



## Türkiye’de enflasyonun kalıcılığı ve uzun dönem hafıza

Ömer Tanju Durusoy\*

\*Dr. Öğretim Üyesi, Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, Yenimahalle, Ankara, 06500 Türkiye. E-posta: omer.durusoy@hbv.edu.tr. ORCID: <https://orcid.org/0009-0009-1299-5600>

### MAKALE BİLGİSİ

Geliş: 22.12.2024  
Kabul: 14.02.2025  
Çevrim içi kullanım tarihi: 28.02.2025  
Makale Türü: Araştırma makalesi

**Anahtar Kelimeler:**  
enflasyon, kalıcılık, ARFIMA, FIGARCH, APARCH

### ÖZ

Bu makalede, 1955-2024 yılları arasındaki üç aylık Tüketici Fiyat Endeksi verilerinden elde edilmiş enflasyon serisi kullanarak Türkiye’de enflasyonun kalıcılığını incelenmektedir. Türkiye’deki enflasyon tecrübesinin bünyesinde atalet barındırdığı ve dolayısıyla enflasyon serisinde gözlenebilecek bir kalıcılığın mümkün olabileceği düşünülmektedir. Bunun mümkün olup olmadığı ARFIMA, FIGARCH ve APARCH modelleri kullanılarak tahmin edilmektedir. Başka bir ifadeyle enflasyonda ataletin var olup olmadığı var ise bunun büyüklüğü analiz edilmiştir. Tahmin sonuçları enflasyon serisinde anlamlı bir kalıcılığın olmadığını göstermektedir. Ayrıca, APARCH modelinden elde edilen bulgular pozitif şoklara nazaran negatif şokların enflasyon belirsizliği üzerinde daha kalıcı etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Ancak enflasyon serisi üzerinde şokların etkisi uzun süreli değildir. Diğer bir ifade ile düşük miktarda enflasyon belirsizliği ile sonuçlanan hızlı sönümlenme karşımıza çıkmaktadır.

## Persistence of inflation and long term memory in Turkey

### ARTICLE INFO

Received: 22.12.2024  
Accepted: 14.02.2025  
Available online: 28.02.2025  
Article type: Research article

**Keywords:**  
Inflation, Persistence, ARFIMA, FIGARCH, APARCH

### ABSTRACT

This article examines the persistence of inflation in Turkey using an inflation series derived from quarterly Consumer Price Index data between 1955 and 2024. It is thought that Turkey's inflation experience inherently contains inertia, and therefore, persistence in the inflation series might be possible. Whether this is possible or not is estimated using ARFIMA, FIGARCH, and APARCH models. In other words, the existence of inertia in inflation and, if it exists, its magnitude are analyzed. The estimation results indicate that there is no significant persistence in the inflation series. Additionally, findings from the APARCH model show that negative shocks have a more lasting impact on inflation uncertainty compared to positive shocks. However, the effects of shocks on the inflation series are not long-term. In other words, rapid dissipation resulting in low levels of inflation uncertainty is observed.

## 1.Giriş

Birçok ülke, uzun süreli enflasyon dönemleri yaşamıştır. Bu ülkelerdeki enflasyon süreçlerinin, kendi enflasyon deneyimleri tarafından belirlendiği ve yeni şoklar olmadığında enflasyonun kendini yeniden ürettiği ileri sürülmektedir. Bu durum, enflasyon oranlarının zaman serilerinin oldukça kalıcı olduğu anlamına gelir. Türkiye, 1970'lerin sonlarından bu yana uzun süreli yüksek enflasyon deneyimi yaşayan ülkeler arasında en tipik örneklerden biridir. Kronik enflasyon, Türk ekonomisinin temel özelliklerinden biridir. Enflasyon sürecinde atalet varsa, enflasyon oranlarının zaman serileri güçlü bir kalıcılığa sahip olmalıdır. Kalıcılık, enflasyonun önemli bir istatistiksel özelliğini ifade eder; enflasyon oranının cari değeri, geçmiş tarihinden güçlü bir şekilde etkilenir. Başlıca soru şudur: Tek seferlik enflasyon şokları uzun vadeli kalıcılığa yol açar mı? Uzun hafızalı modeller, oldukça kalıcı zaman serisi verilerini somutlaştırmak için yaygın olarak kullanılır. Bu makalede, Türk ekonomisinin tüketici fiyat endeksi (TÜFE) tabanlı enflasyon serisini kullanarak enflasyon serisindeki kalıcılık incelenmiştir.

