının maliyet kanalının etkinliğinin, talep kanalına göre daha yüksek olması ile açıklanabilmektedir. Bununla birlikte, enerji ve dünya gıda fiyatlarında meydana gelen değişimlerin, ulusal gıda fiyatlarını arttırdığı gözlenmektedir. Elde edilen bu sonuçlar, farklı kontrol değişkeni kullanılmasına, modelin farklı veri setleri ile tahminine ve dönem içinde gerçekleşen yapısal kırılmalara karşı da oldukça tutarlıdır.

Abstract

This study analyzes the impact of the monetary policy in Turkey on domestic food inflation. We statistically show that contractionary monetary policies produce positive asymmetric impacts and destabilise food inflation. This result shows that the cost channel of the monetary transmission mechanism prevails over the demand channel of the monetary transmission mechanism. We also provide empirical evidence that an increase in energy and world food prices also drives domestic food inflation. These results are robust with respect to employing different control variables, the estimation of the model with different data sets, and the structural breaks that occurred during the study period.

Anahtar Kelimeler Para politikası • maliyet kanalı • talep kanalı • gıda enflasyonu • kantil regresyon

Keywords Monetary policy • cost channel • demand channel • food inflation • quantile regression

JEL Sınıflaması E30 • E31 • E52

JEL Classification E30 • E31 • E52



“ Atıf | Citation: Tümtürk, O. (2025). Does a contractionary monetary policy in Turkey stabilise food inflation?. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi–Journal of Economic Policy Researches*, 12(1), 218-237. <https://doi.org/10.26650/JEPR1584231>

© This work is licensed under Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License. 

© 2025. Tümtürk, O.

✉ Sorumlu Yazar | Corresponding author: Oğuz Tümtürk oguz.tumturk@gmail.com



Extended Summary

Food prices may have a significant impact on consumer inflation dynamics as they share a significant portion of the overall inflation basket. According to the Turkish Statistical Institute, the weight of the food and non-alcoholic beverages category in the basket of goods and services is approximately 25% while the remaining 11 goods and services categories in the basket is 75% in September 2024. Therefore, an increase in food prices may easily endanger the price stability objective of CBRT. For this reason, central banks closely monitor the potential impacts of food price changes on the general price level. At this point, one can naturally ask the following question: how do the monetary policies conducted by the central banks affect domestic food prices?

The traditional monetary policy tool in the fight against inflation is interest rates. Therefore, when a positive price shock occurs, central banks normally activate “demand channel” in the economy by increasing the interest rate and controlling the positive price changes. However, it is not theoretically certain that a contractionary monetary policy will reduce food inflation. Although the stabilising role of monetary policy on food inflation is generally accepted through the demand channel of the monetary transmission mechanism, the demand channel may not be the only channel that contractionary monetary policy affects. An increase in the policy rate may also trigger the “cost channel” and produce positive changes in food prices via borrowing costs. As a result, the impact of monetary policy on food prices will depend on the size of the demand and cost channel of the monetary transmission mechanism.

This study explores the impact of the monetary policy in Turkey on domestic food inflation over the period of 2011M1-2024M8. We employ the quantile regression method proposed by Koenker (2005). This method stands out when the distributions of the variables of interest show extreme statistical properties such as skewed data, nonnormality, more outliers, and fat tails. The distribution of financial variables in developed or undeveloped countries might often exhibit extreme statistical properties due to frequently occurring political and economic instabilities along with other supply shocks. In the literature, there is an extensive consensus that food prices might generate extreme changes due to seasonal factors. Turkish domestic food inflation data also provide tail dynamics with positively skewed data. Since the positively skewed data refers that most data clustered on the left and outliers appear on the longer right tail, the food inflation distribution exhibits an asymmetric shape. In addition, since the data reveals leptokurtic features, the outliers have more probability mass at the tails than one with Gaussian normal distribution. As a result, we included the asymmetric feature of the food inflation data by employing quantile regression when exploring the link between the independent variables and the quantiles of the conditional distribution of food inflation.

This paper provides evidence that contractionary monetary policy has a destabilising impact on food inflation. That is, a positive shock in interest rates increases food inflation. This also implies that the cost channel of the monetary transmission mechanism prevails over the demand channel and increases prices by borrowing costs. Second, the conducted monetary policy has an asymmetric impact on food inflation, and these impacts captured by quantile regression are confirmed statistically and economically in the paper. Also, we showed that the mean-based OLS result underestimates the impact of the monetary policy conducted by the CBRT. Third, an increase in energy prices and world food prices generates a positive impact on the quantile of inflation distribution. On the other hand, the impact of the real exchange rate and demand conditions on food inflation is statistically insignificant. These results are robust with respect to employing different control variables, the estimation of the model with different data sets, and the structural breaks that occurred during the study period.

Türkiye’de Uygulanan Sıkılaştırıcı Para Politikası Gıda Enflasyonu Üzerinde İstikrar Sağlar mı?

Gıda fiyatları, genel enflasyon sepetinde önemli bir bölüme sahip olduğundan, genel enflasyon dinamikleri üzerinde de oldukça etkili olabilmektedir. Bu durum özellikle de, gıda fiyatlarının enflasyonun hesaplandığı mal ve hizmet sepetinde önemli yer tuttuğu gelişmekte olan veya düşük gelir grubuna ait ülkelerde daha net olarak görülmektedir. Türkiye için Eylül 2024 verilerine göre, gıda ve alkolsüz içecekler grubunun enflasyon

hesaplamasına konu olan mal ve hizmet sepetindeki ağırlığı yaklaşık olarak % 25 civarındadır ve geriye kalan 11 temel mal ve hizmet grubu artı kalan % 75 ağırlığı paylaşmaktadır (TÜİK, 2024). Dolayısıyla, Türkiye ve benzer ülkelerde, gıda fiyatlarındaki yükselmeler ve oynaklıklar birçok ülkede para otoritelerinin temel amacı olan fiyat istikrarı amacını da tehlikeye atmaktadır. Bu nedenle merkez bankaları, gıda fiyatları değişimine ve kontrolüne oldukça büyük önem atfetmektedirler. Bu durumda akıllara gelen ilk sorulardan biri, merkez bankalarının uygulamış oldukları para politikalarının gıda fiyatları üzerinde nasıl bir etkiye sahip olacağıdır.

Günümüz merkez bankacılığında, para politikasının enflasyon ile mücadelede kullandığı geleneksel politika aracı faiz oranları olmaktadır. Dolayısıyla, yüksek bir fiyat şoku ile karşılaşan merkez bankaları, faiz artışları ile ekonomideki “talep kanalını” harekete geçirerek sepetteki fiyat değişimlerini kontrol etmeye çalışırlar. Ancak, teorik olarak sıkılaştırıcı para politikasının gıda enflasyonunu düşüreceği kesin değildir. Para politikasının gıda fiyatları üzerindeki istikrar sağlayıcı rolü parasal aktarım mekanizmasının talep kanalı aracılığıyla kabul edilmekle beraber, sıkılaştırıcı para politikasının tek etkilediği talep kanalı olmayabilecektir. Artan faizlerin “maliyet kanalını” tetikleyerek gıda fiyatlarında bir istikrar bozucu etki yaratması da iktisadi beklentiler dâhilindedir (Bhattacharya & Jain, 2020).

Maliyet kanalının harekete geçmesi, artan faizler ile gıda sektörüne göre daha sermaye-yoğun faaliyet gösteren gıda sektörü dışındaki firmaların sermayeye ulaşma maliyetinin artması ile başlar. Gıda sektörü dışındaki firmalar maliyet artışlarını kontrol edebilmek için, sermaye-yoğun üretimi emek-yoğun üretim ile ikame etmeyi tercih ederler. Daha emek-yoğun bir üretim tercihi ise ekonomideki emek ücretlerini yukarı doğru harekete geçirir. Gıda sektörü dışındaki firmalardan kaynaklanan ücret artışları da, zaten emek-yoğun çalışan gıda firmalarının maliyetlerini ve dolayısıyla gıda fiyatlarını arttıracaktır. Sonuç olarak, artan faizler yoluyla uygulanan para politikası, gıda üreten firmaların üretim maliyetlerini arttırarak fiyatlar üzerinde istikrar bozucu etkiler yaratabilecektir. Teorik olarak yukarıda anlatılan para politikasının aktarma mekanizmasının maliyet kanalı yapılan ampirik çalışmalarda da gösterilmiştir (Chowdhury vd., 2006; Henzel vd., 2009; Gaiotti & Secchi, 2006; Bhattacharya & Jain, 2020). Maliyet kanalının varlığı, para otoritelerini büyük bir ikilem içinde bırakmaktadır: enflasyonu gidermek için uygulanan sıkı para politikası gıda fiyatlarını arttırıyorsa ve gıda fiyatları da enflasyon mal ve hizmet sepetinde önemli bir yere sahipse para politikası ne kadar etkin olacaktır?

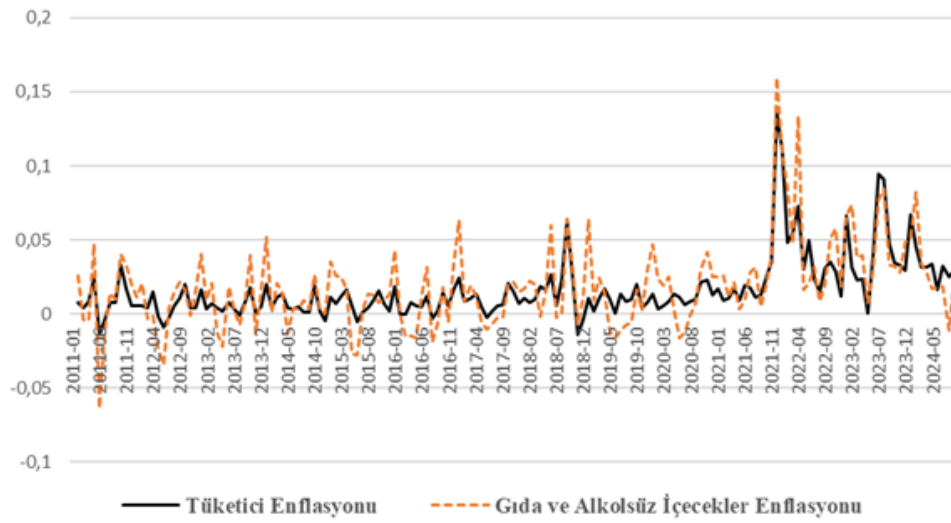
Gıda fiyat artışlarının pozitif faiz şoklarına vereceği tepkinin boyutu, ülkeler özelinde yapılacak ampirik çalışmalar ile belirlenebilir. Buna göre, sıkılaştırıcı para politikasının gıda fiyatları tepkisi, para politikasının aktarım mekanizmasının maliyet kanalı aracılığı ile vereceği istikrar bozucu etki ile talep kanalı aracılığıyla vereceği istikrar sağlayıcı etkilerin net değerine bağlı olacaktır. Bu çalışmanın temel amacı da, Türkiye’de uygulanan para politikasının gıda enflasyonu üzerinde istikrar bozucu etki yaratıp yaratmadığını ya da maliyet kanalının ne kadar etkin olduğunu analiz etmektedir.

