

Araştırma Makalesi

Enflasyon, Enflasyon Belirsizliği ve Enflasyon Beklentilerinin Döviz ve Altın Piyasaları ile Nedensellik İlişkileri: Türkiye Örneği

Causality Relationships of Inflation, Inflation Uncertainty and Inflation Expectations with Foreign Exchange and Gold Markets: Evidence from Türkiye

Şiyar CANPOLAT

Dr. Öğr. Üyesi, Bitlis Eren Üniversitesi

Tatvan Meslek Yüksekokulu

scanpolat@beu.edu.tr

<https://orcid.org/0000-0002-6022-2882>

Makale Geliş Tarihi	Makale Kabul Tarihi
11.04.2025	15.05.2025

Öz

Bu çalışmada Türkiye için Şubat 2003-Haziran 2024 dönemine ait aylık zaman serisi verileri kullanılarak enflasyonun modellenmesi, enflasyonun enflasyon belirsizliği ile olan ilişkisinin ortaya konulması ve enflasyonun çeşitli makroekonomik değişkenler ile olan nedensellik ilişkilerinin incelenmesi amaçlanmıştır. İlk olarak tüketici ve üretici enflasyonu değişkenleri AR(I)MA modelleri ile modellenmiştir. Her iki değişkene ait model tahmin sonuçları bize cari dönem enflasyon değerlerinin hem geçmiş dönem enflasyon değerlerinden hem de geçmiş dönemlerdeki rassal şoklardan etkilendiklerini ortaya koymaktadır. İkinci olarak üretici enflasyonu değişkeni simetrik (ARCH, ARCH-M, GARCH, GARCH-M) ve asimetrik (EGARCH, TARARCH, PARARCH) koşullu değişen varyans modelleri ile modellenmiştir. Bu modeller içerisinde model seçim kriterlerine göre üretici enflasyonu değişkeninin en iyi PARARCH modeli ile modellendiği tespit edilmiş olup üretici enflasyonu belirsizliği değişkeni bu model üzerinden elde edilmiştir. Üçüncü olarak enflasyon, enflasyon belirsizliği ve enflasyon beklentileri değişkenlerinin gerek kendi aralarındaki gerekse döviz ve altın piyasalarına ait çeşitli değişkenler ile olan nedensellik ilişkileri Granger nedensellik testi kullanılarak araştırılmıştır. Enflasyon, enflasyon belirsizliği ve enflasyon beklentileri değişkenlerinin kendi aralarındaki gerek tek yönlü gerekse iki yönlü Granger nedensellik ilişkisi bulguları bu değişkenlerin birbirlerinden etkilendiklerini ortaya koymaktadır. Üretici enflasyonunun üretici enflasyonu belirsizliğinin nedeni olduğunu gösteren Granger nedensellik testi Türkiye’de çalışmaya konu olan dönemde enflasyonun enflasyon belirsizliğini arttırdığını ileri süren Friedman-Ball hipotezinin geçerliliğini ispat etmektedir. Ayrıca nedensellik analizleri neticesinde hem dolar kurunun hem de altın fiyatlarının enflasyon, enflasyon belirsizliği ve enflasyon beklentileri değişkenlerini etkiledikleri ortaya konulan bu çalışma bulguları fiyat istikrarını sağlamakla görevli olan TCMB’nin izleyeceği politikalarda döviz ve altın piyasalarındaki gelişmeleri de dikkate alması gerektiğine işaret etmektedir.

Anahtar Kelimeler: Enflasyon, Enflasyon Belirsizliği, Koşullu Değişen Varyans Modelleri, Granger Nedensellik, Fiyat İstikrarı

JEL Kodları: C22, D81, E31, E44, E58

Abstract

In this study, we aim to model inflation, reveal the relationship between inflation and inflation uncertainty and examine the causality relationships between inflation and various macroeconomic variables using monthly time series data for the period February 2003-June 2024 for Türkiye (Turkey). Firstly, we model the consumer and the producer inflation variables with AR(I)MA models. The model estimation results for both variables reveal that the current period inflation

Önerilen Atıf /Suggested Citation

Canpolat, Ş., 2025, Enflasyon, Enflasyon Belirsizliği ve Enflasyon Beklentilerinin Döviz ve Altın Piyasaları ile Nedensellik İlişkileri: Türkiye Örneği, *Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi*, 60(2), 1783-1803.

values are affected by both the past period inflation values and the random shocks in the past periods. Secondly, we model the producer inflation variable with symmetric (ARCH, ARCH-M, GARCH, GARCH-M) and asymmetric (EGARCH, TAR, PARCH) conditional heteroscedasticity models. Among these models, we determine that the producer inflation variable is modelled best with the PARCH model according to the model selection criteria and we obtain the producer inflation uncertainty variable through this model. Thirdly, we investigate both the causality relationships of the variables of inflation, inflation uncertainty and inflation expectations among themselves and the causality relationships of these variables with various variables related to foreign exchange and gold markets using the Granger causality test. The findings of unidirectional and bilateral Granger causality relationship among the inflation, inflation uncertainty and inflation expectations variables reveal that these variables are affected by each other. The Granger causality test showing that the producer inflation is the cause of the producer inflation uncertainty reveals that the Friedman-Ball hypothesis, which claims that inflation increases inflation uncertainty, is valid in the relevant period in Türkiye. In addition, the results of this paper, which demonstrate that both the dollar rate and the gold prices affect inflation, inflation uncertainty and inflation expectations as a result of the causality analyses, indicate that the CBRT, which is responsible for ensuring price stability, should also take into account the developments in foreign exchange and gold markets in policies it will carry out.

Keywords: Inflation, Inflation Uncertainty, Conditional Heteroscedasticity Models, Granger Causality, Price Stability

JEL Codes: C22, D81, E31, E44, E58

1. Giriş

Herhangi bir ekonomide ortalama fiyatlar genel düzeyinde ortaya çıkan sürekli artışlar şeklinde tanımlanan enflasyon bir sorun olarak ekonomik yapıyı ve tüm ekonomik aktörleri etkilemektedir. Ekonomiyi yönetenlerin üstesinden gelebilmek için büyük çaba sarf ettiği bu sorun her daim ülke gündemleri içerisindeki önemini korumaktadır. Bununla birlikte yüksek enflasyon oranlarına sahip olan ülkelerde enflasyon belirsizliği ve enflasyon beklentileri de ekonomik aktörler için önem arz eden hususlar olarak karşımıza çıkmaktadır. Enflasyonun oluşumu ve nedenleri ile ilgili iktisat okulları farklı görüşler ileri sürebilmektedirler.

Klasik İktisat yaklaşımında ekonomi daima tam istihdam dengesinde olduğu ve para piyasaları ile mal piyasaları birbirinden kesin olarak ayrıldığı (klasik dikotomi) için parasal değişimler yalnızca fiyatlar genel düzeyi üzerinde bir etki bırakmaktadır. Buna göre para arzının artırılması ile izlenen genişlemeci bir para politikası sadece enflasyon oranlarını yükseltirken, tersine para arzı düşürülerek daraltıcı bir para politikasının uygulanması durumunda ise enflasyon oranları azalmaktadır (Arslan, 2019:29). Para arzındaki artışların ve azalışların sadece fiyatlar genel düzeyini etkilemesi Miktar Teorisi ile açıklanmaktadır. Bu teori Neo-Klasik iktisatçılardan Irving Fisher tarafından Mübadele Denklemi'nden ($M \cdot V = P \cdot T$) yararlanarak geliştirilmiştir. Burada M para arzını, V paranın dolanım hızını, P fiyatlar genel düzeyini ve T ekonomideki işlem miktarını göstermektedir. Miktar Teorisi paranın yalnızca işlem amacıyla talep edildiği, ekonominin daima tam istihdamda olduğu ve paranın yansız olduğu varsayımlarına dayanmaktadır. Klasiklere göre bu eşitlikte V ve T kısa dönemde sabit olup, bu durumda para arzında meydana gelecek bir değişiklik aynı yönde ve aynı oranda fiyatlar genel düzeyinde bir değişiklik dengelenir (Bayraktar, 2024:107-109).

Keynesyen İktisat yaklaşımı enflasyonu ancak tam istihdamdan sonra ulaşılacak bir olgu olarak görmüştür. Bu yaklaşıma göre ekonomide toplam talep düzeyinin toplam arzı aştığı durumlarda enflasyon oranları yükselir. Bu da eksik istihdamda gerçekleşmez. Çünkü ekonomilerin eksik istihdamda dengeye gelmesinin nedeni zaten toplam talebin yetersiz oluşudur. Dolayısıyla Keynesyenler eksik istihdamda enflasyon sorununun yaşanmayacağını düşünmüşlerdir (Arslan, 2019:125).

Monetarist İktisat yaklaşımının en önemli temsilcisi olan Milton Friedman enflasyonun her zaman ve her yerde parasal bir olgu olduğunu ifade etmiştir. Dolayısıyla Monetaristlere göre enflasyonun temel nedeni para arzındaki artışlardır. Monetaristler tarafından geliştirilen Modern Miktar Teorisi'ne göre para arzında meydana gelen bir artış aynı yönde fakat daha yüksek oranda fiyatlar genel düzeyini artırır (Bayraktar, 2024:72,239).

Post-Keynesyen yaklaşıma göre enflasyonun temel nedeni para arzı artışları değil, gelir bölüşümü mücadelesidir. Bu durum ekonomideki çeşitli aktörlerin birbirlerinin ekonomik taleplerine karşı göstermiş oldukları yine ekonomik tepkilerinin bir sonucu olarak ortaya çıkmaktadır. Şöyle ki, oligopolcü firmaların ve güçlü sendikaların var olduğu bir ekonomide meydana gelen dışsal bir şok fiyatların yükselmesine neden olacaktır. Fiyatların yükselmesi ücretlerin artırılması yönünde bir baskı oluşturacak ve nihayetinde ücretler arttırılacaktır. Bu ise kârları baskı altına alınan oligopolcü firmaların ürettikleri malların fiyatlarını arttırmasına ve enflasyonist bir sürecin yaşanmasına neden olacaktır. Dolayısıyla Post-Keynesyen yaklaşıma göre sürekli yükselen enflasyonun nedeni ücret maliyetleri olup, bu maliyetlerin artmasından kaynaklanan bir enflasyonu önlemek için gelirler politikası uygulaması önerilmiştir (Bayraktar, 2024:352).

Arz Yanlı İktisat yaklaşımına göre enflasyonun temel nedeni para arzının reel üretim artışından daha yüksek oranda artmasıdır. Dolayısıyla para arzının sabit bir oran dahilinde artışına eşlik eden tasarrufu ve yatırımı teşvik edici, üretimi ve istihdamı arttırıcı bir vergi politikası enflasyonun düşük düzeylerde gerçekleşmesine yol açacaktır (Bayraktar, 2024:357).

Bu çalışmada Türkiye için Şubat 2003-Haziran 2024 dönemine ait aylık zaman serisi verileri kullanılarak enflasyonun modellenmesi, enflasyonun enflasyon belirsizliği ile olan ilişkisinin ortaya konulması ve enflasyonun çeşitli makroekonomik değişkenler ile olan nedensellik ilişkilerinin incelenmesi amaçlanmaktadır.

Literatürde enflasyon değişkeninin modellendiği ve iç dinamikleri ile olan ilişkisinin araştırıldığı pek çok çalışma bulunmaktadır (örneğin, Balcılar, 2003; Çiçek ve Akar, 2013; Göktaş ve Çımat, 2016; Şahin ve Doğan, 2017; Baktemur, 2019; Şıklar, 2019; Hepkorucu ve Doğan, 2020; Tüzün, 2023). Çalışmamızda ilk olarak tüketici ve üretici enflasyonu değişkenleri otoregresif (bütünleşik) hareketli ortalama [AR(I)MA] modelleri ile modellenmektedir. Bu şekilde ilgili değişkenlerin cari değerlerinin ne ölçüde geçmiş değerlerinden ve ne ölçüde de geçmiş dönemlerdeki rassal şoklardan etkilendiğinin ortaya konulması amaçlanmaktadır.