Enflasyon oranlarının kalıcılığına ilişkin yapılan araştırmalar, genellikle iki temel yaklaşım çerçevesinde incelenmektedir. İlk yaklaşım, enflasyon oranlarında birim köklerinin varlığını test eden yöntemlere dayanır. Bu çalışmalarda, enflasyon serilerinin durağan olup olmadığı analiz edilmektedir. Örneğin, Ball ve Cecchetti (1990), Barsky (1987) ve MacDonald ve Murphy (1989), enflasyon oranlarında birim köklerinin bulunduğunu destekleyen bulgular elde etmişlerdir. Diğer yandan, Rose (1988), enflasyon oranlarında birim köklerinin varlığına karşı çıkan sonuçlar ortaya koymuştur. (Balcılar, 2004, s.26).

Enflasyon oranlarındaki kalıcılık ile ilgili ikinci grup çalışmalar ise, enflasyon oranlarındaki kalıcılığın gücünü incelemek için uzun hafızalı modeller kullanmışlardır. Uzun hafıza, şokların uzun süreli bir etkiye sahip olduğunu, ancak altta yatan sürecin ortalamaya döndüğünü ima eder. Uzun hafıza, sadece durağan olmayan süreçlerin değil, aynı zamanda sabit süreçlerin de bir özelliği olabilir. Uzun hafıza, kesirli bütünleşik bir model olan I(d) ile yakalanabilir.

Baillie vd. (1996), G7 ülkelerinin enflasyon oranlarında uzun hafızayı test etmek için otoregresif kesirli bütünleşik hareketli ortalama (ARFIMA) modellerini kullanmışlar ve bunu destekleyen önemli kanıtlar bulduklarını iddia etmişlerdir. Delgado ve Robinson (1994), İspanyol enflasyon oranında uzun hafızaya dair önemli kanıtlar bulmuşlardır. Daha yakın zamanda, Baum vd. (1999), sanayi ülkelerinin yanı sıra gelişmekte olan ülkelerin CPI ve WPI tabanlı enflasyon oranlarında uzun hafızaya dair önemli kanıtlar bulmuşlardır (Balcılar, 2004, s. 26).

Son araştırmalar, enflasyonun yapısal kalıcılığının optimal para politikalarının belirlenmesinde kritik bir rol oynadığını vurgulamaktadır. Enflasyonun doğası ve yapısal ataleti, para politikalarının etkinliğini doğrudan etkilemektedir. Örneğin, Rudebusch (2002), nominal gelir hedeflemesinin etkinliğinin enflasyonun kalıcılığıyla ters orantılı olduğunu ortaya koymuştur. Walsh (2004), enflasyon kalıcılığı arttıkça fiyat düzeyi hedeflemesinin performansının düştüğünü belirtmiştir. Levin ve Williams (2003) ise, düşük enflasyon kalıcılığına göre tasarlanan bir politikanın, yüksek enflasyon ataleti olan bir ekonomide ciddi olumsuz sonuçlara yol açabileceğini göstermiştir (Amano, 2007, s. 26).

Yapısal enflasyonun kalıcılığı üzerine geniş bir literatür olmasına rağmen, enflasyon sürecindeki rolü hakkında net bir fikir birliği yoktur. Cogely ve Sargent (2001), ABD'de enflasyonun kalıcılığının 1970'lerin başında arttığını ve 1980'lerin başından 2000'e kadar kademeli olarak azaldığını bulmuşlardır. Pivetta ve Reis (2007) ise enflasyonun ABD'deki kalıcılığının 1965'ten bu yana değişmediğini belirtmektedir. Willis (2004), son yirmi yılda ekonomideki yapısal değişikliklerin enflasyonun kalıcılığını ve belirsizliğini azalttığını öne sürmektedir. Fuhrer (2005), yapısal kalıcılığın genel enflasyon dinamiklerini yönlendiren önemli bir faktör olduğunu savunmaktadır. Marques (2004), enflasyon ortalamasının kalıcılığı tanımlamada ve ölçmede önemli bir rol oynadığını vurgulamaktadır. Altissimo vd. (2006) ise enflasyonun kalıcılığının, enflasyonu uzun vadeli dengesinden uzaklaştıran bir şokun ardından yavaş yavaş uzun vadeli değerine yaklaşma eğilimi olduğunu ifade etmektedir.