Teorik olarak, para politikasının gıda enflasyonu üzerinde istikrar sağlayıcı etkiler üretebileceği kabul edilirken, yapılan ampirik çalışmalarda istikrar sağlayıcı etkiler hususunda net bir uzlaşa sağlanamamıştır. Tersine, çalışmaların pek çoğu sıkılaştırıcı para politikasının gıda fiyatlarını arttırdığı sonucuna ulaşmıştır. Frankel (2008), Akram (2009), Anzuini vd. (2010), De Grogorio (2012), Scrimgeour (2014), Hammoudeh vd. (2015), Bhattacharya ve Jain (2020), Iddrisu ve Alagidede (2020) gibi para politikasının değişimlerinin tarımsal ve gıda ürünleri fiyatları üzerinden analiz eden çalışmalar, genel olarak para politikasının istikrar bozucu etkilerinden bahsetmektedir. Diğer taraftan, Anand vd. (2014), Holtemoller ve Mallick (2016) para politikasının istikrar sağlayıcı etkilerinden bahsederlerken, Baffes ve Dennis (2013) faiz oranlarının anlamlı etkiler yaratmadığını ifade etmektedir.

Bununla birlikte ampirik literatürde, gıda fiyatlarını para politikası dışında etkileyen ve yukarıda yer alan çalışmalarda sıklıkla kullanılan değişkenler üzerinde de durulmaktadır (döviz kuru için Akram, 2009; Harri vd., 2009; Kwon & Koo, 2009; Baek & Koo, 2010; Reboredo & Ugando, 2014; Bhattacharya & Jain, 2020; dünya gıda fiyatları için Bhattacharya & Gupta, 2018; Bhattacharya & Jain, 2020; Iddrisu & Alagidede, 2020; enerji fiyatları için Bhattacharya & Gupta, 2018; Kırıkkaleli & Darbaz, 2021; Zhang & Qu, 2015; Pal & Mitra, 2019; Salisu vd., 2017). Türkiye özelinde de, yine gıda fiyatlarını etkileyen faktörler sıklıkla araştırılmış ve petrol fiyatları, döviz kurları, para arzı, dünya gıda fiyatları, tüketici kredi faizleri, ülke riski, belirsizlik gibi faktörlerin ulusal gıda fiyatlarını etkilediği belirtilmiştir (Çıplak & Yücel, 2004; Bayramoğlu & Yurtkur, 2015; Altıntaş, 2016; Alper, 2018; Algan vd., 2021; Kartal & Depren 2023; Işık & Özbuğday, 2021; Yıldırım, 2021). Ancak, bilindiği kadarıyla gıda fiyatları ile para politikası temel ilişkisini sistematik biçimde ele alan ve analiz eden bir çalışma yoktur.

Şekil 1

Tüketici ve Gıda ve Alkolsüz İçecekler Enflasyonu (Aylık), 2011-2024 Dönemi



Kaynak: TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi

Şekil 1, Türkiye’de gıda ve alkolsüz içecekler enflasyonu ile tüketici enflasyonu verilerinin zaman içindeki grafiğini vermektedir. İlk olarak, gıda fiyatı değişimleri genel fiyat düzeyi değişimlerine paralel seyretmekle beraber, gıda fiyatları değişimleri genel olarak tüketici fiyatlarında meydana gelen değişimlerden daha yüksek olmaktadır.¹ Diğer bir deyişle, gıda fiyatları daha yüksek salınım veya oynaklık göstermektedir. İkinci olarak, zaten genel olarak yüksek oynaklığa sahip ulusal gıda enflasyonunda, özellikle 2020 sonrası aşırı değişimler olduğu göze çarpmaktadır. Para politikası literatürü yakından incelendiğinde, para politikası değişimlerinin genel olarak yinelemeli (recursive) ve yinelemesiz (nonrecursive) tanımlama varsayımlarına bağlı Vektör Otoregresyon (VAR) modelleri ile analiz edildiği görülmektedir (Kim & Roubini, 2000; Peersman & Smets, 2001; Bjørnland, 2009; Barnett vd., 2016; Kim & Lim, 2018; Bhattacharya & Jain, 2020). Ancak, Şekil 1 özelinde de görüldüğü üzere, özellikle iklim ve mevsim şoklarının gıda fiyatlarında aşırı değerler üretebildiği literatürde de üzerinde durulan konulardan biridir (Anand vd., 2015; Moorthy & Kolhar, 2011; Anand & Prasad, 2010). Bu çalışmada, gıda fiyatları dağılımının kuyruk dinamikleri eğilimleri nedeniyle, değişkenler arasındaki ilişkilerin simetrik kabul edildiği geleneksel ortalamaya dayalı VAR veya standart en küçük kareler (OLS) yöntemleri yerine, dağılımının farklı bölgelerinde farklı tepkileri analiz etmeye yarayan kantil regresyon modeli kullanılacaktır. Böylelikle, gıda fiyatlarının bağımsız değişkenlere olan tepkisi farklı kantillerde değişerek asimetrik olacak ve aşırı gıda fiyatları değişimlerinin etkileri modele dâhil edilebilecektir.

¹Çalışmada gıda fiyatları ile “gıda ve alkolsüz içecekler” fiyatları kastedilmektedir. Gıda enflasyonu ile tüketici enflasyonu arasındaki korelasyon katsayısı 0.81’dir.

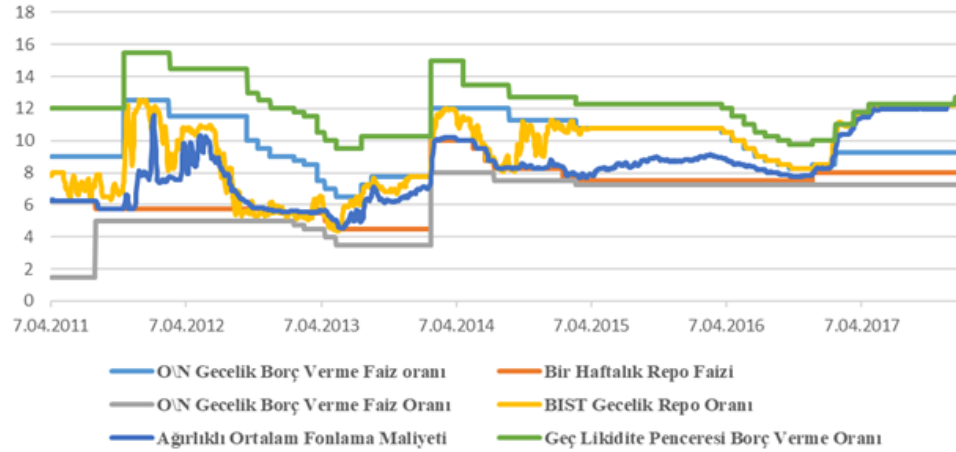
Bu çalışma, Türkiye’de uygulanan para politikalarının gıda enflasyonu üzerinde istikrar bozucu etki yaratıp yaratmadığını spesifik olarak analiz edilen ilk çalışmadır. 2011M1-2024M8 döneminin inceleyen çalışmada, parasal gösterge olarak TCMB ağırlıklı ortalama fonlama maliyeti (AOFM) kullanılmaktadır. Kontrol değişkenleri ise literatürde gıda fiyatlarını en çok etkileyen değişkenler arasından seçilmiştir. Elde edilen tahmin değerlerinin farklı spesifikasyon seçimlerine karşı da tutarlı (robust) olduğunun gösterildiği çalışmada, sıkılaştırıcı para politikasının istikrar bozucu etkiler yarattığı tespit edilmiştir. Sonuç olarak, Türkiye’de para politikasının gıda fiyatları üzerindeki aktarım mekanizması, maliyet kanalını talep kanalına göre ön plana çıkarmaktadır. Bu sonuç, enflasyon ile mücadele için sıkı para politikasını kullanan TCMB için gıda fiyat artışlarını kontrol altına almada oldukça büyük bir zorluk yaratmaktadır.

Çalışma aşağıdaki bölümlerden oluşmaktadır. İkinci bölüm TCMB tarafından veri setini kapsayan dönemde uygulanan para politikası çerçevesi hakkında bilgi sunarken, üçüncü bölümde kullanılan veri seti ve yöntem detaylandırılacaktır. Dördüncü bölümde tahmin sonuçları paylaşılırken son bölümde elde edilen sonuçlar tartışılacaktır.

Türkiye’de Uygulanan Para Politikası Çerçevesi ve Faiz Oranları, 2011-2024 Dönemi

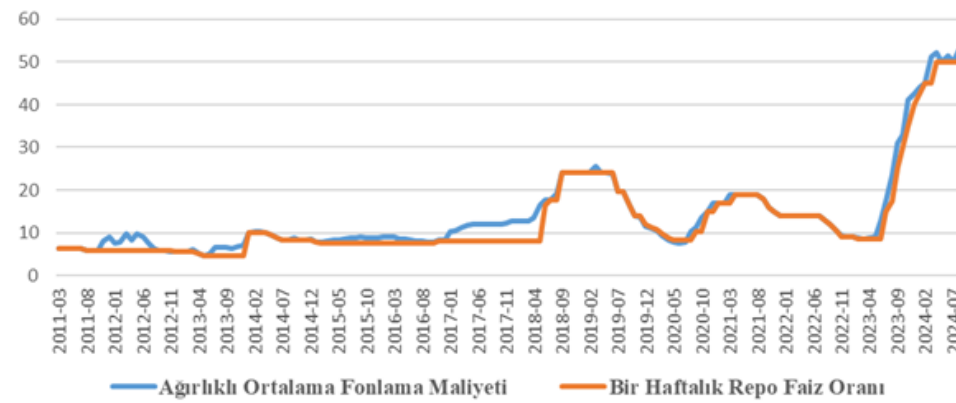
Çalışmanın temel amacı olarak para politikası değişmelerinin gıda enflasyonu üzerindeki etkisi araştırılırken, kullanılan veri seti döneminde hangi para politikası aracının kullanılacağını belirlenmesi karar verilmesi gereken önemli bir husus olmuştur.