Literatürde Okun (1971) ile başlayan ve günümüze kadar süregelen enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkiyi inceleyen de birçok çalışma bulunmaktadır (örneğin, Oltulular ve Terzi, 2006; Erkam, 2008; Özdemir ve Fisunoğlu, 2008; Saatçioğlu ve Korap, 2009; Berument vd., 2011; Karahan, 2012; Erdem ve Yamak, 2013; Daniela vd., 2014; Doğru, 2014; Ekinci ve Genç, 2018; Khatır vd., 2020). Bu çalışmalarda enflasyonun enflasyon belirsizliğini arttırdığı (*Friedman-Ball Hipotezi*), enflasyonun enflasyon belirsizliğini azalttığı (*Pourgerami-Maskus Hipotezi*), enflasyon belirsizliğinin enflasyonu arttırdığı (*Cukierman-Meltzer Hipotezi*) ve enflasyon belirsizliğinin enflasyonu azalttığı (*Holland Hipotezi*) önermelerine ampirik kanıtlar bulunmaya çalışılmıştır. Friedman-Ball hipotezi Friedman (1977) ve Ball (1992) çalışmalarına dayanmaktadır. Bu hipoteze göre yüksek enflasyon yüksek enflasyon belirsizliğine neden olmaktadır. Friedman (1977) enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkinin pozitif yönlü olduğuna dikkat çekerek, enflasyondan enflasyon belirsizliğine doğru bir nedensellik ilişkisinin varlığını ortaya koymuştur. Ball (1992) ise yüksek enflasyonun merkez bankasının uygulayacağı politikalara ilişkin belirsizlik yarattığını, bunun ise enflasyon belirsizliğinin yükselmesine neden olduğunu ifade etmiştir. Pourgerami-Maskus hipotezi Pourgerami ve Maskus (1987) çalışmasıyla ortaya konulmuştur. Bu hipotez yüksek enflasyonun enflasyon belirsizliğini düşürdüğünü ifade etmektedir. Pourgerami ve Maskus (1987)'a göre enflasyonun artması durumunda enflasyonun doğru bir biçimde tahmin edilmesinden sorumlu olan yetkili kuruluşlar bu amaç doğrultusunda daha çok kaynak aktarımı yapmakta ve enflasyondan kaynaklanan belirsizliği azaltmaktadırlar. Cukierman ve Meltzer (1986) çalışması Cukierman-Meltzer hipotezinin dayanağını oluşturmaktadır. Bu hipotez yüksek enflasyon belirsizliğinin yüksek enflasyona neden olacağını belirtmektedir. Cukierman ve Meltzer (1986)'e göre artan enflasyon belirsizliği dönemlerinde merkez bankalarının kurala dayalı bir politika uygulamak yerine ekonomik büyümeyi ve istihdamı teşvik etmek amacıyla genişlemeci bir para politikası (ihtiyari politika) izlemeleri enflasyonu daha da arttıracaktır. Holland hipotezi Holland (1995) tarafından ileri sürülmüştür. Holland (1995) enflasyon belirsizliği ve enflasyon arasındaki negatif ilişkinin varlığını ortaya koyarken, bunu da sosyal maliyet ve sosyal refah üzerinden açıklamaktadır. Şöyle ki, artan enflasyon belirsizliğinin sosyal maliyet artışı ve sosyal refah azalışına neden olması neticesinde merkez bankasının stabilizasyon eğilimi ön plana çıkacak ve uygulanacak politikalar ile enflasyon düşürülecektir (Erkam, 2008; Erer, 2023). Çalışmamızda ikinci olarak enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkiyi inceleyebilmek amacıyla üretici enflasyonu değişkeninin koşullu değişen varyans modelleri ile modellenmesi ve üretici enflasyonu belirsizliği değişkeninin bu yolla elde edilmesi amaçlanmaktadır. Bu doğrultuda dördü simetrik ve üçü asimetrik olmak üzere yedi farklı modelin karşılaştırmalı analizi yapılmaktadır.

Son olarak literatürde enflasyonun çeşitli makroekonomik değişkenlerle ilişkilerini ele alan çalışmalar da yer almaktadır (örneğin, Aksoy ve Topcu, 2013; İşcan ve Durgun Kaygısız, 2019; Göcen, 2020; Tandoğan, 2020; Altın ve Sungur, 2021; Güngör-Karyağdı ve Aytekin, 2023). Çalışmamızda üçüncü olarak enflasyon, enflasyon belirsizliği ve enflasyon beklentileri değişkenlerinin gerek kendi aralarındaki gerekse döviz ve altın piyasalarına ait çeşitli değişkenler ile olan nedensellik ilişkilerinin Granger nedensellik testi ile ortaya konulması amaçlanmaktadır.

Bu çalışmanın literatüre iki temel katkısından bahsedilebilir. İlki enflasyon belirsizliği değişkeninin elde edilmesinde kullanılan koşullu değişen varyans modelinin birçok çalışmadan farklı olarak simetrik veya asimetrik özellikteki yedi farklı modelin karşılaştırılması neticesinde seçilmesidir. İkincisi ise literatürde ayrı çalışmaların konusu olabilen ve yukarıda örneklendirilen enflasyonun modellenmesi, enflasyonun enflasyon

belirsizliği ile olan ilişkisinin ortaya konulması ve enflasyonun çeşitli makroekonomik değişkenler ile olan ilişkilerinin incelenmesi konularına aynı çalışma içerisinde yer verilmesidir.

Çalışmanın bundan sonraki bölümleri şu şekilde yapılandırılmıştır: İkinci bölümde konuya ilişkin literatürde yer alan çeşitli ampirik çalışmalar sunulmaktadır. Üçüncü bölümde bu çalışmada uygulanan ampirik metodolojiler açıklanmaktadır. Dördüncü bölümde veri ve ampirik analiz yer almaktadır. Son bölümde sonuç tespitlerine yer verilmektedir.

2. Literatür İncelemesi

Literatürde enflasyonun kendi iç dinamiklerini, enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkiyi ve enflasyon, enflasyon belirsizliği ve enflasyon beklentilerinin çeşitli makroekonomik değişkenler ile olan ilişkilerini inceleyen birçok çalışma bulunmaktadır. Bu bölümde bu çalışmalardan bazılarını kısaca yer verilmektedir.

Balcılar (2003) yapısal değişikliklerin Türkiye’deki enflasyon oranlarının uzun hafıza özellikleri üzerindeki etkisini incelemiştir. Çalışmada yapısal değişikliklerin etkisini gidermek için trend kırılması ve seviye kaymaları kukla değişkenlerinin ilgili modele dâhil edilmesine izin veren bir yaklaşım kullanılmıştır. 1924-2001 dönemi için TEFE ve 1951-2001 dönemi için TÜFE temelli yıllık enflasyon oranlarının kullanıldığı çalışmada yapısal değişikliklerin enflasyon serilerinin uzun hafıza özelliklerini önemli ölçüde etkilediği ve sahte uzun hafızaya neden olduğu sonucuna varılmıştır.

Oltulular ve Terzi (2006) enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkiyi Türkiye’nin Ocak 1987-Haziran 2005 dönemi verisini kullanarak araştırmıştır. Ampirik yöntem olarak EGARCH modeli, Hsiao ve Granger nedensellik testleri ve VAR analizinin; enflasyon değişkeni olarak TEFE serisinin kullanıldığı çalışmada enflasyonun enflasyon belirsizliği üzerinde güçlü bir etkiye sahip olduğu görülmüştür.

Tunay ve Silpagar (2007) farklı coğrafi bölgeler arası enflasyon yakınsaması olgusunu Türkiye için inceleyerek bu yakınsamanın hızını ve bölgeler arası yayılma ya da taşma etkisinin önemini tahmin etmiştir. Şubat 1994-Aralık 2004 dönemi aylık verisi ve bölgesel TÜFE değişkenlerinin kullanıldığı çalışma dinamik mekân-zaman panel veri modelleriyle gerçekleştirilmiştir. Çalışmanın bulguları farklı coğrafi bölgeler bakımından ciddi bir enflasyon yakınsaması olgusunun varlığını ve yakınsama sürecinin oldukça hızlı olduğunu göstermiştir. Taşma ya da yayılma etkisinin ise güçlü olduğu kadar hem cari döneme hem de geçmiş dönemlere bağlı olduğu görülmüştür.

Erkam (2008) Türkiye’de enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığını ve yönünü Ocak 1982-Ocak 2008 dönemi için araştırmıştır. Çalışma ARCH, GARCH, PARARCH modelleri ve Granger nedensellik analizi yardımıyla gerçekleştirilmiş olup değişken olarak TÜFE kullanılmıştır. Bulgular yüksek enflasyonun enflasyon belirsizliğini arttırdığını, bununla birlikte, kısa dönemde enflasyon belirsizliğinin yüksek enflasyonun nedeni olduğunu göstermiştir.

Özdemir ve Fisunoğlu (2008) Ürdün, Filipinler ve Türkiye’de enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki nedensellik ilişkilerini Şubat 1987-Kasım 2003 dönemi için araştırmıştır. ARFIMA ve GARCH modellerinin TÜFE değişkeni ile kullanıldığı çalışmanın bulguları enflasyonun enflasyon belirsizliğinin nedeni olduğunu, ancak enflasyon belirsizliğinin tam olarak enflasyonun nedeni olmadığını ortaya koymuştur.

Saatçioğlu ve Korap (2009) Türkiye ekonomisinde enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkiyi Ocak 1987-Temmuz 2008 dönemi için incelemiştir. Ampirik yöntem olarak EGARCH modeli, Granger nedensellik analizi ve etki-tepki analizinin; değişken olarak TÜFE’nin kullanıldığı çalışmada enflasyonun enflasyon belirsizliğine yol açtığı sonucuna varılmıştır.

Tunay (2010) uzay-zaman otoregresif hareketli ortalama (STARMA) modellerini kullanarak Türkiye’deki farklı illeri esas alan enflasyon tahminini gerçekleştirmiştir. 1995:I-2009:I dönemi çeyreklik veri ve TÜFE değişkeninin kullanıldığı çalışmada ilgili modelin bölgesel enflasyonun öngörüsünün yapılmasında başarılı bir biçimde kullanılabileceği sonucuna varılmıştır.

Berument vd. (2011) Türkiye’de enflasyon ve enflasyon belirsizliği ilişkisini Ocak 1984-Şubat 2009 dönemi için dinamik bir çerçevede incelemiştir. Ortalamada stokastik oynaklık modelleri (SVM) ve TÜFE değişkeninin kullanıldığı çalışmanın sonuçları yüksek enflasyon belirsizliğinin yüksek enflasyona yol açtığını, tersinin ise geçerli olmadığını ortaya koymuştur.

Meçik ve Karabacak (2011) Türkiye için TÜFE serisinin tahmininin yapılmasını ve en başarılı sonucu veren model tipinin belirlenmesini amaçlamıştır. Bu doğrultuda ARIMA yaklaşımı kullanılarak Ocak 2003-Haziran

2011 dönemi için TÜFE serisi modellenmiştir. Sonuç olarak tahmin edilen enflasyon ve gerçekleşen enflasyon oranlarının birbirlerine yakın değerler aldığı tespit edilmiş ve geri kalan dönem için yapılan tahminlerin araştırılan dönemin özelliklerini gösterdiği anlaşılmıştır. Çalışmada en başarılı model olarak SARIMA (1,0,0) modeli belirlenmiştir.

Karahan (2012) enflasyon & enflasyon belirsizliği ilişkisini Türkiye'nin Ocak 2002-Aralık 2011 dönemi için incelemiştir. Değişken olarak TÜFE'nin ampirik yöntem olarak ARMA-GARCH modeli ve Granger nedensellik testinin kullanıldığı çalışmada enflasyonun enflasyon belirsizliğinin nedeni olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Aksoy ve Topcu (2013) Türkiye'de altın piyasası, hisse senedi piyasası, devlet iç borçlanma senetleri (DİBS), TÜFE ve ÜFE arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkileri Ocak 2003-Aralık 2011 dönemi için analiz etmiştir. Çalışmada regresyon analizi, Engle-Granger eşbütünleşme testi, Granger nedensellik testi, Johansen eşbütünleşme testi ve vektör hata düzeltme modeli (VECM) şeklinde birçok ampirik yöntemden yararlanılmıştır. Bu yöntemler gerçekleştirilirken TÜFE, ÜFE, İMKB Ulusal 100 endeksi, İMKB DİBS fiyat endeksi ve serbest piyasa ortalama altın fiyatları değişkenleri kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlar kısa ve uzun dönemde DİBS, hisse senedi fiyatları ve TÜFE'nin altın fiyatlarını; altın fiyatlarının ise ÜFE'yi etkilediğini göstermiştir.

Çiçek ve Akar (2013) Türkiye'deki genel enflasyon oranı, bu oranın alt grupları ve ticarete konu olan & ticarete konu olmayan malların enflasyon oranları arasındaki dinamik davranışı Ocak 1994-Mayıs 2012 dönemi için araştırmıştır. TÜFE ve bunun alt gruplarına ait değişkenlerin Kantil Otoregresyon Yaklaşımı ile modellendiği çalışmada elde edilen bulgular enflasyon hedeflemesi rejimi öncesi ve sonrasında farklı kantiller arasında enflasyon düzeltmesi sürecinde asimetrik bir hız bulunduğunu ortaya koymuştur.

Erdem ve Yamak (2013) Türkiye'de enflasyon & enflasyon belirsizliği ilişkisini 1980-2012 dönemi aylık enflasyon oranları verisini kullanarak araştırmıştır. Çalışmada enflasyon belirsizliğinin elde edilmesinde Kalman Filtre Yaklaşımı kullanılmıştır. Granger nedensellik analizi sonuçları enflasyonla enflasyon belirsizliği arasındaki nedensellik ilişkisinin çift yönlü varlığını ispat etmiştir.