Pelipas (2012), enflasyonun kalıcılığını ölçmek için iki temel yaklaşım olduğunu belirtir. İlk yaklaşım, tek değişkenli otoregresyon modellerine dayanır ve otoregresif katsayıların toplamı enflasyon kalıcılığının bir ölçüsü olarak kabul edilir. İkinci yaklaşım ise, şokların enflasyon dinamiklerini açıklayan nedensel değişkenlerden geldiği yapısal çok değişkenli modellere dayanır. Marques ve Dias

(2010), enflasyon kalıcılığının uzun vadeli enflasyon düzeyine bağlı olduğunu ve tahminlerin belirlenen ortalama enflasyon seviyesine duyarlı olduğunu vurgular. Sabit bir ortalama varsayımı en yüksek kalıcılığı, zamanla değişen ortalama ise daha düşük kalıcılığı gösterir.

Enflasyon kalıcılığının derecesini doğru ölçmek için, ekonometri teknikleri kullanılarak enflasyon dinamiklerindeki yapısal kırılmaların belirlenmesi gerekmektedir. Farklı kırılma testi yöntemleri, farklı kırılma tarihleri ve sayıları verebilir. Castle vd. (2012), genelden özele yaklaşma ve etki göstergesi doygunluğuna dayanan model seçim prosedüründe birden fazla kırılmanın dikkate alındığını belirtmektedir. Monte Carlo simülasyonları kullanılarak, dürtü göstergesi doygunluk tekniği ile 100 gözlemde 20'ye kadar kayma tespit edilebilmiştir.

Duran ve Dindaroğlu (2021), Türkiye'de bölgesel enflasyon kalıcılığını incelemiş ve enflasyon kalıcılığının coğrafi olarak mekansal bir şekilde dağıldığını bulmuşlardır. Büyük firmaların varlığı ve tarımsal üretim payının artması kalıcılığı azaltırken, sanayi üretim payı ve ticaret hacminin artması kalıcılığı artırmaktadır. Erer (2023) ise, 1999-2021 döneminde OECD ülkelerinde enflasyon kalıcılığını incelemiş ve kriz dönemlerinde enflasyon kalıcılığının arttığını, COVID-19 pandemisi sırasında zirveye ulaştığını tespit etmiştir.

Bazı ülkeler uzun süreli enflasyon dönemleri yaşamıştır. Bu ülkelerde enflasyonist süreçlerin, geçmiş enflasyon deneyimlerinden etkilendiği ve yeni şoklar olmadığında enflasyonun kendini tekrar ettiği belirtilmektedir. Bu durum, enflasyon oranlarının zaman serilerinde oldukça kalıcı olduğunu göstermektedir. Türkiye, 1970'lerin sonlarından itibaren uzun süreli yüksek enflasyon deneyimiyle bu ülkeler arasında öne çıkmaktadır. 1990 - 2002 yılları arasında yaşanan ekonomik bunalımların temel sebebi siyasi istikrarsızlık, dolayısıyla orta ve uzun vadeli ekonomi politikasına sahip olamama nedeni ile 2000lerin başına kadar yüksek enflasyon süreci yaşanmıştır. 2001 Türkiye ekonomik krizi (diğer adıyla 2001 Krizi ya da Kara Çarşamba) sonrası Türkiye'de enflasyon hedeflemesi rejimi 2002-2005 yılları arasında "örtük enflasyon hedeflemesi" şeklinde uygulamaya konulmuştur ve 2006 yılından itibaren ise "açık enflasyon hedeflemesi rejimi" resmi olarak para politikası rejimi olarak benimsenmiştir. Bu süreç sonrası 2000lerin başına kadar kronik enflasyon Türkiye ekonomisinin temel özelliklerinden biri iken 2000 sonrası ile 2010ların sonlarına kadar Türkiye Ekonomisinde enflasyonun anlamlı düzeyde kontrol edildiği gözlenmiştir. Fakat 2020 ve sonrası dönemde Türkiye Ekonomisinde yaşanan enflasyon dinamikleri 2000 öncesi döneme ait dinamiklere benzer özellikler gösterdiği gözlenmektedir. Bu nedenle Türkiye Ekonomisi için enflasyon serisinde kalıcılığın düzeyinin incelenmesi önem kazanmaktadır. Şüphesiz ki enflasyon serisindeki kalıcılığı incelemek önemli olmakla birlikte enflasyon belirsizliğindeki kalıcılığın büyüklüğü de makroekonomik dinamikler açısından önemlidir.