Geçmiş dönem ulusal çalışmalar, para politikası göstergesi olarak tek bir faiz oranını kullanırken, TCMB 2010 yılından itibaren para politikası göstergesi olarak farklı bir uygulamaya gitmiştir. 2010 sonu itibariyle, daha önceden fiyat istikrarına odaklanan TCMB, 2008-2009 küresel finans krizi sonrası finansal istikrarın gözetilmemesi durumunda fiyat istikrarının da yakalanamayacağını belirterek, eski geleneksel görüşü terk etmiş ve yeni bir para politikası izleme yoluna gideceğini açıklamıştır. Banka, 2010 yılı sonlarından itibaren bir haftalık repo faiz oranının kullanıldığı tek bir faiz oranına dayalı daha geleneksel bir para politikası çerçevesinden, farklı para politikası araçlarının geniş bir faiz koridoru içinde yer aldığı ve bunların kombinasyonuna dayalı (BIST gecelik repo faizi, bir haftalık repo faizi, geç likidite penceresi borçlanma faizi, gecelik borçlanma borç verme faizi vb.) bir para politikası çerçevesine dönmüştür. [Şekil 2](#), söz konusu bu faiz oranlarının zaman içinde nasıl ilerlediğini göstermektedir. TCMB, 2011 yılından itibaren bu faiz oranlarının ağırlıklandırılmış ortalamasına dayalı ve kabaca BIST gecelik repo faizi ile haftalık repo oranı arasında gerçekleşen AOFM verisini açıklamaya başlamıştır. Ancak banka, küresel para politikalarına tekrar uyum sağlamak ve en önemlisi bu geleneksel olmayan koridor uygulamasının piyasalarda yarattığı kafa karışıklığı gerekçesiyle, bankalara sağlanan fonlamanın daha basit bir çerçeveye oturtulmasını amaçlamış ve uyguladığı para politikasında sadeleşmeye gitmiştir. 1 Haziran 2018 tarihinden itibaren bu koridor uygulamasından vazgeçilmiş ve bir hafta vadeli repo ihale faiz oranı tekrar Merkez Bankası politika faizi olmuştur. Özetlemek gerekirse, 2011M1-2018M5 döneminde para politikası değişkeni olarak AOFM oranı ön plana çıkarken, 2018M6 tarihinden itibaren ise haftalık repo faizi para politikası göstergesi olarak kullanılmaya başlanmıştır. Bu durumda doğal olarak akla gelen ilk soru, çalışmada hangi faiz oranının kullanılacağıdır.

Şekil 2**TCMB Faiz Oranları ve Faiz Koridoru (%)**

Kaynak: TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi

Şekil 3, AOFM oranı ile repo faizlerini çalışmanın kapsadığı dönem boyunca karşılaştırmaktadır. Buna göre 2018M6 itibariyle tek bir para politikası aracı kullanıldığından dolayı her iki oran zaten birbiriyle çakışmaktadır. Ancak, tek bir faiz oranı yerine koridor uygulamasının uygulandığı 2018M6 dönemi öncesi, her iki oran belli ölçülerde farklılaşmaktadır. Bu iki oran arasındaki korelasyon katsayısı 2018M6 öncesi 0.68 iken, bu tarih sonrasında 0.99 olmuştur. Repo faiz oranının temel gösterge olduğu 2018M6 sonrası dönemde AOFM oranı ile birlikte hareket etmesi, 2018M6 dönemi öncesinde farklılaştıkları dönem özelinde ise yukarıda ifade edildiği gibi AOFM oranının para politikası göstergesi olarak ön plana çıkması, AOFM oranını bu çalışma özelinde en doğru seçim yapmaktır. Veri setinin başlangıç tarihinin 2011M1 olmasının nedeni ise, AOFM verisinin 2011M1 tarihinden itibaren TCMB tarafından açıklanmaya başlanmasıdır. Bununla birlikte, çalışmada temel faiz oranı olarak AOFM oranı kullanılmakla birlikte, haftalık repo faizleri de ilgili ekonometrik modelde istihdam edilecek ve elde edilecek tahmin sonuçları tartışılacaktır.

Şekil 3**AOFM ve Haftalık Repo Faizleri, Aylık**

Kaynak: TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi

Veri Seti ve Yöntem**Veri seti**

Çalışmanın veri seti gıda ve alkolsüz içecek fiyatları, para politikası, reel döviz kuru, ulusal enerji fiyatları ve dünya gıda fiyatları endeksi değişkenlerinden oluşmaktadır. 2011M1-2024M8 döneminin analiz edildiği çalışmada kullanılan değişkenler, ilgili literatüre dayanılarak ulusal gıda fiyatları üzerinde en çok etkili

olan değişkenler arasından seçilmiştir (Rangasamy, 2011; Hammoudeh vd., 2015; Bhattacharya & Jain, 2020; Bhattacharya & Gupta, 2017; Iddrisu & Alagidede, 2020). Para politikası değişkeni olarak kullanılacak AOFM değişkeni TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS) üzerinden elde edilmiştir. Gıda ve alkolsüz içecekler fiyatları verisi ile gıda ürünleri üretimi ve pazarlamasında oldukça önemli bir yere sahip enerji fiyatları verisi yine EVDS üzerinden elde edilmiş olup, reel döviz kuru ve dünya gıda fiyatları verisi ise Federal Reserve Economic Data (FRED) veri bankası üzerinden elde edilmiştir. Reel döviz kurunun yükselmesi ulusal paranın reel olarak değer kazandığını göstermektedir. Teorik olarak, dünya gıda fiyatları ve enerji fiyatlarındaki artışların gıda ulusal gıda fiyatlarını arttırması beklenirken, reel döviz kurunda meydana gelen bir artışın gıda fiyatlarını düşürmesi beklenmektedir.

Yöntem

Çalışmada Koenker (2005) tarafından önerilen kantil regresyon modeli kullanılacaktır. İktisadi değişkenler arasındaki ilişkileri ortaya çıkarmak amacıyla ortaya konan pek çok çalışma, değişkenlerin koşullu ortalaması üzerinde durmakta, bu ise koşullu dağılımın tam resmini ortaya çıkarmada yetersiz kalabilmektedir. Bu durum, özellikle değişkenlerin aşırı değerler aldığı ve dolayısıyla dağılımın kuyruk dinamikleri gösterdiği hallerde daha ciddi bir sorun ortaya çıkarmaktadır. Örneğin, OLS bağımsız değişkenler ile bağımlı değişkenin koşullu ortalaması arasındaki ilişkiyi incelemekte ve doğal olarak da simetri varsayımını kullanmaktadır. Kantil regresyon tekniği ise, bağımsız değişken ile bağımlı değişken arasındaki koşullu ortalama yerine koşullu kantiller arasındaki ilişkiyi analiz etmektedir. Kantil regresyonların, geleneksel ortalamaya dayalı tekniklere göre en büyük avantajı, dağılımın farklı kantillerinde değişebilen tahminler üretmesi veya asimetriye izin vermesidir. Çalışmada kullanılan gıda fiyatları gibi mevsimsel koşullar nedeniyle aşırı hareketler yapabilen değişkenlerin dağılımları simetrik olmamakta, bağımsız değişkende bir değişme olduğunda dağılımın kantilleri de farklı hızlarda hareket edebilmektedir. Ulusal gıda enflasyonunu pozitif çarpıklık (positive skewness) değerine sahip olması gıda enflasyonu verisinin kuyruk dinamikleri taşıdığını göstermektedir. Buna göre, enflasyon verisi daha çok sol kuyruk bölgesinde kümelenmekte, aşırı değerler ise daha uzun olan sağ kuyruk bölgesinde belirmektedir ve gıda enflasyonu dağılımı asimetric bir şekil almaktadır.² Ayrıca, ilgili veri leptokurtik özellik taşımakta ve kuyruk bölgesi Gaussian normal dağılıma göre daha fazla olasılık barındırmaktadır. Böyle durumlarda, kantil regresyonlar koşullu dağılımın tam resmini çok daha iyi verebilmektedir. Bu nedenle, çalışmada kantil regresyon modeli tercih edilmiş ve böylelikle para politikasındaki değişmelerin gıda enflasyonunun dağılımı üzerinde yarattığı muhtemel asimetric etkiler analiz edilmeye çalışılmıştır. Ayrıca bu asimetric seçimin geçerliliği, ileride de görüleceği üzere, istatistiki ve ekonometrik bulgularla da desteklenmiştir.

Buna göre τ . kantil için tahmin edilecek kantil regresyon aşağıdaki gibi ifade edilecektir:

$$Q_{\tau(\text{FOOD}/\text{AOFM})} = \alpha + \beta^{\tau} \text{AOFM} + \delta^{\tau} Z + e^{\tau}, \quad \tau \in (0, 1) \quad (1)$$

Kantil regresyon denklemi (1) bağımlı değişkenin koşullu dağılımının kantillerini bağımsız değişkenlerin doğrusal bir fonksiyonu olarak ifade eder. FOOD ulusal gıda ve alkolsüz içecek fiyatlarını, AOFM ise TCMB faiz oranlarını temsil etmektedir. $Q_{\tau}(\text{FOOD}/\bullet)$, τ . kantildeki gıda fiyatlarının koşullu kantil fonksiyonunu ifade etmektedir. Katsayı vektörü β^{τ} , çalışmanın da ana konusu olan para politikası değişmelerinin gıda fiyatları üzerindeki etkisinin farklı kantillerde elde edilen tahmin değerlerini ifade etmektedir. Z, çalışmada kullanılan kontrol değişkenleri kümesi olup reel döviz kuru (REER), enerji fiyatları (ENERGY) ve dünya gıda fiyatlarını (WFPI) temsil etmektedir.

Tablo 1, (1) numaralı temel kantil regresyon spesifikasyonunda yer alan değişkenlerin zaman serisi özelliklerini vermektedir. İlgili tablo, hem Dickey ve Fuller (1981) tarafından geliştirilen Augmented Dickey-Fuller

²Enflasyon verisine ait özet istatistikler için Ekler bölümünde yer alan Tablo1A incelenebilir.