Daniela vd. (2014) Romanya, Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Polonya ve Türkiye'de enflasyon & enflasyon belirsizliği ilişkilerini 1996-2012 dönemi aylık verilerinden yararlanarak test etmiştir. Çalışmada ampirik yöntem olarak GARCH ailesi modelleri, PELT algoritması, Zivot-Andrews testi ve Granger nedensellik analizi; değişken olarak ise Harmonize Tüketici Fiyat Endeksi (HTÜFE) kullanılmıştır. Elde edilen bulgular beş ülkenin tamamı için enflasyonun enflasyon belirsizliğinin Granger nedeni olduğunu ortaya koyarken; bu ülkeler içerisinde Çek Cumhuriyeti, Romanya ve Türkiye için aynı zamanda enflasyon belirsizliğinin enflasyonun Granger nedeni olduğunu da göstermiştir. Dolayısıyla Çek Cumhuriyeti, Romanya ve Türkiye için enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasında iki yönlü Granger nedensellik ilişkisinin olduğu anlaşılmaktadır.

Doğru (2014) Türkiye'de enflasyon & enflasyon belirsizliği ilişkisini 1923-2012 dönemi yıllık verisi üzerinden araştırmıştır. Çalışmada değişken olarak TÜFE'den ve ampirik yöntem olarak ise EGARCH modeli ve Granger nedensellik analizinden yararlanılmıştır. Sonuçlar uzun dönemde yüksek enflasyonun enflasyon belirsizliğini arttırdığını, kısa dönemde ise enflasyon belirsizliğindeki artışın enflasyonu düşürdüğünü gözler önüne sermiştir.

Göktaş ve Çımat (2016) Türkiye'de TÜFE'nin ana harcama gruplarının genel fiyat düzeyinde meydana gelen dalgalanmalarla etkileşimini incelemiş ve enflasyon belirsizliği içindeki belirsizliklerinin göreceli ağırlıklarını hesaplamıştır. Ocak 1994-Aralık 2013 dönemi aylık verisi ile TÜFE ve bileşenlerinin değişken olarak kullanıldığı çalışmada GARCH tipi modeller, ARDL yaklaşımı ve Bai-Perron testinden yararlanılarak analizler gerçekleştirilmiştir. Çalışmanın bulguları beklentilerin aksine enflasyon belirsizliğini en çok etkileyen harcama grubunun gıda, içecek ve tütün harcama grubu değil ulaştırma harcama grubu olduğunu ortaya çıkarmıştır.

Şahin ve Doğan (2017) Türkiye'de toptan eşya fiyatları endeksi (TEFE) genel endeksi enflasyonu ve alt bileşenleri arasındaki ilişkiyi Ocak 1968-Eylül 2015 dönemi aylık verisi üzerinden araştırmıştır. Asimetrik sabit koşullu korelasyon (ACCC) analizinin yapıldığı çalışmada TEFE ve alt bileşenlerinin yanı sıra ABD doları döviz satış kuru ve Brent petrol fiyatları değişkenlerinden yararlanılmıştır. Elde edilen sonuç enflasyon hedeflemesi rejiminin başarılı olması halinde fiyat geçişkenliklerinin azalmasına katkı sağlayacağı şeklinde olmuştur.

Tay Bayramoğlu ve Öztürk (2017) Türkiye'deki enflasyon oranlarını ARIMA ve gri sistem modelleri yardımıyla tahmin etmiştir. TÜFE ve ÜFE değişkenlerinin kullanıldığı çalışmada TÜFE için Ocak 2003-Aralık

2016 dönemi ve ÜFE için Ocak 2006-Aralık 2016 dönemi aylık verisinden yararlanılmıştır. Elde edilen bulgular TÜFE'nin tahmininde ARIMA modelinin ÜFE'nin tahmininde ise gri sistem modelinin daha başarılı olduğunu ortaya koymuştur. Ayrıca hem ARIMA hem de gri sistem modeli tahminleri TÜFE'yi ÜFE'ye göre daha iyi tahmin etmiştir.

Ekinci ve Genç (2018) Türkiye'de enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkiyi Ocak 1968-Aralık 2017 dönemi için incelemiştir. AR-EGARCH-M modeli ve TEFE değişkeninin kullanıldığı çalışmada yüksek enflasyonun enflasyon belirsizliğini arttırdığı bulgusuna erişilmiştir.

Baktemur (2019) Türkiye için enflasyon serisinin doğrusal olmayan yapısını STAR modelleri ile incelemiştir. Çalışmada 1960-2017 dönemine ait yıllık TÜFE enflasyon verisi kullanılmış olup elde edilen bulgular enflasyonun LSTAR tipi modellemesinin uygun olduğunu göstermiştir.

Çiçek ve Alkan (2019) Türkiye'de gerçekleşen (*realized*) ve beklenen (*expected*) enflasyon belirsizlikleri arasındaki dinamik kovaryans ilişkisini Ocak 2004-Mart 2019 dönemi için incelemiştir. Çalışmada BEKK-GARCH yöntemi kullanılırken, değişken olarak TÜFE ve TÜFE beklentisi serilerinden yararlanılmıştır. Çalışmanın bulguları her iki enflasyon belirsizliği arasında bir yayılma etkisinin (*spillover effect*) varlığını ortaya koymuştur.

Demir ve Sivri (2019) Türkiye ekonomisine ait enflasyon direncini Mart 1982-Aralık 2017 dönemi için incelemiştir. Değişken olarak TÜFE'nin, ampirik yöntem olarak AR modeli ve yapısal kırılmalı LM birim kök testinin kullanıldığı çalışmada enflasyon serisi bu birim kök testi sonucunda üç döneme ayrılmıştır. Daha sonra bu dönemlerden her biri için enflasyon direnci ve uzun dönem ortalama enflasyon oranı hesaplanmıştır.

İşcan ve Durgun Kaygısız (2019) Türkiye'de döviz kuru, enflasyon ve faiz oranı arasındaki ilişkileri Ocak 2009-Aralık 2017 dönemi için analiz etmiştir. Çalışmada VAR ve Granger nedensellik testi yöntemleri kullanılırken; değişken olarak reel efektif döviz kuru, TÜFE ve devlet iç borçlanma senetleri (DİBS) faiz oranından yararlanılmıştır. Yapılan analizler neticesinde döviz kurunun enflasyonun ve faizin nedeni olduğu ortaya konulurken, enflasyonun ise faizin nedeni olduğu bulgusuna erişilmiştir.

Şıklar (2019) Türkiye'de enflasyonun zaman serisi özellikleri bağlamında dinamik modellemesini Ocak 2003-Ekim 2019 dönemi için gerçekleştirmiştir. ARCH/GARCH modellerinin ve TÜFE değişkeninin kullanıldığı çalışmada verideki stokastik oynaklığa en ideal modeller olarak GARCH (1,1) ve GARCH (1,2) modelleri belirlenmiştir.

Göcen (2020) Türkiye'de gerçekleşen enflasyon & enflasyon beklentileri ilişkisini Ocak 2005- Eylül 2020 dönemi için araştırmıştır. Çalışmanın ampirik analizi Engle-Granger eşbütünleşme testi, Toda-Yamamoto nedensellik ve Hatemi-J asimetrik nedensellik testleri kullanılarak yapılmış olup değişken olarak TÜFE ve TCMB enflasyon beklenti anketinden yararlanılmıştır. Elde edilen bulgular gerçekleşen enflasyondaki ve enflasyon beklentilerindeki artışların birbirlerini beslediği, bununla birlikte enflasyon beklentilerinde meydana gelen azalışın ise gerçekleşen enflasyonda düşüşe neden olduğu şeklindedir.

Hepkorucu ve Doğan (2020) Türkiye'deki tüketici ve üretici fiyat endekslerinin birim kök yapılarını çeşitli birim kök testleri yardımıyla Ocak 2005-Ocak 2020 dönemi için incelemiştir. Çalışma sonucunda ÜFE değişken yapısının doğrusal olduğu ve TÜFE değişken yapısının doğrusal olmadığı, bununla birlikte, her iki serinin de durağan olduğu tespit edilmiştir.

Khatır vd. (2020) Türkiye'de enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkiyi Ocak 2005-Mayıs 2020 dönemi için araştırmıştır. ARMA-GARCH modeli ve TÜFE değişkeninin kullanıldığı çalışmada enflasyonun enflasyon belirsizliğini arttırdığı, ancak tersinin geçerli olmadığı bulgusuna erişilmiştir.

Tandoğan (2020) enflasyon & döviz kuru ilişkisini Türkiye'nin Ocak 2006-Şubat 2019 dönemi verisini kullanarak araştırmıştır. Çalışmada iki farklı eşbütünleşme yaklaşımı (Engle ve Granger eşbütünleşme ile Granger ve Yoon saklı eşbütünleşme) kullanılırken; TÜFE, Yİ-ÜFE ve ABD doları alış kuru değişkenlerinden faydalanılmıştır. Engle ve Granger testi enflasyon ve döviz kuru arasında uzun dönemde bir ilişki olmadığını tespit ederken, Granger ve Yoon testi enflasyon ve döviz kuru serilerinin pozitif bileşenleri arasında eşbütünleşmenin varlığını ortaya koymuştur.

Altınar ve Sungur (2021) Türkiye'de döviz kuru ve enflasyon arasındaki ilişkiyi Ocak 1989-Temmuz 2020 dönemi için incelemiştir. Hacker & Hatemi-J tarafından uygulanan bootstrap nedensellik testi ile zamanla değişen nedensellik testinin ampirik yöntem olarak kullanıldığı çalışmada reel efektif döviz kuru (REER) ve tüketici fiyat endeksi (TÜFE) değişkenlerinden yararlanılmıştır. Bulgular reel efektif döviz kurundan enflasyona doğru tek yönlü nedenselliğin varlığını göstermiştir. Ayrıca değişkenler arasında farklı dönemlerde

ortaya çıkan nedensellik ilişkileri de ilgili çalışmada kanıtlanmıştır. Bu ilişkilerin özellikle kriz dönemlerinde daha güçlü olduğu tespit edilmiştir.

Özcan (2022) Türkiye’de enflasyon yapışkanlığını Ocak 2002-Mart 2022 dönemi için incelemiştir. TÜFE ve Yİ-ÜFE değişkenlerinin kullanıldığı çalışmada doğrusal olmayan birim kök sınamalarından ve Rolling Windows örnekleme yönteminden yararlanılmıştır. Yapılan analizler neticesinde Türkiye’de son 10 yılda enflasyon yapışkanlığı yaşanan dönemler olduğu bulgusuna erişilmiştir.

Güngör-Karyağdı ve Aytekin (2023) Türkiye’de Amerikan doları (USD), Borsa İstanbul (BIST) 100 ve altın getirilerinin enflasyon üzerindeki etkilerini Ocak 2005-Ocak 2023 dönemi için ele almıştır. Yöntem olarak ARDL sınır testi ile Toda-Yamamoto nedensellik testi; değişken olarak TÜFE, ABD doları, külçe altın ve BIST100 endeksi kullanılmıştır. Çalışmanın bulguları kısa ve uzun dönem için BIST100 ve ABD doları getirilerinin enflasyon üzerinde etkili, altın getirilerinin ise enflasyon üzerinde etkisiz olduğunu göstermiştir. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerine bakıldığında enflasyon ve ABD doları getirileri arasında çift yönlü; ABD doları getirilerinden altın getirilerine, enflasyondan altın getirilerine ve BIST100 endeksi getirilerinden enflasyona doğru tek yönlü nedensellik ilişkilerine rastlanmıştır.

Tüzün (2023) Türkiye’nin Ocak 2003-Temmuz 2022 dönemi aylık verisi, ARDL yöntemi ve ÜFE & özel kapsamlı TÜFE değişkenlerini kullanarak üretici fiyatlarının uzun dönemde çekirdek enflasyon üzerindeki belirleyiciliğini araştırmıştır. Çalışmanın bulguları üretici fiyatlarının çekirdek enflasyonu uzun dönemde kalıcı bir biçimde arttırdığı yönünde olmuştur.

3. Ampirik Metodoloji

3.1. AR(I)MA Modelleri ve Box & Jenkins Metodolojisi

Bir Y_t zaman serisi için ARIMA(p, d, q) modeli [yani otoregresif bütünleşik hareketli ortalama] d. tamsayı farkı durağan bir ARMA(p, q) sürecini izleyen bir I(d) süreci olarak tanımlanır. Bu model polinom biçiminde (1) numaralı denklemdeki gibi ifade edilebilir:

$$\Phi(L)(1 - L)^d(Y_t - \mu_t) = \Theta(L)\varepsilon_t \quad (1)$$

Burada L (*lag*) gecikme operatörü olmak üzere $\Phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p$ ve $\Theta(L) = 1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q$ gecikme polinomlarını göstermektedir. Ayrıca μ_t kesme terimi (*intercept*) iken ε_t hata terimi olmaktadır.