Kısaca, Türkiye Ekonomisine ilişkin olarak vurgulanan süreç ışığı altında bu çalışma Türkiye Ekonomisi için hem enflasyon serisinde hem de enflasyon belirsizliği serisindeki kalıcılığın ilişkin büyüklüğü belirleyip bunun Türkiye Ekonomisi için iktisat politikası açısından değerlendirilmesi oldukça önemlidir. Bu anlamda, Türkiye ekonomisinde son yıllarda yaşanan dinamikler göz önüne alındığında bu çalışma literatüre anlamlı düzeyde katkıda bulunmaktadır. Bu nedenle bu çalışmanın amacı 1955-2024 dönemine ait enflasyon ve enflasyon belirsizliği serilerinde kalıcılık düzeyini inceleyip elde edilen sonuçların makroekonomik sonuçları üzerine politik çıkarımlar yapmaktır. Çalışmada kullanılan enflasyon serisi 1955-2024 yılları arasındaki üç aylık Tüketici Fiyat Endeksi serisindeki yüzde değişim olarak kullanılmıştır. Seri, üç aylık frekans da olduğu için seride mevsimsel dinamikler vardır. GARCH tipi modeller, varyansın zaman içindeki stokastik değişimine izin verdiğinden, tüketici fiyat endeksleri gibi ekonomik zaman serilerini modellemek için giderek daha popüler hale gelmişlerdir (Bollerslev, 1986; Pagan, 1996). Enflasyon belirsizliği, zaman içinde standart sapma veya varyans gibi daha geleneksel yöntemlerden GARCH tipi modeller kullanılarak bu model tahmininden elde edilen koşullu varyans serisinin karekökü olarak kullanılmaktadır. Bu çalışmada enflasyon belirsizliğinin belirlenmesinde FIGARCH ve APARCH modelleri kullanılmıştır. Bu çalışmada, enflasyon serisindeki kalıcılığın ölçülmesinde ARFIMA modeli kullanılırken enflasyon belirsizliğindeki kalıcılığın belirlenmesinde FIGARCH ve APARCH modelleri kullanılmıştır. Çalışmanın sonuçlarına göre enflasyonun kendisinde kalıcılığın zayıf olduğu görülmektedir. Diğer yandan enflasyon belirsizliğinde kalıcılığın orta düzeyde olduğu gözlenirken, pozitif şoklara nazaran

negatif şokların enflasyon belirsizliği üzerinde daha kalıcı etki yaptığı görülmektedir. Ancak enflasyon serisi üzerinde şokların etkisi uzun süreli değildir. Diğer bir ifade ile düşük miktarda belirsizlik ile sonuçlanan hızlı sönümlenme karşımıza çıkmaktadır.

## 2. Yöntem

Bu çalışmada Türkiye'deki enflasyon serilerinin bünyesinde atalet barındırdığı ve dolayısıyla enflasyon serisinde gözlenebilecek bir kalıcılığın mümkün olabileceği düşünülmektedir. Bunun mümkün olup olmadığı ARFIMA, FIGARCH ve APARCH modelleri ile test edilmiştir. Bu modeller bu bölümde ele alınmaktadır. Modellerin test edilmesinde EVIEWS12 programı kullanılmıştır.