(ADF) hem de Phillips ve Perron (1988) tarafından geliştirilen Phillips-Perron birim kök test (PP) sonuçlarını rapor etmektedir. ADF birim kök testi otokorelasyon sorununa karşı değişkenin birinci farklarının gecikmelerini kullanırken, PP birim kök testi ADF test istatistiklerini Newey-West (1987) değişen varyans ve otokorelasyon tutarlı varyans kovaryans matris tahminleyicisini kullanarak güçlü (robust) hale getirir. Dolayısıyla PP testinin ADF testine kıyasla daha güçlü istatistikler üretmesi bu testi daha avantajlı kılmaktadır. **Tablo 1** aracılığıyla sunulan hem ADF hem de PP testi sonuçları, değişkenlerin birinci farklarında durağan olduklarını ifade etmektedirler. Çalışmada kullanılan veriler faiz oranı hariç logaritmik dönüşümü yapılan veriler olup, (1) numaralı temel spesifikasyona birinci farklar düzeyinde dahil edilmişlerdir. Dolayısıyla model, orjinal değişkenlerin büyüme oranları üzerinden tahmin edilmiştir. Son olarak çalışmada kullanılan veri seti $\tau=0.25$, 0.50 ve 0.75 kantillerine bölünerek sonuçlar rapor edilmiştir. Buradaki amaç ise, kantil tahminlerinin güvenilir sonuçlar üretebilecek yeterli bir veri seti genişliğine sahip olmasını sağlamaktır.

Tablo 1*Birim Kök Testleri*

	PP Birim Kök Testi		ADF Birim Kök Testi	
	Düzyey	Δ	Düzyey	Δ
FOOD	0.732	-7.548	0.091	-4.626
AOFM	-0.461	-8.161	-2.761	-3.466
REER	-2.808	-9.519	-2.639	-8.153
ENERGY	0.230	-8.771	-0.026	-5.635
WFPI	-1.838	-9.168	-2.133	-6.302

Notlar: Sıfır hipotezi birim kökün varlığını ifade eder. Düzyey değerleri test edilirken trend ve sabit, birinci farklarda ise sadece sabit modellere dâhil edilmiştir. Trend ve sabitli model için %1, %5 ve %10 kritik değerler sırasıyla -4.020, -3.442 ve -3.142 iken, sadece sabitli model için %1, %5 ve %10 kritik değerler sırasıyla -3.490, -2.886 ve -2.576’dır. ADF testi gecikme uzunlukları Akaike, Schwartz ve Hannan-Quinn bilgi kriterlerinin en az ikisinin seçtiği gecikme uzunluğu olarak belirlenmiştir. İlgili gecikme sayısı FOOD, ENERGY ve WFPI için 2; AOFM için 4; son olarak REER için ise 3 olarak belirlenmiştir. PP testi, Newey-West gecikme uzunluğunu kullanırken ilgili gecikme sayısını tüm değişkenlerde 4 olarak belirlemiştir. ADF testi için belirlenen gecikme uzunluğu kullanımında da sonuçlar değişmemiştir.

Tahmin Sonuçları

Tablo 2, temel spesifikasyona dayalı kantil regresyon (1) tahmin sonuçlarını vermektedir. Buna göre, $\tau=0.25$ veya 0.50 iken, para politikasında meydana gelen %1’lik bir artış gıda fiyatlarında %0.0032 düzeyinde bir artışa neden olmaktadır. $\tau=0.75$ daha yüksek kantil seviyesinde ise etkinin derecesi artmaktadır. Diğer bir deyişle, para politikası gıda enflasyonunun dağılımının yüksek kantillerinde daha etkili olmaktadır. Sonucun farklı kantillerde pozitif ve istatistiki olarak anlamlı olması, sıkılaştırıcı para politikasının net etkisinin pozitif olduğunu ve parasal aktarım mekanizmasının maliyet kanalının talep kanalından üstün geldiğini ifade etmektedir. Dolayısıyla, sıkılaştırıcı para politikası gıda enflasyonu üzerinde istikrar bozucu etkiler yaratmaktadır. Koşullu ortalamaya dayalı OLS yöntemi tahminine göre ise, %1’lik bir faiz artışı gıda fiyatlarında %0.0028 düzeyinde istatistiki olarak anlamlı bir artışa neden olmaktadır. Bu tahmin değeri, gıda fiyatlarının $\tau=0.25$ ve median kantil regresyonlarından elden edilen 0.0032 değerine görece yakın olmasında karşın, $\tau=0.75$ kantil regresyon tahmininden yaklaşık olarak %47 oranında sapmalıdır. Sapmanın bu büyüklüğü, OLS yöntemi ile elde edilen tahmin değerlerinin, para politikasının gıda enflasyonu üzerindeki istikrar bozucu etkisini olması gerekenden küçük gösterdiğini ortaya koymaktadır. Bu sonuç, politika yapımcıların karar alırken, koşullu ortalamaya dair cevaplara ihtiyatla yaklaşmaları gerektiğini göstermektedir. Aynı zamanda OLS tahmini ile kantil regresyonun yüksek kantillerindeki tahmin farkı, kantil regresyon aracılığıyla ortaya konan para politikası ile gıda fiyatları arasındaki asimetrik ilişkinin varlığını da doğrulamaktadır. Özetlemek gerekirse, daraltıcı para politikasının gıda enflasyonu üzerindeki istikrar bozucu etkisi özellikle sağ kuyruk

bölgesinde daha etkili olmaktadır. Bu da Türkiye gibi genel olarak yüksek gıda enflasyonu yaşayan bir ülkede, sıkılaştırıcı para politikasının gıda fiyatları üzerinde istikrar bozucu etkisini arttırmakta, daha genel anlamda ise enflasyon ile mücadeleyi zorlaştırmaktadır. Dolayısıyla, para politikasının istikrar bozucu etkisini azaltmak için gıda fiyatlarındaki değişimlerin daha ılımlı hale gelmesi gerekmektedir.

Tablo 2

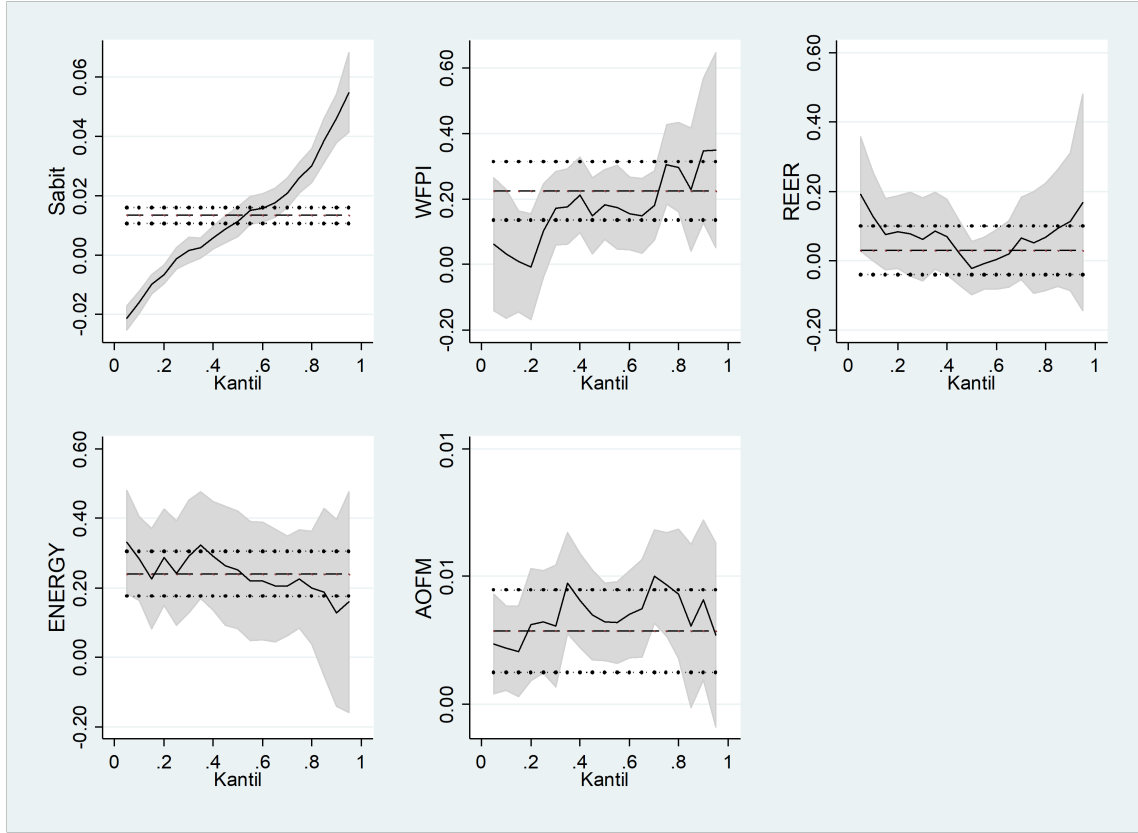
Kantil Regresyon Tahmin Sonuçları, Temel Spesifikasyon

Değişkenler	OLS	$\tau=0.25$	$\tau=0.50$	$\tau=0.75$
AOFM	0.0028 (0.036)	0.0032 (0.092)	0.0032 (0.035)	0.0047 (0.000)
REER	0.0302 (0.704)	0.0772 (0.360)	-0.0207 (0.729)	0.0526 (0.562)
ENERGY	0.2402 (0.009)	0.2420 (0.024)	0.2510 (0.020)	0.2257 (0.050)
WFPI	0.2243 (0.007)	0.1030 (0.270)	0.1830 (0.018)	0.3051 (0.004)
Sabit	0.0133 (0.000)	-0.0011 (0.707)	0.0112 (0.000)	0.0259 (0.000)
R ²	0.24			
Pseudo R ²		0.08	0.10	0.13
F istatistiği	6.87 (0.000)			

Notlar: OLS tahmininde Newey-West (1987) heteroskedasticity-robust standart hataları kullanılmıştır. Parantez içindeki değerler prob. değerlerini ifade etmektedir. Kantil regresyon tahminlerindeki istatistiki anlamlılık değerleri varyans-kovaryans matrisinin 300 kez yinelenmeli bootstrapp tahminine dayanarak oluşturulmuştur. Koyu değerler %10 önem seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Gıda fiyatlarının diğer değişkenlere olan tepkisi incelendiğinde ise, enerji fiyatlarındaki artışın gıda fiyatlarını tahmin edilen tüm kantillerde istatistiki olarak anlamlı ve pozitif olarak etkilediği görülmektedir. Özel olarak belirtmek gerekirse, enerji fiyatlarındaki %1’lik bir artış gıda enflasyonunun dağılımının medyanında % 0.2510’lık bir artış meydana getirecektir. Enerji fiyatları, gıda ürünlerinin pazarlarda tüketici ile buluşturulmasından, ürünlerin saklanıp paketlenmesine kadar olan tüm süreçlerde etkilidir. Dolayısıyla enerji fiyatlarındaki artışın gıda fiyatlarında da bir artış yaratması oldukça olağandır. Benzer şekilde, dünya gıda fiyatlarındaki artış ulusal gıda fiyatlarında pozitif bir artışa yol açmaktadır, ancak bu artış 0.50 ve 0.75 kantil regresyon tahminlerinde istatistiki olarak anlamlıdır. Özel olarak belirtmek gerekirse, dünya gıda fiyatlarında meydana gelen %1’lik bir artış, $\tau=0.50$ iken ulusal gıda fiyatlarını % 0.1830 arttırmaktadır. Bu oran 0.75 kantil regresyon tahmininde ise daha yükselmekte ve %0.3051 olmaktadır.