Zaman serisi modeli kurmada yaygın olarak Box ve Jenkins (1976) tarafından önerilen metodoloji kullanılmaktadır. Bu yaklaşım gerçekleşen verilere en uygun ARIMA veri üretme süreci bulma yöntemi olarak kabul edilmektedir. İlgili yaklaşımın temel adımları genel hatlarıyla dört aşamada ele alınabilir: i) Zaman serisi modelinin belirlenmesi (tanımlanması), ii) Parametre tahminlerinin yapılması, iii) Teşhis testleri (*diagnostic tests*) kullanılarak modelin yeterliliğinin kontrol edilmesi ve iv) Öngörü amacıyla modelin kullanılması. Bununla birlikte bir zaman serisine en iyi uyum gösteren modeli tespit etmek için dikkat edilmesi gereken birtakım hususlar bulunmaktadır. Bunlar tahmin edilen parametrelerin anlamlı olması, kalıntı kareler toplamının (SSR) küçük olması, olabilirlik oranının (LR) mümkün olduğunca yüksek olması, determinasyon katsayısının (R^2) veya düzeltilmiş determinasyon katsayısının ($\bar{R}^2$) yüksek olması, modelin F-istatistiğinin anlamlı olması, Akaike ve Schwarz bilgi kriterlerinin (AIC ve SIC) küçük olması ve modelin hata terimleri için hesaplanan Portmanteau testlerinin veya Q-istatistiklerinin anlamsız olması şeklinde sıralanabilir (Sevüktekin ve Çınar, 2014:188-214).

3.2. Koşullu Değişen Varyans Modelleri

Doğrusal regresyon modelinin temel varsayımlarından biri tahmin edilen modelin hata terimi varyansının zaman içinde sabit olduğudur (*homoscedasticity*-sabit varyans). Ancak faiz oranı, döviz kuru, enflasyon oranı gibi finansal zaman serileri ile yapılan modellerin tahmini neticesinde hata terimi varyansının değişebildiği (*heteroscedasticity*-değişen varyans) gözlenmektedir. Engle (1982) Birleşik Krallık (*United Kingdom*) enflasyon oranı verilerini kullanarak yapmış olduğu çalışmada hata terimi varyansının sabit olmadığını göstermiştir. Literatüre ARCH (otoregresif koşullu değişen varyans) modeli olarak geçen çalışmada hata teriminin varyansı önceki dönem hata terimlerinin kareleri ile ilişkilendirilmektedir. Bu suretle geleneksel zaman serisi modellerindeki sabit varyans varsayımı terk edilerek hata terimi varyansının önceki dönem hata terimlerinin karelerinin bir fonksiyonu olarak değişmesine imkân tanınmaktadır (Çil Yavuz, 2015:433-434).

Engle (1982) değişen varyans modellemesine girişmeden önce koşullu değişen varyansın (veya ARCH etkisinin) varlığının test edilmesini, bunun için de ARCH-LM testi olarak bilinen Lagrange Çarpımı testinin

yapılmasını önermiştir. Bu test neticesinde ARCH etkisinin olmadığı sonucuna varılırsa ARCH vb. modelleri kullanmak doğru olmayacaktır.

Koşullu değişen varyans modelleri simetrik ve asimetrik koşullu değişen varyans modelleri şeklinde iki başlık altında incelenebilmektedir. Simetrik koşullu değişen varyans modelleri piyasaya etki eden olumlu ve olumsuz haberlerin volatilité (oynaklık) üzerindeki etkisinin aynı olduğu varsayımı üzerine kurulmuştur. Volatilité üzerindeki simetrik etkiyi açıklayan bu modeller arasında yukarıda bahsedilen Engle (1982) tarafından ekonometri literatürüne kazandırılan ARCH modeli, Bollerslev (1986) tarafından ARCH modelinin uygulamada karşılaşılan zorluklarını gidermek amacıyla geliştirilen genelleştirilmiş ARCH (GARCH) modeli, Engle vd. (1987) tarafından geliştirilen ortalama ARCH (ARCH-M) ve ortalama GARCH (GARCH-M) modelleri bulunmaktadır. Asimetrik koşullu değişen varyans modelleri finansal piyasalarda genellikle olumsuz haberlerin (negatif şokların) olumlu haberlere (pozitif şoklara) nispetle volatilitéyi daha fazla arttırması (*leverage effect*-kaldıraç etkisi) gerçeği üzerine kurulmuştur. Bu modeller arasında Nelson (1991) tarafından GARCH modelinin zayıflıklarını gidermek üzere geliştirilen üstel GARCH (EGARCH) modeli, Glosten vd. (1993) tarafından geliştirilen eşik değerli ARCH (TARCH) modeli ve Ding vd. (1993) tarafından geliştirilen üstel ARCH (PARCH) modeli bulunmaktadır (Çil Yavuz, 2015:436-467).

Ortalama denkleminin (*mean equation*) hata terimi $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$ ve koşullu varyans (*conditional variance*) σ_t^2 olmak üzere ARCH(p), ARCH(p)-M, GARCH(p, q), GARCH(p, q)-M, EGARCH(p, q), TARCH (p, q) ve PARCH (p, q) modellerinin koşullu varyans denklemleri ve özellikleri aşağıda açıklanmaktadır:

ARCH(p) ve ARCH(p)-M için,

$$\sigma_t^2 = c + \sum_{k=1}^p \alpha_k \varepsilon_{t-k}^2 \quad (2)$$

GARCH(p, q) ve GARCH(p, q)-M için,

$$\sigma_t^2 = c + \sum_{k=1}^p \alpha_k \varepsilon_{t-k}^2 + \sum_{m=1}^q \beta_m \sigma_{t-m}^2 \quad (3)$$

EGARCH(p, q) için,

$$\ln(\sigma_t^2) = c + \sum_{k=1}^p \alpha_k \left| \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \right| + \sum_{m=1}^q \beta_m \ln(\sigma_{t-m}^2) + \sum_{n=1}^r \theta_n \frac{\varepsilon_{t-n}}{\sigma_{t-n}} \quad (4)$$

TARCH(p, q) için,

$$\sigma_t^2 = c + \sum_{k=1}^p \alpha_k \varepsilon_{t-k}^2 + \sum_{m=1}^q \beta_m \sigma_{t-m}^2 + \sum_{n=1}^r \theta_n \varepsilon_{t-n}^2 I_{t-n} \quad (5)$$

PARCH(p, q) için,

$$\sigma_t^\delta = c + \sum_{k=1}^p \alpha_k (|\varepsilon_{t-k}| - \gamma_k \varepsilon_{t-k})^\delta + \sum_{m=1}^q \beta_m \sigma_{t-m}^\delta \quad (6)$$

(2) numaralı denklemde ARCH(p) ve ARCH(p)-M modellerine ait koşullu varyansın önceki dönemlerdeki hata terimlerinin karelerine bağlı olduğu görülmektedir. (3) numaralı denklemde ise GARCH(p, q) ve GARCH(p, q)-M modellerine ait koşullu varyansın sadece önceki dönemlerdeki hata terimlerinin karelerine değil aynı zamanda koşullu varyansın kendi gecikme değerlerine de bağlı olduğu anlaşılmaktadır. Bu modelleri ARCH ve ARCH-M modellerine göre daha üstün kılan husus koşullu varyansın kendi gecikme değerlerinin modele koşul olarak dâhil edilmesi neticesinde volatilitéyi daha iyi tahmin etmesidir. Burada vurgulanabilecek bir diğer husus ARCH-M ve GARCH-M modellerinin ARCH & GARCH modellerinin genişletilmiş hali olduğudur. ARCH & GARCH modellerinden farklı olarak ARCH-M ve GARCH-M modellerinde koşullu varyans bu modellerin ortalama denkleminde yer alarak ortalamayı etkilemektedir. Son yıllarda ARCH-M ve GARCH-M modellerinin faiz oranı, döviz kuru ve hisse senedi modellemelerinde yaygın bir biçimde

kullanıldığı görülmektedir (Çil Yavuz, 2015:456). (4) numaralı denklemde EGARCH(p, q) modeline ait koşullu varyansın logaritmasının alındığı görülmektedir. Bu durum EGARCH modelinin GARCH modeline göre en önemli üstünlüklerinden birisidir. Zira bu sayede negatif olmama koşulları doğrudan sağlanmış bulunmaktadır. Koşullu varyans denkleminde yer alan $\varepsilon_{t-k} / \sigma_{t-k}$ ve $\varepsilon_{t-n} / \sigma_{t-n}$ standartlaştırılmış hata terimleridir. EGARCH modelinde hata terimlerinin geçmiş değerleri yerine standartlaştırılmış hataların kullanılması şokun büyüklüğü ve kalıcılığı hakkında bilgi vermektedir. Koşullu varyans denkleminde yer alan θ_n parametresi ile ilişkili olarak $\varepsilon_{t-n} / \sigma_{t-n}$ değişkeni EGARCH modeline asimetrik özellik kazandırmaktadır. θ_n parametresi volatilitede kaldıraç etkisini tanımlayan asimetrik kaldıraç katsayısıdır. Bu parametre çoğunlukla negatif değer almaktadır. Bu bağlamda eğer negatif θ_n parametresi istatistiksel olarak anlamlı ise pozitif şokların negatif şoklardan daha az volatiliteye neden olduğunu göstermektedir. Yani θ_n parametresi sıfırdan küçükse kaldıraç etkisi vardır. (5) numaralı denklemde ise TARCH(p, q) modeline ait koşullu varyans denklemi görülmektedir. TARCH modeli GARCH modeline pozitif asimetriği dikkate alan bir değişken ilave edilerek oluşturulmuştur. Burada ε_t finansal piyasalarda ortaya çıkan şokları gösterirken, I_{t-n} ise şokların olumlu veya olumsuz olmasına göre 1 ve 0 değerini alan kukla değişkeni (*dummy variable*) temsil etmektedir. Eğer $\varepsilon_{t-n} < 0$ (olumsuz haberler) ise $I_{t-n} = 1$, aksi durumda (olumlu haberler) $I_{t-n} = 0$ değerini almaktadır. Bu durumda koşullu varyansın pozitif olması için $c > 0$, $\alpha_k \geq 0$, $\alpha_k + \theta_n \geq 0$ ve $\beta_m \geq 0$ koşullarının gerçekleşmesi gerekmektedir. Bununla birlikte olumlu ve olumsuz haberlerin koşullu varyans üzerindeki etkisinin farklı olduğu daha önce vurgulanmıştı. (5) numaralı denklemde de görüleceği üzere olumlu bir haberin koşullu varyans üzerindeki etkisi α_k iken olumsuz bir haberin koşullu varyans üzerindeki etkisi $\alpha_k + \theta_n$ olmaktadır. Kaldıraç etkisi θ_n parametresi ile ilgili olup $\theta_n \neq 0$ durumu asimetriyi ifade etmektedir. $\theta_n > 0$ ve istatistiki açıdan anlamlılık söz konusu ise kaldıraç etkisi vardır. Son olarak (6) numaralı denklemde PARCH(p, q) modelinde üst parametresi olan δ 'nın değeri sıfırdan büyük olup ($\delta > 0$) önceki modellerden farklı olarak model kapsamında tahmin edilebilmektedir. Modelde asimetrik etkinin varlığı γ parametresinin sıfırdan farklı olmasına ($\gamma \neq 0$) bağlıdır. Eğer $\delta = 2$ ve tüm k 'lar için $\gamma_k = 0$ olursa PARCH modeli standart GARCH modeline dönüşmüş olur (Çil Yavuz, 2015:461-465; Ding vd., 1993; Sarıkovanlık vd., 2019:149-153).

3.3. Granger Nedensellik Testi

Granger nedensellik testi değişkenler arasındaki ilişkinin nedenselliğinin yönünü belirlemek amacıyla kullanılmakta olup 1969 yılında Granger tarafından geliştirilmiştir. Y ve X gibi iki değişkenin yer aldığı bir modelde eğer Y'nin öngörüsü X'in geçmiş değerlerinin kullanıldığı durumda bu değerlerin kullanılmadığı duruma göre daha başarılı sonuç veriyorsa (öteki terimler sabit) X'in Y'nin Granger nedeni olduğu ifade edilir (Sarıkovanlık vd., 2019:113). Burada X'in öngörüsü için de Y'nin geçmiş değerleri üzerinden benzeri bir sınama yapılmaktadır. Yani bu iki değişken için iki yönlü nedensellik incelemesi söz konusudur. Bu bağlamda ilgili testin yapılabilmesi için aşağıdaki iki regresyon denkleminin tahmin edilmesi gerekmektedir:

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j Y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (7)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (8)$$

Burada ε_{1t} ve ε_{2t} hata terimlerinin ilişkisiz oldukları varsayılmaktadır (Gujarati ve Porter, 2009:653). Denklem (7) için testin hipotezleri " $H_0 = X$, Y'nin Granger nedeni değildir" [kısaca $X \nRightarrow Y$] ve " $H_1 = X$, Y'nin Granger nedeni değildir" [kısaca $X \Rightarrow Y$] şeklinde kurulur. Denklem (8) için testin hipotezleri ise " $H_0 = Y$, X'in Granger nedeni değildir" [kısaca $Y \nRightarrow X$] ve " $H_1 = Y$, X'in Granger nedeni değildir" [kısaca $Y \Rightarrow X$] şeklindedir. Uygulamada eğer p-değerleri % 1, % 5 veya % 10'dan küçükse H_0 hipotezi reddedilir ve alternatif hipotez olan H_1 hipotezi kabul edilir.