Temel ARIMA modeli  $(p, d, q)$  şöyle yazılabilir;

$$y_t = c + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + u_t + \beta_1 u_{t-1} + \dots + \beta_q u_{t-q}, \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

Burada  $\alpha$  ve  $\beta$  katsayılarıdır.  $u$  ise hata terimidir,  $u_t \sim NID(0, \sigma_u^2)$ . Bütünleşik sırasını gösteren "d" ise ARIMA modellerinde tamsayı değerlerini alır ve durağan ise sıfır olup durağan olmadığı durumda en fazla 2 değerini almaktadır. Ancak bütünleşik sırasının kesirli olduğu başka bir ifade ile zaman serisinin uzun hafızaya (long memory) sahip olduğu durumlar da mevcuttur ve bu seriler ARFIMA modelleri ile modellenir (PennState, 2024). Uzun hafıza, geçmiş değerlerin gelecekteki değerler üzerinde kalıcı bir etkisi olduğu ve otokorelasyonların kısa bellek süreçlerine kıyasla daha yavaş azaldığı anlamına gelir. 'd' katsayısı, zaman serisinde uzun bellek varlığını gösterir.

Eğer  $0 < d < 0.5$  ise, seri uzun bellek sergiler ve durağandır. 'd' değeri 0.5'e ne kadar yakınsa, uzun bellek o kadar güçlüdür.

Eğer  $d = 0$  ise, seri uzun bellek olmadan standart bir ARMA (Otokorelasyonlu Hareketli Ortalama) sürecidir.

Eğer  $d = 1$  ise, seri birim kök süreci olup, rastgele yürüyüşe benzer ve durağan değildir.

Eğer  $d > 0.5$  ise, seri durağan değildir ancak ortalamaya döner.

Eğer  $-0.5 < d < 0$  ise, seri kısa bellek ile durağandır.

Daha yüksek bir 'd' değeri, zaman serisine olan şokların daha uzun süreli bir etkiye sahip olacağını, daha düşük bir 'd' değeri ise şokların etkilerinin daha hızlı dağılacığını gösterir. 'd' katsayısı, zaman serisi verilerinin kalıcılık ve bellek özelliklerini anlamaya yardımcı olur (PennState, 2024). Eğer bir zaman serisi oynak bir yapıya sahipse bu durumda denkleme ARCH (otoregresif koşullu değişen varyans) etkisini de eklemek gerekmektedir. Hem ARCH etkisini hem de uzun hafızayı dikkate alan model ise FIGARCH modelidir (Baillie, Bollerslev ve Mikkelsen, 1996).

FIGARCH modeli, koşullu varyans fonksiyonunda gecikmeli kare veya mutlak yenilikler için yavaş bir hiperbolik azalmaya izin verir. Bu model, varyansın zamana bağlılığını yönetebilir ve getiriler için uzun bellek davranışı sergileyen leptokurtik bir koşulsuz dağılımı destekler.

Ballie vd. (1996) tarafından geliştirilen IGARCH-FIGARCH  $(p, d, q)$  modeli şöyle yazılabilir;

$$\Phi(L)(1-L)^d \varepsilon_t^2 = \omega + [1 - \beta(L)]v_t \quad (2)$$

burada  $0 \leq d \leq 1$  kesirli diferansiyel parametresidir.

<sup>1</sup> Leptokurtik bir dağılım, aykırı değerlere sahip verilerin daha fazla olduğu bir durumu ifade edebilir. Mesokurtik bir dağılım ise normal dağılıma benzer bir tepesi ve kuyruğu olan bir dağılımdır. Bu, verilerin normal dağılıma oldukça yakın olduğu bir durumu ifade eder.

Bu form, koşullu varyansı modellemede daha fazla esneklik sunar, çünkü ( $d = 0$ ) olduğunda kovaryans durağan GARCH modelini ve ( $d = 1$ ) olduğunda IGARCH modelini gerektirecektir. FIGARCH modelinde, koşullu varyansa şokların kalıcılığı veya uzun bellek derecesi, kesirli bir fark parametresi ( $d$ ) tarafından belirlenir. Modelin çekiciliği, ( $0 < d < 1$ ) aralığında bir ara kalıcılık derecesine izin vermesidir. Özellikle, FIGARCH modeli, koşullu varyans fonksiyonunda gecikmeli kare yenilikler için yavaş bir hiperbolik azalma oranı öngörür, ancak bir volatilité şokunun gelecekteki koşullu varyansın optimal tahminleri üzerindeki etkisiyle ilişkili kümülatif darbe yanıtı ağırlıkları nihayetinde sifıra doğru eğilim gösterir.