Son olarak Tablo 2’de yer alan tahmin sonuçlarına göre, reel döviz kurlarındaki değişimler istatistiki olarak anlamlı ulusal gıda fiyatı değişimleri yaratamamıştır. Bunun nedeni, Türkiye’nin temel bir gıda ithalatçısı olmamasından kaynaklanıyor olabilir. Çalışma dönemi içinde, TÜİK istatistiklerine göre Türkiye’nin toplam ithalatı içinde esaslı yiyecek ve içecek olan işlenmiş veya işlenmemiş hammaddeler ve tüketim malları oranı ortalamada yaklaşık % 4.5 olmuştur. Ek olarak, gıda sektörü daha çok emek-yoğun üretim yaptığından dolayı, sermaye malı ithaline sermaye-yoğun sektörler göre çok daha az ihtiyaç duyacağı da gözönüne alındığında, reel döviz kurlarının anlamlı olmaması anlaşılabilir olacaktır.

Şekil 4*Kantil Regresyon ve OLS Tahminleri ile Güven Aralıkları*

Şekil 4, (1) numaralı temel spesifikasyona dayalı kantil regresyon ve OLS tahminlerini ve bunlara ilişkin güven aralıklarını vermektedir. İlgili şekil oldukça önemli iki neden ile çalışmaya eklenmiştir. Birinci neden, kantil regresyondan elde edilen tahminlerin OLS tahminlerinden farkının istatistiki olarak anlamlı olup olmadığını analiz edebilmektir. İkinci neden ise daha önceden seçilen $\tau=0.25, 0.50$ ve 0.75 kantilleri dışındaki diğer kantillerde de sonucun ne olduğunu görebilmek ve daha genelleştirilebilir sonuçlar çıkarabilmektir. Şekil 4’de dikey eksenler, bağımsız değişkenlerdeki değişimlere karşılık elde edilen gıda fiyat değişimlerine ait kantil regresyon ve OLS katsayı tahminlerini bir arada verirken, yatay eksen de kantiller yer almaktadır. Aralıklı düz çizgi, bağımsız değişkenlerdeki değişimlere karşı gıda fiyatı değişimlerinin OLS tahmin değerlerini vermektedir. OLS tahmininin etrafındaki noktalı ve aralıklı düz çizgi ise bu tahmine ait güven aralığını %10 önem seviyesinde vermektedir. Aralıksız ilerleyen çizgi farklı kantillerdeki kantil regresyon tahminini verirken, bu tahminlerin etrafındaki gri alan ise %10 önem seviyesinde ilgili güven aralıklarını vermektedir. Buna göre, kantil regresyon tahmin değerleri, OLS güven aralığının dışında ise bu durumda kantil regresyon tahminlerinin OLS tahminlerinden farkı istatistiki olarak anlamlı olacaktır. (1) numaralı temel spesifikasyonunda yer alan tüm sağ taraf değişkenlerindeki değişimlere karşılık gelen farklı kantillerdeki FOOD tepkisi incelendiğinde, sabit katsayısı dahil tüm kantil tahminlerinin OLS tahminlerinden anlamlı bir şekilde farklılaşabildiği görülmektedir. Bu sonuç, bu çalışmada kullanılan kantil regresyon modeli tarafından sunulan asimetrik ilişkinin, istatistiki olarak da doğrulandığı anlamına gelmektedir.

Çalışmanın temel konusu olan para politikası ile gıda enflasyonu ilişkisi ise son grafikte yer almaktadır. Öncelikle, elde edilen kantil tahminleri genel olarak OLS tahminlerinin üzerinde seyretmektedir. Bütün kantil tahminlerinde, sıkı para politikasının gıda fiyatları üzerindeki etkisi ise istikrarlı bir şekilde pozitiftir. Yani sıkılaştırıcı para politikası gıda fiyatlarını arttırmakta ve gıda enflasyonu üzerinde istikrar bozucu etkiler

yaratmaktadır. Bu sonuç aynı zamanda, para politikasının aktarım mekanizmasının maliyet kanalının talep kanalından istikrarlı bir şekilde üstün geldiğini de ifade etmektedir. Daha da önemlisi, söz konusu bu katsayı tahminleri neredeyse tüm kantillerde (veya kabaca $\tau < 0.85$ iken) istatistiki olarak sıfırdan farklıdır. Daraltıcı para politikasına karşı istatistiki olarak anlamlı gıda fiyat artışları göz önüne alındığında yani $0 < \tau < 0.85$ iken, kantil değerleri arttıkça yani sağ kuyruğa yöneldikçe, elde edilen tahminlerin yukarı yönlü bir trende sahip olduğu görülmektedir. Genelleştirecek olursak, sıkılaştırıcı para politikasının gıda enflasyonu üzerindeki istikrar bozucu anlamlı etkisi, sağ kuyruğa doğru gıda fiyat değişimleri yükseldikçe daha da güçlenmektedir.

Diğer değişkenlere ait detaylar incelendiğinde ise, reel döviz kuru istikrarlı bir şekilde istatistiki olarak anlamlı olmayan tahminler üretmeye devam etmektedir. WFPI ve ENERGY değişimlerine karşılık gelen gıda fiyatları değişimi ise iktisadi olarak pozitif işaret taşımakta ve kuyruk bölgelerindeki az sayıda tahmin değerleri hariç (WFPI için sol kuyruk, ENERGY için ise sağ kuyruk bölgesine yakın aşırı değerler) istatistiki olarak anlamlı olmaktadır. Sonuç olarak, Tablo 2 aracılığıyla elde edilen $\tau = 0.25, 0.50$ ve 0.75 kantil tahminleri Şekil 3 aracılığıyla ortaya konan genel iktisadi ve istatistiki ilişkiyle de oldukça uyumludur.

Bu bölüm tamamlanmadan önce, para politikası göstergesi olarak (1) numaralı temel spesifikasyonda kullanılan AOFG verisi yerine haftalık repo faizleri kullanılacak ve ilgili model tahmin edilecektir. Hatırlatmak gerekirse, repo faiz oranı çalışma dönemi tamamında para politikası değişkeni olarak kullanılmamıştır. Ancak, repo faizlerinin 2018 yılından itibaren tekrar politika aracı olarak kullanılması nedeniyle gıda fiyatlarının repo faiz oranlarına olan olası bir asimetrik tepkisi de bu çalışmada araştırılacaktır. Haftalık repo faizi, AOFG verisi gibi birinci farklarda durağan olduğu için modele birinci farklarda dâhil edilmiştir.³ Tablo 3, para politikası göstergesi olarak haftalık repo faizinin kullanılması durumunda tahmin sonuçlarını içermektedir. Öncelikle, sıkılaştırıcı para politikası gıda enflasyonu üzerinde istatistiki olarak anlamlı istikrar bozucu etkiler yaratmaya devam etmektedir. OLS tahmini, $\tau = 0.50$ iken kantil regresyon tahmin değerinden sapması %33 olarak yine küçük olmayan bir değerde gerçekleşmektedir. Ancak, buradaki fark, kantil tahminlerinin düşük kantil değerlerinde daha yüksek tahmin sonuçları üretmesidir. Şekil 3 aracılığı ile gösterilen 2018M6 dönemi öncesinde iki faiz oranı arasındaki farklılaşma, bu farkın da temel belirleyicisi olarak görünmektedir. Bu durumda, kullanılacak para politikası göstergesi, sıkı para politikasının yüksek gıda fiyat değişimlerinde mi yoksa düşük gıda fiyat değişimlerinde mi daha bozucu etkiye sahip olduğunu da belirleyecektir. Ancak, daha önce de detaylı şekilde üzerinde durulduğu gibi, çalışmanın veri seti AOFG oranının kullanılmasını repo faiz oranına göre daha geçerli kılmaktadır. Tablo 3’deki diğer değişkenlerin gıda fiyatları üzerindeki etkisi incelendiğinde ise, REER rapor edilen tüm kantil değerlerinde istatistiki olarak anlamsızlığını devam ettirirken, ENERGY ve WFPI gıda fiyatlarını pozitif ve anlamlı olarak etkilemeye devam etmektedir. Sonuç olarak, faiz oranı olarak repo faizinin kullanılması ile AOFG oranının kullanıldığı önceki sonuçlar arasında büyük benzerlikler yer almakta ve istikrar bozucu etkiler varlığını sürdürmektedir.

Tablo 3

Kantil Regresyon Tahmin Sonuçları, Haftalık Repo Faizi

Değişkenler	OLS	$\tau=0.25$	$\tau=0.50$	$\tau=0.75$
REPO	0.0033 (0.005)	0.0043 (0.000)	0.0044 (0.066)	0.0032 (0.011)
REER	0.0139 (0.795)	0.0996 (0.242)	-0.0635 (0.344)	0.0551 (0.558)
ENERGY	0.2432 (0.000)	0.2376 (0.031)	0.2679 (0.012)	0.2532 (0.020)
WFPI	0.2038	0.1064	0.1485	0.1527

³İlgili PP ve ADF birim kök test sonuçları için yazarla iletişime geçilebilir.