Granger nedensellik testi uygulanırken bilinmesi ve uygulamada dikkate alınması gereken bir takım hususlar bulunmaktadır. Bunlar şu şekilde sıralanabilir: i) Bu test uzun dönemli zaman serilerine uygulanabilmektedir. ii) Serilerin durağan olmaları gerekirken, aynı düzeyde durağan olma zorunluluğu bulunmamaktadır. iii) Bu test örneklem büyüklüğünden & verilerin frekans aralığından (aylık, yıllık, vb.) etkilenmektedir. iv) Değişkenler arası ilişkilerdeki gecikmeli değişken sayısı önemlidir. v) Granger nedensellik testi VAR modeli üzerinden çok değişkenli nedenselliğin incelenmesinde de kullanılmaktadır ve bu test "*VAR Granger Nedensellik / Blok Dışsallık Wald Testi*" olarak adlandırılmaktadır (Tarı, 2016:437).

4. Veri ve Ampirik Analiz

4.1. Veri ve Birim Kök Test Sonuçları

Bu çalışmada Şubat 2003-Haziran 2024 dönemine ait aylık zaman serisi verileri kullanılmıştır. Bu veriler TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden (EVDS) alınmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenler tüketici enflasyonu, üretici enflasyonu, üretici enflasyonu belirsizliği, tüketici enflasyonu beklentisi, dolar kuru, cumhuriyet altını fiyatı ve külçe altın fiyatı şeklinde olup bu değişkenlerle ilgili detaylı bilgiler Tablo 1'de bulunmaktadır.

Tablo 1: Çalışmada Kullanılan Değişkenler

Değişkenin Adı	Değişkenin Kısaltması	Değişkenin Tanımı
Tüketici Enflasyonu	INFCPI	Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) (2003 = 100)(% Değişim)
Üretici Enflasyonu	INFPPİ	Yurtiçi Üretici Fiyat Endeksi (Yİ-ÜFE) (2003 = 100)(% Değişim)
Üretici Enflasyonu Belirsizliği	CV-INFPPİ	Üretici enflasyonu belirsizliği değişkeni üretici enflasyonu değişkeninin PARCH modeli ile modellenmesi neticesinde elde edilen koşullu varyans serisidir.
Tüketici Enflasyonu Beklentisi	INFEXP	Piyasa Katılımcıları Anketi Cari Ayın Aylık TÜFE Beklentisi (%) (Aritmetik Ortalama)
Dolar Kuru	DOLAR	ABD Doları (Döviz Satış)(% Değişim)
Cumhuriyet Altını Fiyatı	CUM	Cumhuriyet Altını Satış Fiyatı (TL/Adet) (% Değişim)
Külçe Altın Fiyatı	KUL	Külçe Altın Satış Fiyatı (TL/Gr) (% Değişim)

Tüm değişkenler ilk olarak Tramo / Seats metodu kullanılarak mevsimsellik incelemesine tabi tutulmuş olup mevsimsellik tespit edilen tüketici enflasyonu, dolar kuru ve tüketici enflasyonu beklentisi değişkenleri mevsimsellikten arındırılmıştır. Daha sonra tüm değişkenlerin durağanlık incelemesi ADF birim kök testi kullanılarak gerçekleştirilmiş olup sonuçlar Tablo 2'de gösterilmiştir. Sabit ve trendin olup olmamasına göre kurulan üç farklı model neticesinde elde edilen bulgular tüketici enflasyonu beklentisi değişkenine ait iki model haricinde tüm değişkenlerin % 1 anlamlılık düzeyinde anlamlı ve düzeyde durağan [I(0)] olduklarını göstermektedir. İlgili iki modelde ise değişkenin % 5 anlamlılık düzeyinde anlamlı ve düzeyde durağan olduğu görülmektedir.

Tablo 2: ADF Birim Kök Testi Sonuçları (Düzye)

Değişken	Sabit ve Trendin Olmadığı Model	Sabitin Olduğu Trendin Olmadığı Model	Sabit ve Trendin Olduğu Model
INFCPI	-3.294424* (0.0011)**	-4.508057* (0.0002)**	-5.558561* (0.0000)**
INFPPİ	-4.114461* (0.0000)**	-5.086167* (0.0000)**	-7.479775* (0.0000)**
CV-INFPPİ	-3.751259* (0.0002)**	-4.476026* (0.0003)**	-5.041403* (0.0002)**
INFEXP	-1.950338* (0.0491)**	-2.998298* (0.0364)**	-4.060566* (0.0081)**
DOLAR	-7.160694* (0.0000)**	-11.02945* (0.0000)**	-12.10329* (0.0000)**
CUM	-6.430062* (0.0000)**	-13.25496* (0.0000)**	-12.07172* (0.0000)**
KUL	-11.10892* (0.0000)**	-12.36092* (0.0000)**	-11.48194* (0.0000)**
Notlar: * t-istatistiklerini ve ** p-değerlerini göstermektedir.			

4.2. Model Tahminleri ve Karşılaştırmalı Analiz

Bu çalışmada ilk olarak tüketici ve üretici enflasyonu değişkenlerine ait zaman serileri AR(I)MA modelleri ile modellenmiştir. Her iki modelleme için maksimum olabilirlik (*maximum likelihood*) tahmin yöntemi kullanılmıştır. Modellere ait tahmin sonuçlarına Tablo 3’de yer verilmektedir.

Tablo 3: Tüketici ve Üretici Enflasyonu için AR(I)MA Modelleri

	Tüketici Enflasyonu	Üretici Enflasyonu
C	1.5179 (0.1987)*	1.4640 (0.0052)*
AR(1)	0.6473 (0.0000)*	0.5244 (0.0000)*
AR(2)	-0.1872 (0.0112)*	
AR(3)	0.1695 (0.0044)*	
AR(4)		0.1525 (0.0043)*
AR(6)	0.1326 (0.0286)*	
AR(12)	0.1563 (0.0218)*	
MA(1)		0.2528 (0.0032)*
MA(12)	-0.2951 (0.0072)*	
MA(19)	0.3266 (0.0000)*	
Teşhis Testleri		
R ²	0.6217	0.5218
$\bar{R}^2$	0.6095	0.5143
F-İstatistiği	50.9658 (0.0000)*	68.7698 (0.0000)*
AIC	2.9846	3.8850
SIC	3.1089	3.9541
SSR	272.4956	702.1891
LR	-374.5328	-494.2349
Q-İstatistiği	Anlamsız [1-36]*	Anlamsız [1-36]*
ARCH-LM Testi	[1]* (0.3795)*	[1]* (0.0000)*
Notlar: (...) * p veya $p - \chi^2$ (ARCH-LM testinde) değerlerini, [...] * ise gecikme düzeylerini göstermektedir.		

Tablo 3’de yer alan model tahmin sonuçlarına göre tüketici ve üretici enflasyonu değişkenleri çeşitli AR ve MA unsurları tarafından açıklanabilmektedir. Tüketici enflasyonu AR(1), AR(2), AR(3), AR(6), AR(12), MA(12) ve MA(19) unsurları tarafından açıklanırken; üretici enflasyonu AR(1), AR(4) ve MA(1) unsurları tarafından açıklanmaktadır. Bu unsurlara ait parametre değerlerinin % 1 veya % 5 anlamlılık düzeyinde anlamlı oldukları görülmektedir. Tüketici enflasyonu modelinde kesme terimi istatistiki olarak anlamsızken, üretici enflasyonu modelindeki kesme terimi % 1 anlamlılık düzeyinde anlamlı olmaktadır. Her iki model bize cari dönem enflasyon değerlerinin hem geçmiş dönem enflasyon değerlerinden hem de geçmiş dönemlerdeki rassal şoklardan etkilendiklerini göstermektedir. Tüketici ve üretici enflasyonu için kurulan bu modellerin yeterliliğinin tespiti için teşhis testlerine bakılması gerekmektedir. Her iki modelin F istatistik değerleri anlamlı gözükmemektedir. Modellerin ne ölçüde açıklayıcı olduklarını gösteren determinasyon katsayıları (R²) tüketici enflasyonu modeli için 0.6217 ve üretici enflasyonu modeli için ise 0.5218 olarak hesaplanmıştır. Her iki model için Q istatistik değerleri anlamsız olduğundan otokorelasyon sorunu bulunmamaktadır. Modellerde değişen varyans probleminin olup olmadığı ARCH-LM testi ile araştırılmıştır. Bu test aynı zamanda koşullu değişen varyans modellerinin yapılabilmemesinin ön koşulu olan ARCH etkisinin olup olmadığını da sınamaktadır. Tüketici enflasyonu modeli için bu testin sonucunun istatistiki olarak anlamsız olması ARCH

etkisinin ve değişen varyansın olmadığını göstermektedir. Dolayısıyla bu model mevcut haliyle yeterli olup koşullu değişen varyans modellerine ihtiyaç duyulmamaktadır. Ancak üretici enflasyonu modeline ait ARCH-LM testi sonucu %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı olup ilgili modelde ARCH etkisi olduğu tespit edilmiştir. Dolayısıyla bu model mevcut durumu itibarıyla yeterli olmayıp koşullu değişen varyans modelleriyle de modellenmesi gerekmektedir. Bu kapsamda üretici enflasyonu için çeşitli koşullu değişen varyans modelleri kurularak tahmin sonuçları Tablo 4’de gösterilmiştir. Bu modellerin tahmininde de maksimum olabilirlik (*maximum likelihood*) tahmin yöntemi kullanılmıştır.

Tablo 4’de yer alan dördü simetrik (ARCH, ARCH-M, GARCH ve GARCH-M) ve üçü asimetrik (EGARCH, TARCH ve PARCH) koşullu değişen varyans model sonuçları kısaca şu şekilde açıklanabilir:

ARCH modelinin MA(1) parametresi anlamsız olup diğer tüm parametreleri %1 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır. Bu modelde ARCH etkisi bulunmamakla beraber otokorelasyon sorunu bulunmaktadır. ARCH-M modeli için önemli olan ortalama denkleminde yer alan koşullu varyans terimi parametresi anlamsız gözükmemektedir. GARCH modelinde de MA(1) parametresi anlamsız olup diğer tüm parametreler % 1 veya % 5 anlamlılık düzeylerinde anlamlı olmaktadır. Bu modelin düzeltilmiş determinasyon katsayısı tüm modeller içerisinde en büyük değere sahiptir (0.5056). Bu modelde otokorelasyon sorunu bulunmamakla beraber ARCH etkisi devam etmektedir. GARCH-M modelinin determinasyon katsayısı tüm modeller içerisinde en büyük değere (0.5132) sahip olmasına rağmen, tıpkı ARCH-M modelinde olduğu gibi bu model için de önem arz eden ortalama denkleminde yer alan koşullu varyans terimi parametresi anlamsız gözükmemektedir. EGARCH modelinin gerek ortalama denkleminde gerekse koşullu varyans denkleminde anlamlı ve anlamsız parametreleri bulunmaktadır. Ayrıca bu modelin AIC (3.3884) ve SIC (3.5001) değerleri tüm modeller içerisinde en küçük ve olabilirlik oranı (-420.6357) tüm modeller içerisinde en büyük değere sahiptir. Bununla birlikte bu modelde otokorelasyon sorunu bulunmaktadır ve ARCH etkisi de devam etmektedir. TARCH modeli sonuçları bize ilgili değişkenin bu model yardımıyla modellenemediğini göstermektedir. Son olarak PARCH modelinin MA(1) parametresi anlamsız olup diğer tüm parametreleri % 1 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır. Bu modeli diğer modellerden ayıran husus üst (güç) parametresinin model kapsamında tahmin edilebilmesidir. Bu parametrenin değeri 0.6747 olup bu parametre istatistiki olarak % 1 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır. Modelde asimetrik etkinin varlığı γ parametresinin sıfırdan farklı olmasına ($\gamma \neq 0$) bağlıdır. Bu parametre değeri -0.9791 olup bu parametre % 1 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır. Bu model EGARCH modelinden sonra AIC (3.4141) ve SIC (3.5397) değerleri bakımından ikinci en küçük, olabilirlik oranı (-422.8836) göz önüne alındığında ise ikinci en büyük değeri alan model olarak karşımıza çıkmaktadır. Bununla birlikte bu modelde otokorelasyon sorunu bulunmamaktadır ve ARCH etkisi de devam etmemektedir.