ARCH çerçevesinde, Baillie vd. (1996) tarafından tanımlanan Kesirli Bütünleşik GARCH (FIGARCH) süreci geleneksel Genelleştirilmiş ARCH (GARCH) veya Bütünleşik GARCH (IGARCH) süreçlerinden daha esnek olması ve her ikisini de özel durumlar olarak barındırması nedeniyle özellikle anlamlı görünmektedir. Kesirli bir fark parametresi ekleyerek ( $d$ ) bu model, gözlemlenen verilerdeki kalıcılığın hesaba katılmasına olanak tanır. Model  $0 < d < 1$  için orta düzeyde kalıcılığa izin verecek kadar esnek bir yapıya sahiptir. Bu da onu uygulamalarda daha cazip kılmaktadır.

ARFIMA modelinde olduğu gibi burada da, ' $d$ ' katsayısı, zaman serisi verilerinin volatilitesindeki kalıcılığı ve bellek özelliklerini anlamaya yardımcı olur. FIGARCH (Kesirli Bütünleşik Genelleştirilmiş Otoresif Koşullu Değişen Varyans) modelindeki ' $d$ ' katsayısı, belirsizlik sürecindeki kesirli entegrasyon derecesini temsil eder. ' $d$ ' katsayısı, zaman serisinin volatilitesinde uzun bellek varlığını gösterir. Uzun bellek, geçmiş volatilité şoklarının gelecekteki volatilité üzerinde kalıcı bir etkisi olduğu ve otokorelasyonların kısa bellek süreçlerine kıyasla daha yavaş azaldığı anlamına gelir.

Eğer  $0 < d < 0.50$  ise, seri uzun bellek sergiler ve durağandır. ' $d$ ' değeri 0.5'e ne kadar yakınsa, uzun bellek o kadar güçlüdür.

Eğer  $d = 0$  ise, seri uzun bellek olmadan standart bir GARCH sürecidir.

Eğer  $d = 1$  ise, seri bir IGARCH süreci olup, durağan değildir.

Eğer  $d > 0.5$  ise, seri durağan değildir ancak ortalamaya döner.

Eğer  $-0.5 < d < 0$  ise, seri kısa bellek ile durağandır.

Daha yüksek bir ' $d$ ' değeri, volatilité şoklarının daha uzun süreli bir etkiye sahip olacağını, daha düşük bir ' $d$ ' değeri ise şokların etkilerinin daha hızlı dağılacığını gösterir.

Volatilité yapısının asimetrik olup olmadığını dikkate alan model ise Ding vd. (1993) tarafından geliştirilen APARCH modelidir. Özetle, APARCH( $p, q$ ) modeli, asimetri ve uzun bellek etkilerini içeren volatilitéyi modellemek için esnek bir çerçeve sağlar ve finansal zaman serilerinin karmaşık dinamiklerini yakalamak için uygundur.

APARCH( $p, q$ ) modelinin tanımlanmış hali şu şekildedir:

$$y_t = x_{1,t}\mu + \epsilon_t \quad (3)$$

$$\epsilon_t = \sigma_t Z_t \quad (4)$$

$$\sigma_t^\delta = x_{2,t}\omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i k(\epsilon_{t-i})^\delta + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^\delta \quad (5)$$

$$k(\epsilon_{t-i}) = |\epsilon_{t-i}| - \gamma_i \epsilon_{t-i} \quad (6)$$

Burada  $x_{1,t}$  ve  $x_{2,t}$  zayıf dışsal değişkenler vektörleridir.  $\mu$ ,  $\omega$ ,  $\alpha_i$ ,  $\gamma_i$ ,  $\beta_j$  ve  $\delta$  tahmin edilecek parametreler.  $\omega$ , modeldeki sabit terimdir ve uzun vadeli ortalama volatilité seviyesini temsil eder.  $\alpha_i$ , geçmiş mutlak getirilerin mevcut volatilité üzerindeki etkisini ölçer. Daha yüksek  $\alpha_i$  değerleri, büyük geçmiş getirilerin (pozitif veya negatif) mevcut volatilité üzerinde önemli bir etkisi olduğunu gösterir.  $\beta_j$ , volatilitenin kalıcılığını yakalar. Daha yüksek  $\beta_j$  değerleri, geçmiş volatilitenin mevcut volatilité üzerinde güçlü bir etkisi olduğunu ve volatilitenin kümelenmesini gösterir.  $\gamma_i$ , negatif getirilerin aynı büyüklükteki pozitif getirilere kıyasla volatilité üzerindeki farklı etkilerini hesaba katar. Eğer  $\gamma_i$  pozitifse, negatif getiriler volatilitéyi pozitif getirilerden daha fazla artırır.  $\delta$ , mutlak getirilerin hangi