Değişkenler	OLS	$\tau=0.25$	$\tau=0.50$	$\tau=0.75$
Sabit	(0.003)	(0.299)	(0.066)	(0.149)
		-0.0010	0.0100	0.0255
		(0.746)	(0.002)	(0.000)
R2	0.26			
Pseudo R2		0.10	0.11	0.13
F istatistiği	10.61			
	(0.000)			

Notlar: OLS tahmininde Newey-West heteroskedasticity-robust standart hataları kullanılmıştır. Parantez içindeki değerler prob. değerlerini ifade etmektedir. Kantil regresyon tahminlerinde istatistiki anlamlılıklar varyans-kovaryans matrisinin 300 kez yinelemeli boostropp tahminine dayanarak oluşturulmuştur. Koyu değerler %10 önem seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Temel Spesifikasyon Sonuçlarının Tutarlılığı

Bu bölümde, çalışmada kullanılan temel spesifikasyona ait tahmin sonuçlarının tutarlılığı (robustness) farklı varyasyonlar ile test edilecektir. İlk olarak, çalışma dönemi içinde meydana gelen yapısal kırılmaların tahmin edilen katsayılar üzerinde önemli etkiler yaratıp yaratmadığını görmek için yapısal kırılmalar modele “dummy değişkenleri” aracılığıyla dâhil edilecektir. Bunun için, öncelikle iki yapısal kırılmayı içsel olarak belirleyen ve aslında literatürde yapısal kırılmalar altında birim kök testi olarak uygulanan Clemente vd. (1998) testi ile yapısal kırılma yılları belirlenecektir. Söz konusu kırılma tarihleri belirlendikten sonra, kırılma noktalarına “1” diğer veri noktalarına ise “0” değeri verilerek oluşturulacak dummy değişkenler ile (1) numaralı kantil regresyon tahmin edilecektir. Tablo 4, ilgili test sonuçlarını rapor etmektedir ve her bir değişkene ait tespit edilen kırılma yıllarını göstermektedir. Bu testi uygulamadaki temel amaç, yapısal kırılmaların tarihini istatistiki testler aracılığıyla belirlemek olmakla birlikte, Tablo 1’de ifade edildiği gibi serilerin birinci farklarda durağan oldukları sonucu tekrarlanmıştır.

Tablo 4

Clemente vd. (1998) Testi, Çift Kırılma

Değişkenler	Düzy Minimum t istatistiği	Δ Minimum t istatistiği	Kırılma Noktaları
FOOD	-3.613	-8.738	2017M8, 2021M10
AOFM	-5.296	-7.881	2016M11, 2023M6
REER	-2.977	-6.149	2016M9, 2020M1
ENERGY	-3.222	-7.239	2018M2, 2021M9
WFPI	-4.743	-7.987	2014M6, 2020M12

Notlar: Ho hipotezi yapısal kırılmalar altında birim kökün varlığını ifade etmektedir. Test sonuçları hem sabit hem de trend kırılmasını içeren “innovational outlier modeline” göre rapor edilmiştir. Test için %5 kritik değeri -5.490’dır.

Tablo 5, çift kırılma test sonuçlarından elde edilen yapısal kırılmaların modele dummy değişkenler ile ilave edilmesi sonucu elde edilen kantil regresyon tahmin sonuçlarını rapor etmektedir. Tablo 5 ile sunulan tahmin sonuçları değerlendirildiğinde, AOFM, REER, ENERGY ve WFPI üzerinden elde edilen tahmin sonuçları, temel spesifikasyon (1) ile sunulan sonuçlara iktisadi ve istatistiki olarak son derece uyumludur. Dummy değişkenleri ise istatistiki olarak anlamsızdır. Sonuç olarak, (1) numaralı spesifikasyona kontrol amaçlı olarak dâhil edilen yapısal kırılmalar, herhangi bir istatistiki veya iktisadi değişim yaratmadığından, temel spesifikasyon geçerli olmaya devam etmektedir.

Tablo 5*Kantil Regreson Tahmin Sonuçları, Yapısal Kırılma Dummy Değişkenleri*

Değişkenler	OLS	$\tau=0.25$	$\tau=0.50$	$\tau=0.75$
AOFM	0.0028 (0.036)	0.0032 (0.074)	0.0032 (0.074)	0.0053 (0.015)
REER	0.0267 (0.755)	0.0772 (0.379)	-0.0207 (0.708)	0.0069 (0.942)
ENERGY	0.2401 (0.010)	0.2420 (0.018)	0.2510 (0.000)	0.2234 (0.010)
WFPI	0.2260 (0.008)	0.1030 (0.315)	0.1830 (0.009)	0.2458 (0.039)
DUMMYAOFM	-0.0043 (0.746)	0.0040 (0.798)	-0.0199 (0.273)	-0.0107 (0.730)
DUMMYREER	-0.0013 (0.930)	-0.0086 (0.728)	0.0203 (0.242)	0.0080 (0.788)
DUMMYENERGY	-0.0059 (0.464)	0.0019 (0.861)	-0.0125 (0.474)	-0.0084 (0.780)
DUMMYWFPI	-0.0031 (0.375)	0.1030 (0.254)	-0.0023 (0.893)	-0.0087 (0.730)
Sabit	0.0135 (0.000)	-0.0011 (0.695)	0.0112 (0.000)	0.0248 (0.000)
R2	0.24			
Pseudo R2		0.09	0.10	0.14
F istatistiği	3.54 (0.000)			

Notlar: İlgili dummy değişkenleri orijinal değişken adlarının önüne “dummy” kelimesi getirilerek oluşturulmuştur. OLS tahmininde Newey-West heteroskedasticity-robust standart hataları kullanılmıştır. Kantil regresyon tahminlerinde istatistiki anlamlılıklar varyans kovaryans matrisinin 300 kez yinelemeli boostropp tahminlerine dayanarak oluşturulmuştur. Koyu değerler %10 önem seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Temel spesifikasyondan elde edilen tahmin sonuçlarının farklı kontrol değişkeni kullanımına karşı tutarlı olup olmadığını analiz etmek için ise, para politikası içerikli çalışmalarda oldukça yaygın olarak kullanılan “talep değişkeni” modele eklenecektir (Kim ve Roubini, 2000; Peersman ve Smets, 2001; Bjørnland, 2009; Bouakez ve Normandin, 2010; Kim ve Lim, 2018; Bhattacharya ve Jain, 2020). Literatürde standart olduğu üzere, talep değişkenini temsilen reel GSYİH verisi kullanılacaktır. Ancak söz konusu veri 3 aylık olarak açıklandığından aylık sanayi üretim endeksi (OUTPUT) modele dâhil edilecektir.⁴

Tablo 6*Kantil Regresyon Tahmin Sonuçları, Kontrol Değişkeni Olarak Toplam Talep*

Değişkenler	OLS	$\tau=0.25$	$\tau=0.50$	$\tau=0.75$
AOFM	0.0027 (0.044)	0.0031 (0.087)	0.0030 (0.035)	0.0037 (0.055)
OUTPUT	0.0930	0.1505	0.0839	0.0690

⁴İlgili veri TCMB EVDS’den indirilmiştir. Sanayi üretim endeksi serisi birinci farklarda durağan olup, modele birinci farklardan girmiştir. İlgili birim kök testi sonuçları için yazarla iletişime geçilebilir.

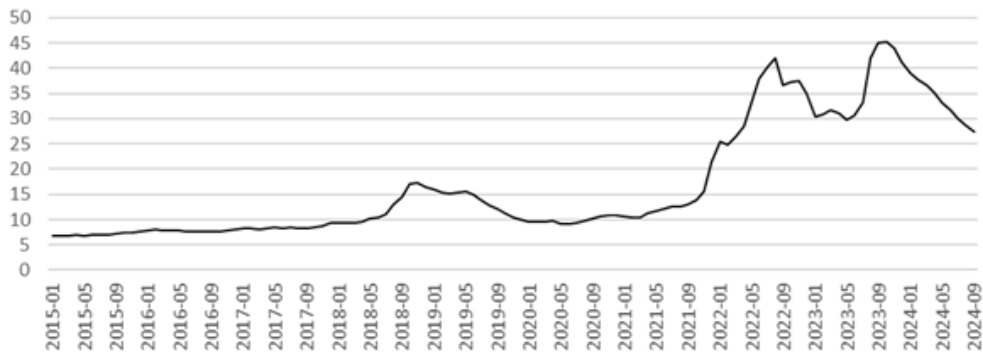
Değişkenler	OLS	$\tau=0.25$	$\tau=0.50$	$\tau=0.75$
REER	(0.208) 0.0241 (0.764)	(0.377) 0.0663 (0.245)	(0.202) -0.0194 (0.746)	(0.412) 0.0529 (0.538)
ENERGY	0.2482 (0.007)	0.3069 (0.000)	0.2139 (0.044)	0.2464 (0.009)
WFPI	0.2316 (0.005)	0.1170 (0.245)	0.1595 (0.087)	0.2274 (0.054)
Sabit	0.0136 (0.000)	-0.0018 (0.498)	0.0130 (0.000)	0.0264 (0.000)
R ²	0.26			
Pseudo R ²		0.10	0.11	0.14
F istatistiği	7.28 (0.000)			

Notlar: OLS tahmininde Newey-West heteroskedasticity-robust standart hataları kullanılmıştır. Parantez içindeki değerler prob. değerlerini ifade etmektedir. Kantil regresyon tahminlerinde istatistiki anlamlılıklar varyans kovaryans matrisinin 300 kez yinelenmeli bootstrapp tahminlerine dayanarak oluşturulmuştur. Koyu değerler %10 önem seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 6, talep yapısının kontrol değişkeni olarak modele eklendiği durumda elde edilen kantil regresyon tahmin sonuçlarını vermektedir. Buna göre, para politikası tüm kantil değerlerinde gıda fiyatlarını pozitif ve anlamlı olarak etkilemekte, sağ kuyrukta bu etkinin büyüklüğü yine artmaktadır. OLS tahminin (0.0027), $\tau=0.75$ iken kantil regresyon tahmininden (0.0037) sapması yaklaşık %37 olmuştur. Benzer şekilde, enerji ve dünya gıda fiyatları değişimleri ulusal gıda fiyatları üzerinde anlamlı pozitif etkiler yaratmakta iken, reel döviz kuru değişkeni istatistiki olarak anlamlı etkiler doğurmamaktadır. Tüm bu sonuçlar, temel spesifikasyon (1) tahmin değerleri ile oldukça tutarlıdır. Burada ilginç olan sonuç, ulusal talep değişimlerinin gıda fiyatları dağılımının farklı kantillerinde istikrarlı olarak anlamlı sonuçlar vermemesidir. Bunun nedeni olarak, özellikle çalışmanın kapsadığı analiz döneminin büyük bir bölümünde, ekonomik karar alıcıların enflasyon beklentilerinde gözle görülür bir artış yaşanmış olması gösterilebilir. **Şekil 5,** TCMB tarafından 2015 yılından itibaren düzenli bir şekilde açıklanan piyasa katılımcılarının (hane halkı ve özel sektör) 12 ay sonrası yıllık enflasyon beklentilerini göstermektedir. Geleceğe dair fiyatların özellikle 2018 ve sonrasında sürekli artacağı beklentisi, gıda sektörünün talepteki değişimlerden bağımsız olarak fiyatlarını sürekli arttırmasına neden olmuş olabilir. Bu da talep ile fiyatlar arasında beklenen anlamlı ilişkinin ortaya çıkmamasına bir açıklama getirebilir.