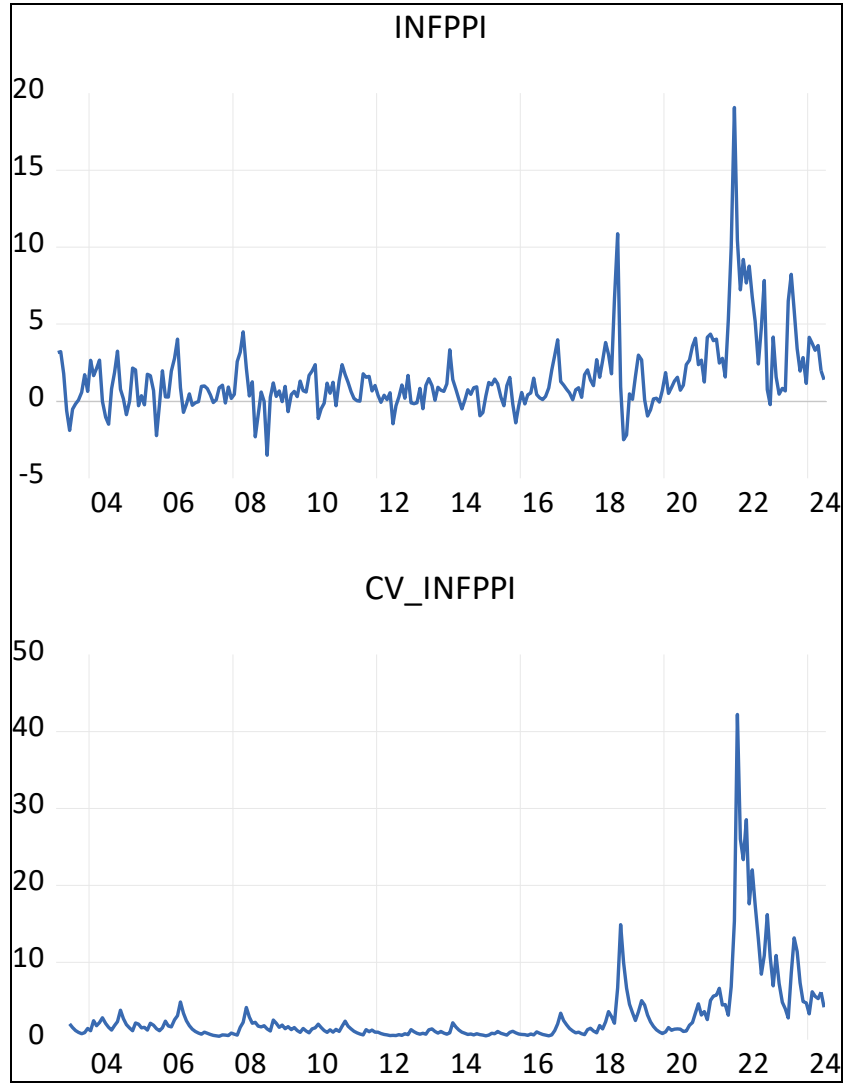
Literatürde koşullu değişen varyans modelleri içerisinde AIC ve SIC değerlerinin en küçük, olabilirlik oranının ise en büyük olduğu modelin en iyi model olarak seçildiği görülmektedir. Bununla birlikte modelin parametrelerinin anlamlılığı ve teşhis testlerinde de sorun olmaması önem arz etmektedir. Tüm bu hususlar dikkate alındığında üretici enflasyonunun koşullu değişen varyans modellemesinde en iyi modelin PARCH modeli olduğu söylenebilir.

Tablo 4: Üretici Enflasyonu için Koşullu Değişen Varyans Modelleri

	ARCH	ARCH-M	GARCH	GARCH-M	EGARCH	TARCH	PARCH
Ortalama Denklemi							
C	1.3958 (0.0000)*	1.0216 (0.0022)*	0.9172 (0.0009)*	0.8887 (0.0958)*	1.0705 (0.0000)*	1.2892 (MD)*	1.0534 (0.0000)*
AR(1)	0.6810 (0.0000)*	0.6152 (0.0000)*	0.5426 (0.0000)*	0.5572 (0.0000)*	0.4229 (0.0026)*	0.1124 (MD)*	0.4644 (0.0001)*
AR(4)	0.1281 (0.0003)*	0.1307 (0.0002)*	0.1351 (0.0154)*	0.1522 (0.0051)*	0.0665 (0.3053)*	0.0357 (MD)*	0.1165 (0.0070)*
MA(1)	-0.0845 (0.2630)*	-0.0005 (0.9951)*	0.1104 (0.3783)*	0.0994 (0.4296)*	0.1369 (0.3796)*	0.0980 (MD)*	0.1859 (0.1627)*
σ_t^2		-0.0467 (0.1774)*		-0.0188 (0.8045)*			

Koşullu Varyans Denklemi							
C	1.1993 (0.0000)*	1.1883 (0.0000)*	0.2217 (0.0004)*	0.2455 (0.0007)*	-0.0117 (0.7968)*	1.6860 (MD)*	0.0986 (0.0004)*
ε_{t-k}^2	0.5184 (0.0000)*	0.4990 (0.0000)*	0.2872 (0.0000)*	0.3059 (0.0000)*		0.1472 (MD)*	
σ_{t-m}^2			0.6459 (0.0000)*	0.6191 (0.0000)*		0.5121 (MD)*	
$\left \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \right $					0.0697 (0.1244)*		
$\ln(\sigma_{t-m}^2)$					0.9027 (0.0000)*		
$\frac{\varepsilon_{t-n}}{\sigma_{t-n}}$					0.3242 (0.0000)*		
$\varepsilon_{t-n}^2 I_{t-n}$						-0.3067 (MD)*	
$(\varepsilon_{t-k} - \gamma_k \varepsilon_{t-k})^\delta$							0.1583 (0.0000)*
σ_{t-m}^δ							0.8173 (0.0000)*
ε_{t-k}							-0.9791 (0.0000)*
δ							0.6747 (0.0095)*
Teşhis Testleri							
R^2	0.5044	0.4968	0.5115	0.5132	0.4799	0.2572	0.5080
$\bar{R}^2$	0.4984	0.4887	0.5056	0.5054	0.4736	0.2483	0.5021
AIC	3.5205	3.5133	3.5109	3.5230	3.3884	3.8771	3.4141
SIC	3.6043	3.6111	3.6087	3.6348	3.5001	3.9889	3.5397
SSR	722.7417	733.7081	712.3082	709.7873	758.3897	1083.135	717.4293
LR	-439.3498	-437.4415	-437.1389	-437.6708	-420.6357	-482.4629	-422.8836
Q-İstatistiği	Anlamlı [4 ve 7]*	Anlamsız [1-36]*	Anlamsız [1-36]*	Anlamsız [1-36]*	Anlamlı [23 ve 24]*	Anlamlı [1-36]*	Anlamsız [1-36]*
ARCH-LM Testi	[1]* (0.7341)*	[1]* (0.7096)*	[1]* (0.0487)*	[1]* (0.0572)*	[1]* (0.0027)*	[1]* (0.0000)*	[1]* (0.1201)*
Notlar: (...) * p veya p - χ^2 (ARCH-LM testinde) değerlerini, [...] * ise gecikme düzeylerini göstermektedir. MD: Mevcut Değer							

Çalışmamızda kullanılan üretici enflasyonu belirsizliği değişkeni üretici enflasyonu değişkeninin PARCH modeli ile modellenmesi neticesinde elde edilen koşullu varyans serisidir. Üretici enflasyonu ve üretici enflasyonu belirsizliği değişkenlerine ait zaman serisi grafikleri Grafik 1’de gösterilmiştir. Her iki değişkene ait grafikler 2018 sonrası dönemde üretici enflasyonunun ve üretici enflasyonu belirsizliğinin arttığını ortaya koymaktadır. Özellikle 2018 ve 2022 yıllarında belirsizlik artışı belirgin bir biçimde göze çarpmaktadır.

Grafik 1: Üretici Enflasyonu ve Üretici Enflasyonu Belirsizliği

Bu çalışmada son olarak enflasyon, enflasyon belirsizliği ve enflasyon beklentileri değişkenlerinin gerek kendi aralarındaki gerekse döviz ve altın piyasalarına ait çeşitli değişkenler ile olan nedensellik ilişkileri ele alınmıştır. Bu kapsamda Granger nedensellik testi kullanılarak tüketici enflasyonu, üretici enflasyonu, üretici enflasyonu belirsizliği, tüketici enflasyonu beklentisi, dolar kuru, Cumhuriyet altını fiyatı ve külçe altın fiyatı değişkenleri arasındaki nedensellik ilişkileri araştırılmıştır. Araştırma sonuçları Tablo 5a'da (detaylı) ve Tablo 5b'de (özet) yer almaktadır.

Tablo 5a: İkili Granger Nedensellik Testleri

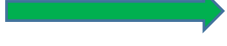
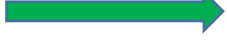
Sıfır Hipotezi	Gözlem Sayısı	Gecikme Uzunluğu (Bilgi Kriterleri)*	F-İstatistiği	P-Değeri
CV-INFPPİ $\nrightarrow$ INFPPİ INFPPİ $\nrightarrow$ CV-INFPPİ	249	4 (LR, FPE, AIC)	0.84444 132.816	0.4982 0.0000
INFPPİ $\nrightarrow$ INFCPI INFCPI $\nrightarrow$ INFPPİ	250	7 (LR, FPE, AIC)	8.11595 1.04686	0.0000 0.3991
CV-INFPPİ $\nrightarrow$ INFCPI INFCPI $\nrightarrow$ CV-INFPPİ	245	8 (LR, FPE, AIC, HQ)	3.60105 45.1989	0.0006 0.0000
CUM $\nrightarrow$ INFCPI INFCPI $\nrightarrow$ CUM	252	5 (LR, FPE, AIC)	6.57154 0.91241	0.0000 0.4736

KUL $\nrightarrow$ INFCPI INFCPI $\nrightarrow$ KUL	252	5 (LR, FPE, AIC)	6.32701 1.81444	0.0000 0.1106
DOLAR $\nrightarrow$ INFCPI INFCPI $\nrightarrow$ DOLAR	254	3 (LR, FPE, AIC)	14.3549 3.84042	0.0000 0.0103
CUM $\nrightarrow$ INFPPPI INFPPPI $\nrightarrow$ CUM	254	3 (LR, FPE, AIC)	4.47606 1.19850	0.0044 0.3109
KUL $\nrightarrow$ INFPPPI INFPPPI $\nrightarrow$ KUL	256	1 (LR, SC, HQ)	9.47750 0.04500	0.0023 0.8322
DOLAR $\nrightarrow$ INFPPPI INFPPPI $\nrightarrow$ DOLAR	255	2 (LR, FPE, AIC, HQ)	11.3722 0.47055	0.0000 0.6252
CUM $\nrightarrow$ CV-INFPPPI CV-INFPPPI $\nrightarrow$ CUM	251	2 (LR, FPE, AIC)	34.8665 1.41161	0.0000 0.2457
KUL $\nrightarrow$ CV-INFPPPI CV-INFPPPI $\nrightarrow$ KUL	251	2 (LR, FPE, AIC)	36.0793 1.42226	0.0000 0.2431
DOLAR $\nrightarrow$ CV-INFPPPI CV-INFPPPI $\nrightarrow$ DOLAR	251	2 (LR, FPE, AIC, SC, HQ)	69.2543 2.23608	0.0000 0.1090
INFCPI $\nrightarrow$ INFEXP INFEXP $\nrightarrow$ INFCPI	252	5 (FPE, AIC)	30.3666 3.22481	0.0000 0.0077
INFPPPI $\nrightarrow$ INFEXP INFEXP $\nrightarrow$ INFPPPI	254	3 (FPE, AIC, HQ)	28.0828 0.90516	0.0000 0.4392
CV-INFPPPI $\nrightarrow$ INFEXP INFEXP $\nrightarrow$ CV-INFPPPI	245	8 (LR, FPE, AIC)	1.87346 5.40423	0.0651 0.0000
CUM $\nrightarrow$ INFEXP INFEXP $\nrightarrow$ CUM	251	6 (FPE, AIC)	12.2813 2.68832	0.0000 0.0152
KUL $\nrightarrow$ INFEXP INFEXP $\nrightarrow$ KUL	255	2 (LR, FPE, AIC)	32.4288 1.73830	0.0000 0.1779
DOLAR $\nrightarrow$ INFEXP INFEXP $\nrightarrow$ DOLAR	255	2 (LR, FPE, AIC, SC, HQ)	39.5248 1.96820	0.0000 0.1419
Notlar: (...) * LR: LR test istatistiği, FPE: Son tahmin hata kriteri, AIC: Akaike bilgi kriteri, SC: Schwarz bilgi kriteri ve HQ: Hannan-Quinn bilgi kriteri				

Tablo 5a’da ilgili değişkenlerin ikili ve iki yönlü olarak Granger nedensellik testi sonuçları ortaya konulmuştur. Testin yapılabilmesi için gerekli olan gecikme uzunlukları bilgi kriterlerince belirlenmiş olup tabloda gösterilmiştir. Daha önce de belirtildiği üzere sıfır hipotezlerinin reddedilerek alternatif hipotezlerin yani Granger nedensellik ilişkisinin olduğunu gösteren hipotezlerin kabul edilebilmesi için p-değerlerinin 0.01, 0.05 veya 0.10’den küçük olması gerekmektedir. Bu doğrultuda tabloda hangi değişkenler arasında Granger nedenselliğinin olduğu ve olmadığı görülebilmektedir. Bununla birlikte Tablo 5b’de bu ilişkiler daha anlaşılır bir biçimde gösterilmiştir.

Tablo 5b: İkili Granger Nedensellik İlişkileri

Değişken	Nedenselliğin Yönü	Değişken
INFPPPI		CV-INFPPPI
INFPPPI		INFCPI
CV-INFPPPI		INFCPI
CUM		INFCPI

KUL		INFCPI
DOLAR		INFCPI
CUM		INFPPPI
KUL		INFPPPI
DOLAR		INFPPPI
CUM		CV-INFPPPI
KUL		CV-INFPPPI
DOLAR		CV-INFPPPI
INFCPI		INFEXP
INFPPPI		INFEXP
CV-INFPPPI		INFEXP
CUM		INFEXP
KUL		INFEXP
DOLAR		INFEXP

Tablo 5b’de gösterilen ikili Granger nedensellik ilişkileri tek yönlü nedensellik ve iki yönlü nedensellik ilişkileri şeklinde iki temel başlıkta ele alınabilir. Tek yönlü nedensellik ilişkileri dört maddede özetlenebilir: Birincisi üretici enflasyonu, Cumhuriyet altını fiyatı, külçe altın fiyatı ve dolar kuru üretici enflasyonu belirsizliğinin Granger nedenidirler. İkincisi üretici enflasyonu, Cumhuriyet altını fiyatı ve külçe altın fiyatı tüketici enflasyonunun Granger nedenidirler. Üçüncüsü Cumhuriyet altını fiyatı, külçe altın fiyatı ve dolar kuru üretici enflasyonunun Granger nedenidirler. Dördüncüsü üretici enflasyonu, külçe altın fiyatı ve dolar kuru tüketici enflasyonu beklentisinin Granger nedenidirler. İki yönlü nedensellik ilişkileri ise iki maddede özetlenebilir: Birincisi üretici enflasyonu belirsizliği ve dolar kuru ile tüketici enflasyonu arasında iki yönlü Granger nedensellik ilişkileri bulunmaktadır. İkincisi tüketici enflasyonu, üretici enflasyonu belirsizliği ve Cumhuriyet altını fiyatı ile tüketici enflasyonu beklentisi arasında iki yönlü Granger nedensellik ilişkileri bulunmaktadır.

5. Sonuç Tespitleri

Bu çalışmada Türkiye için Şubat 2003-Haziran 2024 dönemine ait aylık zaman serisi verileri kullanılarak enflasyonun modellenmesi, enflasyonun enflasyon belirsizliği ile olan ilişkisinin ortaya konulması ve enflasyonun çeşitli makroekonomik değişkenler ile olan nedensellik ilişkilerinin incelenmesi amaçlanmıştır.

İlk olarak tüketici ve üretici enflasyonu değişkenleri AR(I)MA modelleri ile modellenmiştir. Her iki değişkene ait model tahmin sonuçları bize cari dönem enflasyon değerlerinin hem geçmiş dönem enflasyon değerlerinden hem de geçmiş dönemlerdeki rassal şoklardan etkilendiklerini ortaya koymaktadır. Dolayısıyla ekonomik aktörlerin cari dönem enflasyon oranları hakkındaki değerlendirmelerinde bu dinamikleri göz ardı etmemeleri gerekmektedir.

İkinci olarak enflasyon ve enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkiyi inceleyebilmek amacıyla üretici enflasyonu değişkeni koşullu değişen varyans modelleri ile modellenmiş ve üretici enflasyonu belirsizliği değişkeni bu yolla elde edilmiştir. Bu doğrultuda dördü simetrik (ARCH, ARCH-M, GARCH, GARCH-M) ve üçü asimetrik (EGARCH, TAR, PARCH) olmak üzere yedi farklı modelin karşılaştırmalı analizi yapılmıştır. Model seçim kriterlerine göre üretici enflasyonu değişkeninin en iyi PARCH modeli ile modellendiği tespit edilmiş olup üretici enflasyonu belirsizliği değişkeni bu model üzerinden elde edilmiştir. Üretici enflasyonuna ve üretici

enflasyonu belirsizliğine ait zaman serisi grafikleri 2018 sonrası dönemde üretici enflasyonunun ve üretici enflasyonu belirsizliğinin arttığını ortaya koymaktadır. Özellikle 2018 ve 2022 yıllarındaki belirsizlik artışlarının son derece dikkat çekici olduğu söylenebilir. Enflasyonda ve enflasyon belirsizliğinde yaşanan bu artışların 2018 sonrası dönemde yaşanan döviz kuru artışları ve 2020 sonrası dönemde tüm dünya ile birlikte Türkiye'yi de etkileyen Covid-19 pandemisi ile ilgili olabileceği düşünülmektedir. Çünkü üretimde kullanılan ara mallarında ve enerjide dışa bağımlılığı yüksek olan Türkiye kur artışlarından olumsuz etkilenmektedir. Üretim maliyetlerindeki artışlar üretici fiyatlarına yansımakta, bu da üretici enflasyonunu arttırmaktadır. Pandemi döneminde yaşanan üretim miktarlarındaki düşüşlerin fiyatlara yansımaları da bir diğer enflasyon artışı nedeni olarak görülebilir. Enflasyondaki bu artışların enflasyon belirsizliğini de arttıracakı düşünülebilir.

Üçüncü olarak enflasyon, enflasyon belirsizliği ve enflasyon beklentileri değişkenlerinin gerek kendi aralarındaki gerekse döviz ve altın piyasalarına ait çeşitli değişkenler ile olan nedensellik ilişkileri araştırılmıştır. Bu kapsamda tüketici enflasyonu, üretici enflasyonu, üretici enflasyonu belirsizliği, tüketici enflasyonu beklentisi, dolar kuru, Cumhuriyet altını fiyatı ve külçe altın fiyatı değişkenleri Granger nedensellik testi kullanılarak ikili ve iki yanlı olarak ele alınmıştır. Elde edilen bulgular çeşitli açılardan değerlendirilebilir.

Enflasyon, enflasyon belirsizliği ve enflasyon beklentileri değişkenlerinin kendi aralarındaki gerek tek yönlü gerekse iki yönlü Granger nedensellik ilişkisi bulguları bu değişkenlerin birbirlerinden etkilendiklerini ortaya koymaktadır. Hem grafiksel olarak üretici enflasyonunda ve üretici enflasyonu belirsizliğinde 2018 sonrası dönemde gözlemlenen artışlar hem de üretici enflasyonunun üretici enflasyonu belirsizliğinin nedeni olduğunu gösteren Granger nedensellik testi Türkiye'de ilgili dönemde enflasyonun enflasyon belirsizliğini arttırdığını ileri süren Friedman-Ball hipotezinin geçerli olduğunu ortaya koymaktadır. Bu bulgu literatürdeki Oltulular ve Terzi (2006), Erkam (2008), Özdemir ve Fisunoğlu (2008), Saatçioğlu ve Korap (2009), Karahan (2012), Erdem ve Yamak (2013), Daniela vd. (2014), Doğru (2014), Ekinci ve Genç (2018) ve Khatır vd. (2020) çalışmalarıyla uyumludur. Dolayısıyla enflasyonu düşürmeye yönelik uygulanacak politikaların enflasyon belirsizliğini de düşürecekleri öngörülebilir. Ayrıca nedensellik analizleri neticesinde hem dolar kurunun hem de altın fiyatlarının enflasyon, enflasyon belirsizliği ve enflasyon beklentileri değişkenlerini etkilediği ortaya konulan bu çalışma bulguları fiyat istikrarını sağlamakla görevli olan TCMB'nin izleyeceği politikalarda döviz ve altın piyasalarındaki gelişmeleri de dikkate alması gerektiğine işaret etmektedir.

Tüm bu sonuçlar ve bu sonuçların altında yatan olası nedenler başta TCMB olmak üzere politika yapıcılar tarafından doğru bir şekilde analiz edilmeli ve bu doğrultuda ekonomi politikaları geliştirilmelidir. Zira ekonomideki tüm aktörler ve ekonomik yapı üzerinde olumsuz etkileri olan enflasyon sorununun çözümü bu politikaların başarısına bağlı olmaktadır.

Kaynakça

- Aksoy, M. ve Topçu, N. (2013). Altın ile hisse senedi ve enflasyon arasındaki ilişki. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 27(1), 59-78.
- Altın, A. ve Sungur, O. (2021). Türkiye'de döviz kuru ve enflasyon arasında zamanla değişen nedensellik ilişkisi: 1989-2020 dönemi için kanıtlar. *İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi*, 10(4), 3398-3420.
- Arslan, C. (2019). *Katalaksi İktisatta Son Beşli Konu Anlatım Kitabı*. 4. Baskı. İstanbul: 4T Yayınevi.
- Baktemur, F.İ. (2019). Doğrusal olmayan modeller: Türkiye için enflasyonun STAR modellemesi. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 648, 181-195.
- Balcılar, M. (2003). *Long memory and structural breaks in Turkish inflation rates*. VI. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu'nda sunulan bildiri, Gazi Üniversitesi, Ankara.
- Ball, L. (1992). Why does High Inflation Raise Inflation Uncertainty?. *Journal of Monetary Economics*, 29, 371-388.
- Bayraktar, Y. (2024). *Karşılaştırmalı İktisat Okulları*. 18. Baskı. Ankara: 4T Yayınevi.
- Berument, M.H., Yalçın, Y. ve Yıldırım, J.O. (2011). The inflation and inflation uncertainty relationship for Turkey: a dynamic framework. *Empirical Economics*, 41, 293-309. DOI 10.1007/s00181-010-0377-4
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.

- Box, G.E.P. ve Jenkins, G.M. (1976). *Time Series Analysis Forecasting and Control*. Gözden Geçirilmiş Baskı. Oakland, California: Holden-Day.
- Cukierman, A. ve Meltzer, A.H. (1986). A Theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation under Discretion and Asymmetric Information. *Econometrica*, 54(5), 1099-1128.
- Çiçek, S. ve Akar, C. (2013). The asymmetry of inflation adjustment in Turkey. *Economic Modelling*, 31, 104-118. <http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2012.11.026>
- Çiçek, S. ve Alkan, B. (2019). Enflasyon ve beklenen enflasyon belirsizlikleri üzerinden Türkiye’de para politikasının değerlendirmesi. *Bankacılar Dergisi*, 109, 82-100.
- Çil Yavuz, N. (2015). *Finansal Ekonometri*. 2. Basım. İstanbul: DER Yayınları.
- Daniela, Z., Mihail-Ioan, C. ve Sorina, P. (2014). Inflation uncertainty and inflation in the case of Romania, Czech Republic, Hungary, Poland and Turkey. *Procedia Economics and Finance*, 15, 1225-1234. doi: 10.1016/S2212-5671(14)00582-6
- Demir, İ. ve Sivri, U. (2019). Enflasyon direncinin yapısal kırılmalar dikkate alınarak otoregresif modelleme ile analiz edilmesi: Türkiye örneği. *EKEV Akademi Dergisi*, 79, 255-275.
- Ding, Z., Granger, C.W.J. ve Engle, R.F. (1993). A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model. *Journal of Empirical Finance*, 1, 83-106.
- Doğru, B. (2014). Inflation and inflation uncertainty in Turkey. *The Empirical Economics Letters*, 13(4), 401-411.
- Ekinci, A. ve Genç, M.C. (2018). Inflation and inflation uncertainty in Turkey: Evidence from EGARCH modeling. *International Journal of Economic and Administrative Studies*, Prof. Dr. Harun Terzi Özel Sayısı, 475-486. DOI: 10.18092/ulikidince.451734
- Engle, R. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50, 987-1007.
- Engle, R.E., Lilien, D.M. ve Robins, R.P. (1987). Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model. *Econometrica*, 55(2), 391-407.
- Erdem, H.F. ve Yamak, R. (2013). Türkiye’de enflasyon ve enflasyon belirsizliği: Kalman filtre yaklaşımı. *Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi*, 17(2), 65-80.
- Erer, D. (2023). Enflasyon ve Enflasyon Belirsizliği Arasındaki Zamanla Değişen İlişkinin Analizi: Türkiye Örneği. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 24(1), 255-272. <https://doi.org/10.31671/doujournal.1179508>
- Erkam, S. (2008). Enflasyon ve enflasyon belirsizliği: Türkiye örneği. *Sosyoekonomi*, 1, 157-175.
- Friedman, M. (1977). Nobel Lecture: Inflation and Unemployment. *Journal of Political Economy*, 85(3), 451-472.
- Glosten, L.R., Jagannathan, R. ve Runkle, D.E. (1993). On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. *The Journal of Finance*, 48(5), 1779-1801.
- Göcen, S. (2020). Gerçekleşen enflasyon ve enflasyon beklentileri arasındaki ilişki: Türkiye üzerine bir uygulama. *Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Elektronik Dergisi*, 11(Ek), 147-157.
- Göktaş, P. ve Çımat, A. (2016). Determining relative weights of inflation uncertainty in Turkey via CPI and its components. *Gazi University Journal of Science*, 29(2), 343-363.
- Gujarati, D.N. ve Porter, D.C. (2009). *Basic Econometrics*. New York: McGraw-Hill/Irwin.
- Güngör-Karyağdı, N. ve Aytekin, İ. (2023). Finansal yatırım araç getirileri ve enflasyon ilişkisi: Türkiye örneği (2005-2023). *Alanya Akademik Bakış Dergisi*, 7(2), 809-822. Doi: 10.29023/alanyaakademik.1176464
- Hepkorucu, A. ve Doğan, Ö. (2020). Enflasyon indikatörü olarak üretici ve tüketici fiyat endekslerinin birim kök yapılarının incelenmesi. *Turkish Studies-Economy*, 15(4), 2117-2129. <https://dx.doi.org/10.47644/TurkishStudies.43699>
- Holland, A.S. (1995). Inflation and Uncertainty: Tests for Temporal Ordering. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(3), 827-837.