Şekil 5

Enflasyon Beklentisi, Hane Halkı ve Özel Sektör



Kaynak: TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi

Son olarak, tahmin edilen temel spesifikasyonun tahmin değerlerinin veri setinin kapsadığı döneme karşı duyarlı olup olmadığını test etmek için iki farklı alternatif dönem belirlenmiştir: I. 2014M1-2024M8 ve II. 2011M1-2021M8. Bu dönemler sırasıyla öncelikle ana veri setinin başlangıç yılını üç yıl ileriye ve daha sonra da bitiş yılını üç yıl geriye almak suretiyle elde edilmiştir. Dolayısıyla da her iki alternatif veri seti 36 gözlem noktası daraltılmış olacaktır. Veri setinin boyutu düşünüldüğünde, daha fazla gözlem azaltma ile oluşturulacak alternatif dönem seçimleri, serbestlik derecesi ve tahminlerin güvenilirliği sorunları oluşturabileceği için bu iki alt dönem analize dâhil edilmiştir. **Tablo 7**, söz konusu bu iki döneme ait tahmin sonuçlarını vermektedir. Para politikası değişmelerinin gıda fiyatları üzerindeki farklı kantillerdeki tahminleri yine pozitif ve istatistiki olarak anlamlıdır. Ayrıca, bir numaralı alt dönemin kantil regresyon katsayı tahmini $\tau=0.75$ için 0.0040 olurken, OLS tahmini ise 0.0024 olarak tahmin edilmiştir. Benzer şekilde iki numaralı alt dönemin kantil regresyon katsayı tahmini $\tau=0.75$ için 0.0063 olurken, OLS tahmini 0.0053 olarak tahmin edilmiştir. Dolayısıyla, OLS tahminleri ile kantil regresyon tahminleri arasındaki sapmalar devam etmektedir. Diğer kantil regresyon tahminleri de göz önüne alındığında, **Tablo 2’de** ortaya konan para politikası ile gıda enflasyonu arasındaki asimetrik ilişkinin varlığı farklı alt dönemler itibarıyla da devam etmektedir. Bunun dışında reel döviz kuru istatistiki olarak anlamsız olmaya devam etmekte, dünya gıda fiyatları ile enerji fiyatlarının ulusal gıda fiyatları üzerindeki anlamlı ve pozitif etkisi de sürmektedir. Dolayısıyla tüm bu sonuçlar, temel spesifikasyondan elde edilen tahmin sonuçlarının farklı alt dönem seçimlerine karşı da tutarlı olduğunu ortaya koymaktadır.

Tablo 7*Kantil Regresyon Tahmin Sonuçları, Alternatif Veri Seti Dönemleri*

Değişkenler	I	II	I	II	I	II	I	II
	OLS	OLS	$\tau=0.25$	$\tau=0.25$	$\tau=0.50$	$\tau=0.50$	$\tau=0.75$	$\tau=0.75$
AOFM	0.0024 (0.087)	0.0053 (0.001)	0.0032 (0.067)	0.0057 (0.032)	0.0026 (0.067)	0.0060 (0.009)	0.0040 (0.099)	0.0063 (0.015)
REER	0.0241 (0.826)	0.0489 (0.359)	0.0896 (0.221)	0.1140 (0.128)	-0.0151 (0.810)	0.0443 (0.579)	0.0699 (0.439)	0.0242 (0.724)
ENERGY	0.2266 (0.013)	0.1488 (0.288)	0.1697 (0.090)	0.4168 (0.031)	0.2220 (0.035)	0.2959 (0.060)	0.2174 (0.068)	0.1996 (0.222)
WFPI	0.2189 (0.013)	0.0054 (0.071)	0.0907 (0.372)	0.0476 (0.611)	0.2062 (0.018)	0.1268 (0.082)	0.2518 (0.033)	0.0956 (0.278)
Sabit	0.0156 (0.000)	0.0088 (0.001)	0.0005 (0.860)	-0.0059 (0.007)	0.0132 (0.000)	0.0076 (0.007)	0.0286 (0.000)	0.0189 (0.000)
R2	0.24	0.13						
Pseudo R2			0.08	0.07	0.10	0.06	0.14	0.08
F istatistiği	5.74 (0.000)	3.96 (0.004)						

Notlar: OLS tahmininde Newey-West heteroskedasticity-robust standart hataları kullanılmıştır. Parantez içindeki değerler prob. değerlerini ifade etmektedir. Kantil regresyon tahminlerinde istatistiki anlamlılıklar varyans kovaryans matrisinin 300 kez yinelemeli bootstrapp tahminlerine dayanarak oluşturulmuştur. Koyu değerler %10 önem seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir. 2014M1-2024M8 ve 2011M1-2021M8 dönemleri sırasıyla I ve II harfleri ile ifade edilmiştir.

Sonuç ve Tartışma

Bu çalışma, para politikasının gıda enflasyonu üzerinde istikrar bozucu etki yaratıp yaratmadığını Türkiye özelinde araştırmaktadır. Kantil regresyon modelinin kullanıldığı çalışmada elde edilen sonuçlar aşağıdaki şekilde özetlenebilir:

i. Türkiye’de uygulanan sıkılaştırıcı para politikası, gıda enflasyonu üzerinde istikrar bozucu etkiler yaratmaktadır. Diğer bir deyişle, faizlerdeki pozitif şoklar gıda enflasyonunu arttırmaktadır. Bu sonuç, parasal aktarım mekanizmasının maliyet kanalının talep kanalından üstün geldiğini ifade etmektedir. İstikrar bozucu etkinin şiddeti ise, gıda fiyatı değişimleri yükseldikçe artmaktadır. Elde edilen bu bulgular, parasal aktarım mekanizmasının gıda fiyatları üzerinde maliyet kanalını ön plana çıkaran Hammoudeh vd., (2015), Bhattacharya ve Jain (2020), Iddrisu ve Alagidede (2020) ile oldukça uyumludur.

ii. Türkiye’de uygulanan para politikasının gıda enflasyonu üzerinde asimetrik etkileri vardır ve bu etkiler kullanılan kantil regresyon modeli aracılığıyla hem istatistiki hem de iktisadi olarak doğrulanmıştır. Bununla birlikte, kullanılan tüm değişkenler için kantil regresyon aracılığıyla tahmin edilen katsayı değerleri, koşullu ortalamaya dayanan OLS tahminlerinden istatistiki olarak anlamlı olacak şekilde farklılaşabilmektedir. Sapmanın varlığı, OLS yöntemi ile tahmin edilen istikrar bozucu etkilerin boyutunu, olması gerekenden küçük gösterdiğini ortaya koymaktadır. Bu sonuç, politika yapıcılarının karar alırken, koşullu ortalamaya dair cevaplara ihtiyatla yaklaşmaları gerektiğini göstermektedir.

iii. Gıda fiyatları ve diğer bağımsız değişkenler arasındaki ilişkiler incelendiğinde ise enerji ve dünya gıda fiyatlarında meydana gelen artışların, ulusal gıda fiyatlarını arttırdığı gözlenmektedir. Dolayısıyla, gıda fiyatları enflasyonu dünya ekonomik konjonktürü ile yakından ilişkilidir. Bununla birlikte, reel döviz kurundaki ve talep yapısındaki değişimler ile gıda enflasyonu arasında anlamlı bir ilişki saptanamamıştır.

iv. Elde edilen bu sonuçlar, farklı kontrol değişkeni kullanılmasına, modelin farklı veri setleri ile tahminine ve dönem içinde gerçekleşen yapısal kırılmalara karşı da oldukça tutarlıdır.

v. Dönem genelinde faiz oranı olarak AOFM kullanılmış olmasına rağmen, faiz oranı olarak haftalık repo faizlerinin kullanılması durumunda da sıkılaştırıcı para politikasının gıda enflasyonu üzerindeki istikrar bozucu etkisi devam etmektedir.

Bu sonuçlar, temel amacı fiyat istikrarı olan TCMB ve toplumun büyük kesimleri için oldukça olumsuz olarak değerlendirilebilir. Türkiye, genel olarak yüksek gıda ve tüketici enflasyonu yaşayan bir ülkedir. Hem ulusal hem de uluslararası para politikası karar alıcıları, enflasyonun yüksek olması durumunda geleneksel olarak talep kanalını yükselen faizler ile harekete geçirmeyi amaçlamakta, böylece talebi düşürerek enflasyonu kontrol altına almayı arzu etmektedirler. TCMB’de, özellikle 2023 ilk yarısında % 8.5 olan para politikası faizini, uzun bir dönemdir yüksek seyreden enflasyonla mücadele kapsamında takip eden bir yıl içinde %50 düzeyine yükseltmiştir. Bu durum, çalışmada ortaya konan daraltıcı para politikasının istikrar bozucu etkileri nedeniyle, ulusal gıda fiyat artışlarını kontrol etmeyi oldukça zorlaştırmaktadır. İlave olarak, istikrar bozucu etkinin boyutu, ülkedeki gıda enflasyonunun genel olarak yüksek seyretmesi nedeniyle daha da yüksek olacaktır. Dolayısıyla, son dönemde kullanılan daraltıcı para politikası, gıda fiyatları üzerindeki istikrar bozucu etkileri nedeniyle enflasyon üzerinde de baskı oluşturabilecektir.

Bununla birlikte, sıkı para politikasının gıda fiyatları üzerinde pozitif artışlar doğurması, bütçesinden büyük bir payı gıda mallarına ayıran ve nüfusun oldukça önemli bir bölümünü oluşturan orta ve düşük gelirli gruplar üzerinde de olumsuz etkiler yaratacaktır. Son dönemde uygulanan sıkı para politikası göz önüne alındığında, bu grupların önümüzdeki dönemde de artacak gıda fiyatları nedeniyle, halihazırda zaten var olan ekonomik durumları ile ilgili ekonomik kaygılarının giderek artması öngörülmektedir. Ayrıca, toplumun

büyük bir kesiminin artan gıda fiyatları nedeniyle tasarruflarında meydana gelecek azalışlar, Türkiye’nin tasarruf ve dolayısıyla da dış ticaret açığına da olumsuz etki edecektir.

Sonuç olarak, kronik olarak çok uzun yıllardır enflasyon sorunu yaşayan Türkiye’de, gıda enflasyonu ile mücadele, para politikasını istikrar bozucu etkileri nedeniyle oldukça zordur. İstikrar bozucu etkiyi yaratan iktisadi neden ise, para politikasından beklenen maliyet etkisinin talep etkisinin üzerinde seyretmesidir. Bu durumda alınması gereken iktisadi önlemlerden biri, zaten yüksek olmayan emek ücretlerini arttırılan faiz dönemlerinde daha da aşağıya çekmektir. Ancak, partilerin seçimlerle iktidara geldiği Türkiye’de, siyasi otoritelerden emek ücretlerini daha da aşağıya çekmesini beklemek çok da gerçekçi olmayacaktır. Bu durumda, Türkiye’ye komşu devletlerde meydana gelen iç savaşlar nedeniyle göç eden milyonlarca mülteciye ülkeye giriş için izin verilmesi, beraberinde getireceği sosyal ve ekonomik problemlerden bağımsız olarak emek arzını arttıracak ve emek ücretleri üzerinde düşüşler yaratabilecektir. Ancak, bu dış politika gelişmesi de toplumda doğurduğu olumsuz tepkiler bakımından uzun dönemli olmayabilecektir. Bu durumda, Türkiye’de ücretlerin düşmesi ancak emek arz edenlerin yüksek enflasyon ortamında para hayaline kapılmasıyla gerçekleşecektir. Ülkede bireylerin para hayaline kapılıp kapılmadıkları veya karar vermede ne kadar rasyonel davrandıkları ise başka çalışmaların konusudur. Alınacak bir diğer önlem ise, ülkemizdeki kronik olarak yüksek olan enflasyona daha kalıcı bir çözüm getirerek, sıkı para politikası uygulamalarını mümkün olduğunca daha az ihtiyaç duyulmasını sağlamaktır. Bunun için özellikle geniş kesimlerin enflasyon beklentileri kırılmalı, merkez bankası bağımsızlığına dair kamuoyu ikna edilmeli, ulusal paradaki uzun dönemli değer kayıplarının önüne geçilmeli, seçim ekonomisi uygulamalarından vazgeçilmeli ve kamu harcamalarında daha rasyonel seçimler yapılmalıdır. Enflasyonu düşürmek için alınan söz konusu önlemlerin hayata geçmesi belirli bir zaman dilimi gerektirdiğinden, gıda fiyat artışlarının en azından kısa dönemde önüne geçilmesi pek mümkün görünmemektedir.



Hakem Değerlendirmesi	Dış bağımsız.
Çıkar Çatışması	Yazar çıkar çatışması bildirmemiştir.
Finansal Destek	Yazar bu çalışma için finansal destek almadığını beyan etmiştir.

Peer Review	Externally peer-reviewed.
Conflict of Interest	The author has no conflict of interest to declare.
Grant Support	The author declared that this study has received no financial support.

Yazar Bilgileri	Oğuz Tümtürk (Assoc. Prof.)
Author Details	¹ Ordu University, Ünye Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, Ordu, Türkiye
	 0000-0002-1935-0858  oguz.tumturk@gmail.com

Kaynakça | References

- Akram, Q.F. (2009). Commodity prices, interest rates and the dollar. *Energy Economics*, 31, 838–851.
- Algan, N., İşcan, E., & Serin, D. (2021). Petrol fiyatının gıda fiyatları üzerine asimetrik etkisi: Türkiye örneği. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 30(1), 11-21.
- Alper, F. Ö. (2018). Petroleum prices, food prices and inflation relationship: findings of structural VAR Analysis. *Electronic Turkish Studies*, 13(22), 63-74.
- Altıntaş, H. (2016). Petrol fiyatlarının gıda fiyatlarına asimetrik etkisi: Türkiye için NARDL Modeli uygulaması. *Journal of Management and Economics Research*, 14(4), 1-24



- Anand, R., & Prasad, E.S. (2010). Optimal price indices for targeting inflation under incomplete markets. Working Paper 16290, National Bureau of Economic Research.
- Anand, R., Prasad, E.S., & Zhang, B. (2015). What measure of inflation should a developing country central bank target?. *Journal of Monetary Economics*, 74, 102–116.
- Baek, J., & Koo, W. W. (2010). Analyzing factors affecting U.S. food price inflation. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 58,303–320.
- Baffes J., & Dennis, A. (2013). Long-term drivers of food prices. Policy Research Working Paper 6455, World Bank.
- Barnett, W. A., Bhadury, S. S., & Ghosh, T. (2016). An SVAR approach to evaluation of monetary policy in India: Solution to the exchange rate puzzles in an open economy. *Open Economies Review*, 27(5), 871–893.
- Bayramoğlu, A., & Yurtkur, A. K. (2015). Türkiye’de gıda ve tarımsal ürün fiyatlarını uluslararası belirleyicileri. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(2), 63-73.
- Bhattacharya, R., & Gupta, A.S. (2018). Drivers and impact of food inflation in India, *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 11(2), 146-168.
- Bhattacharya, R., & Jain, R., (2020). Can monetary policy stabilise food inflation? Evidence from advanced and emerging economies. *Economic Modelling*, 89(2020), 122-141.
- Björnland, H. C. (2009). Monetary policy and exchange rate overshooting: Dornbusch was right after all. *Journal of International Economics*, 79, 64–77.
- Bouakez, H., & Normandin, M. (2010). Fluctuations in the foreign exchange market: How important are monetary policy shocks. *Journal of International Economics*, 81(1),139-153.
- Chowdhury, I., Hoffmann, M., & Schabert, A. (2006). Inflation dynamics and the cost channel of monetary transmission. *European Economic Review*, 50 (4), 995–1016.
- Ciplak, U., & Yucel, E. M. (2004). Trade protection measures, agricultural and food prices, TCMB, (No. 0401)
- Clemente, J., Montanes, A., & Reyes, M. (1998). Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. *Economics Letters*, 59 (2), 175-182.
- Dickey, D.A., & Fuller, W.A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057–1072.
- Frankel, J.A. (2008). The effect of monetary policy on real commodity prices. A Book Chapter in the Volume: Asset Prices and Monetary Policy. University of Chicago Press. 291–333.
- Gaiotti, E., & Secchi, A. (2006). Is there a cost channel of monetary policy transmission? An investigation into the pricing behavior of 2,000 firms. *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(8), 2013–2037.
- Gregorio, J.D. (2012). Commodity prices, monetary policy and inflation. Working Paper 359. University of Chile.
- Hammoudeh, S., Nguyen, D.K., & Sousa, R.M. (2015). US monetary policy and sectoral commodity prices. *Journal of International Money and Finance*, 57, 61–85.
- Harri, A., Nalley, L., & Hudson, D. (2009). The relationship between oil, exchange rates, and commodity prices. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 41, 501–510.
- Henzel, S., Hülsewig, O., Mayer, E., & Wollmershäuser, T. (2009). The price puzzle revisited: Can the cost channel explain a rise in inflation after a monetary policy shock?. *Journal of Macroeconomics*, 31(2), 268–289.
- Iddrisu, A.A., & Alagidede, P.I. (2020). Monetary policy and food inflation in South Africa: A quantile regression analysis. *Food Policy*, 91, 101816.
- Isik, S., & Özbüğday, F. C. (2021). The impact of agricultural input costs on food prices in Turkey: a case study. *Agricultural Economics*, 2021, 67(3), 101–110.
- Kartal, M. T., & 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.
- Kim, S., & Lim, K. (2018). Effects of monetary policy shocks on exchange rate in small open economies. *Journal of Macroeconomics*, 56, 324–339.
- Kim, S., & Roubini, N. (2000). Exchange rate anomalies in the industrial countries: A solution with a structural VAR approach. *Journal of Monetary Economics*, 45, 561–586.
- Kirikaleli D., & Darbaz I. (2021). The causal linkage between energy price and food price. *Energies*, 14(14), 4182.
- Koenker, R. (2005). Quantile Regression. New York: Cambridge University Press.
- Kwon, D., & Koo, W. W. (2009). Price transmission channels of energy and exchange rate on food sector: A disaggregated approach based on stage of process. In the Agricultural & Applied Economics Association 2009 AAEA & ACCI joint annual meeting Milwaukee, Wisconsin, 26–29 July 2009.
- Moorthy, V., & Kolhar, S. (2011). Rising food inflation and India’s monetary policy. *Indian Growth and Development Review*, 4(1), 73–94.

- Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55, 703–708.
- Pal, D., & Mitra, S.K. (2019). Correlation dynamics of crude oil with agricultural commodities: a comparison between energy and food crops. *Economic Modelling*, 82, 453–466.
- Peersman, G., & Smets, F. (2001). The monetary transmission mechanism in the Euro Area: More evidence from VAR analysis. Working Paper No:91, European Central Bank.
- Phillips, P.C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75 (2), 335–346.
- Rangasamy, L. (2011). Food inflation in South Africa: some implications for economic policy. *South African Journal of Economics*, 79 (2), 184–201.
- Reboredo, J. C., & Ugando, M. (2014) US dollar exchange rate and food price dependence: Implications for portfolio risk management. *North American Journal of Economics and Finance*, 30, 72–89.
- Salisu A.A., Isah, K.O., Oyewole, O.J., & Akanni, L.O. (2017). Modelling oil price-inflation nexus: the role of asymmetries. *Energy*, 125, 97–106.
- Scrimgeour, D. (2014). Commodity price responses to monetary policy surprises. *American Journal of Agricultural Economics*, 97 (1), 88–102.
- Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK), 2024. Tüketici Fiyat Endeksi, Eylül 2024. [Access: 09.08.2024, <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Tuketici-Fiyat-Endeksi-Eylul-2024-53618&dil=1>]
- Yıldırım, M. O. (2021). Drivers of food prices: new evidence from Turkey. *Statistika: Statistics & Economy Journal*, 101(3), 312–329.
- Zhang C., & Qu, X. (2015). The Effect of global oil price shocks on China’s agricultural commodities. *Energy Economics*, 51, 354–364.

Ek | Appendix

Appendix 1

Özet İstatistikler, Gıda Enflasyonu

	Enflasyon
Ortalama	0.015
Medyan	0.013
Min.	-0.066
Max.	0.148
Çarpıklık (Skewness)	1.216
Basıklık (Kurtosis)	6.949