- İşcan, H. ve Durgun Kaygısız, A. (2019). Türkiye’de döviz kuru, enflasyon ve faiz oranı ilişkisi: 2009-2017 uygulaması. *Iğdır Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 17, 581-604.
- Karahan, Ö. (2012). The relationship between inflation and inflation uncertainty: Evidence from the Turkish economy. *Procedia Economics and Finance*, 1, 219-228. doi: 10.1016/S2212-5671(12)00026-3
- Khatır, A.Q., Güvenek, B. ve Mangır, F. (2020). The relationship between inflation and inflation uncertainty: Empirical evidence from Turkey. *Journal of Academic Value Studies*, 6(4), 331-340. Doi:10.29228/javs.47782
- Meçik, O. ve Karabacak, M. (2011). ARIMA modelleri ile enflasyon tahminlemesi: Türkiye uygulaması. *Sosyal Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 11(22), 177-198.
- Nelson, D.B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*, 59(2), 347-370.
- Okun, A.M. (1971). The Mirage of Steady Inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1971(2), 485-498.
- Oltulular, S. ve Terzi, H. (2006). Yüksek enflasyon enflasyon belirsizliğini artırıyor mu?. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, 3, 1-22.
- Özcan, M. (2022). Türkiye’de enflasyon yapışkanlığının asimetrik yöntemler ile incelenmesi. *Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi*, 7(Özel Sayı), 106-122. DOI: 10.30784/epfad.1152989
- Özdemir, Z.A. ve Fisunoğlu, M. (2008). On the inflation-uncertainty hypothesis in Jordan, Philippines and Turkey: A long memory approach. *International Review of Economics and Finance*, 17, 1-12. <http://dx.doi.org/10.1016/j.iref.2005.10.003>
- Pourgerami, A. ve Maskus, K.E. (1987). The Effects of Inflation on the Predictability of Price Changes in Latin America: Some Estimates and Policy Implications. *World Development*, 15(2), 287-290.
- Saatçioğlu, C. ve Korap, L. (2009). New time series evidence for the causality relationship between inflation and inflation uncertainty in the Turkish economy. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 10(2), 235-248.
- Sarıkovanlık, V., Koy, A., Akkaya, M., Yıldırım, H.H. ve Kantar, L. (2019). *Finans Biliminde Ekonometri Uygulamaları Kavram-Uygulama-Analiz*. Ankara: Seçkin Yayınları.
- Sevüktekin, M. ve Çınar, M. (2014). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi EViews Uygulamalı*. Genişletilmiş 4. Baskı. Bursa: Dora Yayıncılık.
- Şahin, A. ve Doğan, İ. (2017). İstanbul Ticaret Odası TEFE genel endeksi enflasyonu ve alt bileşenleri arası ilişki: Türkiye üzerine asimetrik sabit koşullu korelasyon analizi, 1968-2015. *Yaşar Üniversitesi Dergisi*, 12/47, 215-235.
- Şıklar, İ. (2019). Türkiye’de enflasyonun zaman serisi dinamikleri. *Anadolu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 20(3), 2-14.
- Tandoğan, D. (2020). Türkiye’de enflasyon ve döviz kuru arasındaki ilişki: Granger ve Yoon (2002) saklı eşbütünleşme yaklaşımı. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 21(2), 53-62.
- Tarı, R. (2016). *Ekonometri*. Kocaeli: KÜV Yayınları.
- Tay Bayramoğlu, A. ve Öztürk, Z. (2017). ARIMA ve gri sistem modelleri ile enflasyon tahmini. *İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi*, 6(2), 760-776.
- Tunay, K.B. (2010). Türkiye’de iller temelinde enflasyonun UZABHO modellemesi ve tahmini. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 28(1), 1-36.
- Tunay, K.B. ve Silpagar, A.M. (2007). Dinamik mekan-zaman panel veri modelleriyle Türkiye’de bölgesel enflasyon yakınsamasının analizi. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 9/1, 1-27.
- Tüzün, O. (2023). Üretici fiyatları ve çekirdek enflasyon: Türkiye örneği. *Sosyal Mucit Academic Review*, 4(3), 392-409. doi: 10.54733/smar.1361501

Research Article**Enflasyon, Enflasyon Belirsizliği ve Enflasyon Beklentilerinin Döviz ve Altın Piyasaları ile Nedensellik İlişkileri: Türkiye Örneği***Causality Relationships of Inflation, Inflation Uncertainty and Inflation Expectations with Foreign Exchange and Gold Markets: Evidence from Türkiye***Şiyar CANPOLAT**

Dr. Öğr. Üyesi, Bitlis Eren Üniversitesi

Tatvan Meslek Yüksekokulu

scanpolat@beu.edu.tr<https://orcid.org/0000-0002-6022-2882>**Extended Summary**

Inflation, which is described as the constant increase in the general level of average prices in any economy, affects the economic structure and all economic agents as a problem. This problem, which the economy managers are working hard to overcome, always maintains its importance on the country's agenda. However, in countries having high inflation rates, inflation uncertainty and inflation expectations are also important issues for economic agents.

In this study, we aim to model inflation, reveal the relationship between inflation and inflation uncertainty and examine the causality relationships between inflation and various macroeconomic variables using monthly time series data for the period February 2003-June 2024 for Türkiye (Turkey).

There are numerous studies in which the inflation variable is modelled and its relationship with internal dynamics is investigated (e.g., Balcılar, 2003; Çiçek and Akar, 2013; Göktaş and Çımat, 2016; Şahin and Doğan, 2017; Baktemur, 2019; Şıklar, 2019; Hepkorucu and Doğan, 2020; Tüzün, 2023). In our study, firstly, we model the consumer and the producer inflation variables with AR(I)MA models. In this way, we aim to reveal to what extent the current values of the relevant variables are affected by their past values and to what extent they are affected by the random shocks in the past periods. We use the maximum likelihood estimation method for both modelling. According to the model estimation results, the consumer and the producer inflation variables can be explained by various AR and MA components. While the consumer inflation is explained by the AR(1), AR(2), AR(3), AR(6), AR(12), MA(12) and MA(19) components, the producer inflation is explained by the AR(1), AR(4) and MA(1) components. We see that the parameter values of these components are significant at 1% or 5%. The model estimation results for both variables reveal that the current period inflation values are affected by both the past period inflation values and the random shocks in the past periods. Therefore, the economic agents should not ignore these dynamics in their evaluations of the current period inflation rates.

There is also a number of studies investigating the relation between inflation and inflation uncertainty (e.g., Oltulular and Terzi, 2006; Erkam, 2008; Özdemir and Fisunoğlu, 2008; Saatçioğlu and Korap, 2009; Berument et al., 2011; Karahan, 2012; Erdem and Yamak, 2013; Daniela et al., 2014; Doğru, 2014; Ekinci and Genç, 2018; Khatir et al., 2020). In these studies, empirical evidence has been tried to be found for the propositions that inflation increases inflation uncertainty (*Friedman-Ball Hypothesis*), inflation decreases inflation uncertainty (*Pourgerami-Maskus Hypothesis*), inflation uncertainty increases inflation (*Cukierman-Meltzer Hypothesis*) and inflation uncertainty decreases inflation (*Holland Hypothesis*) (Erkam, 2008). In our study, secondly, we model the producer inflation variable with conditional heteroscedasticity models and obtain the producer inflation uncertainty variable by this way in order to analyze the relation between inflation and

inflation uncertainty. In this context, we make a comparative analysis of seven different models, four of which are symmetric (ARCH, ARCH-M, GARCH, GARCH-M) and three of which are asymmetric (EGARCH, TARCH, PARCH). We use the maximum likelihood estimation method in the estimation of these models as well. According to the model selection criteria, we determine that the producer inflation variable is modelled best with the PARCH model and we obtain the producer inflation uncertainty variable through this model. The time series graphs of the producer inflation and the producer inflation uncertainty reveal that the producer inflation and the producer inflation uncertainty increase in the post-2018 period. It can be said that the increases in uncertainty, especially in 2018 and 2022, are extremely striking. We think that these increases in inflation and inflation uncertainty may be related to the exchange rate increases experienced in the period after 2018 and the Covid-19 pandemic that affected Türkiye and the entire world in the period after 2020. Because Türkiye, which has a high foreign-source dependency for intermediate goods and energy used in production, is negatively affected by exchange rate increases. Increases in production costs are reflected in producer prices, which increases producer inflation. The reflection of the decrease in production quantities experienced during the pandemic period on prices can be seen as another reason for the increase in inflation. It can be thought that this increase in inflation will also increase inflation uncertainty.

Finally, it can also be mentioned from numerous studies that address the relationships between inflation and various macroeconomic variables (e.g., Aksoy and Topcu, 2013; İşcan and Durgun Kaygısız, 2019; Göcen, 2020; Tandoğan, 2020; Altınar and Sungur, 2021; Güngör-Karyağdı and Aytakin, 2023). In our study, thirdly, we investigate both the causality relationships of the variables of inflation, inflation uncertainty and inflation expectations among themselves and the causality relationships of these variables with various variables related to foreign exchange and gold markets. In this context, we examine the consumer inflation (INFCPI), the producer inflation (INFPPPI), the producer inflation uncertainty (CV-INFPPPI), the consumer inflation expectation (INFEXP), the dollar rate (DOLLAR), the Republic gold price (CUM) and the bullion gold price (KUL) variables as binary and bilateral using the Granger causality test. The findings can be evaluated from various perspectives.

The findings of unidirectional and bilateral Granger causality relationship among inflation, inflation uncertainty and inflation expectations variables reveal that these variables are affected by each other. Both the graphical increases observed in the producer inflation and the producer inflation uncertainty in the period after 2018 and the Granger causality test showing that the producer inflation is the cause of the producer inflation uncertainty reveal that the Friedman-Ball hypothesis, which claims that inflation increases inflation uncertainty, is valid in the relevant period in Türkiye. This finding is consistent with the studies Oltulular and Terzi (2006), Erkam (2008), Özdemir and Fisunoğlu (2008), Saatçioğlu and Korap (2009), Karahan (2012), Erdem and Yamak (2013), Daniela et al. (2014), Doğru (2014), Ekinci and Genç (2018) and Khatır et al. (2020) in the literature. Therefore, it can be predicted that policies to reduce inflation will also reduce inflation uncertainty. In addition, the results of this paper, which demonstrate that both the dollar rate and the gold prices affect inflation, inflation uncertainty and inflation expectations as a result of the causality analyses, indicate that the CBRT, which is responsible for ensuring price stability, should also take into account the developments in foreign exchange and gold markets in policies it will carry out.

All these results and the possible underlying reasons for these results should be analyzed accurately by policy makers, especially the CBRT, and economic policies should be developed accordingly. Because the solution to the inflation problem, which has negative effects on all agents in the economy and the economic structure, depends on the success of these policies.

This study makes two principal contributions to the literature. Firstly, unlike many studies, we select the conditional heteroscedasticity model used to obtain the inflation uncertainty variable as a result of comparing seven different models with symmetric or asymmetric properties. Secondly, we deal with in the same study the issues of modelling of inflation, revealing the relation between inflation and inflation uncertainty and examining the relationships between inflation and various macroeconomic variables, which can be the subject of separate studies in the literature and exemplified above.