kuvvete yükseltileceğini kontrol eder. Getiriler ve volatilité arasındaki ilişkiyi modellemede esneklik sağlar.  $\delta = 2$  olduğunda, model standart GARCH modeline indirgenir.  $\delta$  ( $\delta > 0$ ): Koşullu standart sapmanın Box-Cox dönüşümünü temsil eder. Burada,  $\gamma_i$  kaldıraç etkisini yansıtır. Pozitif  $\gamma_i$  değeri, geçmiş negatif şokların mevcut koşullu belirsizlik üzerinde daha derin bir etkiye sahip olduğunu gösterir. APARCH denklemi aşağıdaki koşulları karşılamalıdır;  $\alpha_j = 0, j = 1, 2, \dots, q, \beta_i = 0, i = 1, 2, \dots, p$  olduğunda,  $\sigma_t^2 = \omega$  olur. Bundan dolayı varyans pozitifdir. Yani  $\omega > 0$  dir.  $0 \leq \sum q_{i=1}$  ve  $\beta_i \leq 1$  olmalıdır.

### 3. Ampirik bulgular

Bu makalede, 1955-2024 yılları arasındaki üç aylık Tüketici Fiyat Endeksi verilerinden elde edilmiş enflasyon serisi kullanılmaktadır. Bu seri "Federal Reserve Bank of St. Louis (FRED)" veri tabanından elde edilmiştir. Bu döneme ait enflasyon serisinin grafiği Şekil 1'de verilmiştir. Şekil 1'de verilen enflasyon seri incelendiğinde Türkiye Ekonomisinin yaşadığı enflasyonist süreç açıkça izlenebilmektedir. İncelediğimiz dönem itibarıyla Türkiye'de yaşanan enflasyonist süreç, ekonomik, siyasi ve sosyal gelişmelerle şekillenen bir süreçtir. Bu süreç kimi dönemlerde yüksek enflasyon, kronik istikrarsızlık, ekonomik krizler ve reform girişimleriyle dolu bir tarihi kapsar.

1970'lerde Türkiye, petrol krizleri, artan dış ticaret açığı ve kamu harcamalarındaki kontrolsüz artış nedeniyle yüksek enflasyonla tanışmıştır. 1973 ve 1979 petrol krizleri ve Kıbrıs krizi ile birlikte uygulanan ambargo enerji fiyatlarını artırmış ve ithalat maliyetlerini yükseltmiştir. 1970'lerin sonunda enflasyon oranının %50'leri aşmış olduğu görülmektedir. 24 Ocak 1980 kararlarıyla Türkiye, serbest piyasa ekonomisine geçiş yapmış ve dış ticaret rejimini liberalleştirmiştir. Ancak bu dönemde de enflasyonun kontrol altına alınmadığı görülmektedir. 1980'lerde enflasyon, %30-50 bandında seyretmektedir. 1988'de enflasyon %75'e yaklaşmış ve Türkiye, bu dönem "yüksek enflasyon" kategorisine girmiştir. 1990'lar, yine Türkiye'nin enflasyonla mücadelede başarısız olduğu bir dönemdir. Bu dönemde enflasyon oranı %70 ile %100 arasında seyretmiştir. Bu dönemde kamu açıkları, yüksek faiz oranları ve siyasi istikrarsızlık enflasyonun başlıca nedenleri olarak görülmektedir. 1994'te ise Türkiye, ciddi bir ekonomik kriz yaşamış, enflasyon %150'ye yaklaşmış ve Türk Lirası hızla değer kaybetmiştir. 1999'da IMF ile stand-by anlaşması imzalanmış ve enflasyonla mücadele için yapısal reformlar planlanmıştır (Akyüz ve Boratav, 2003).

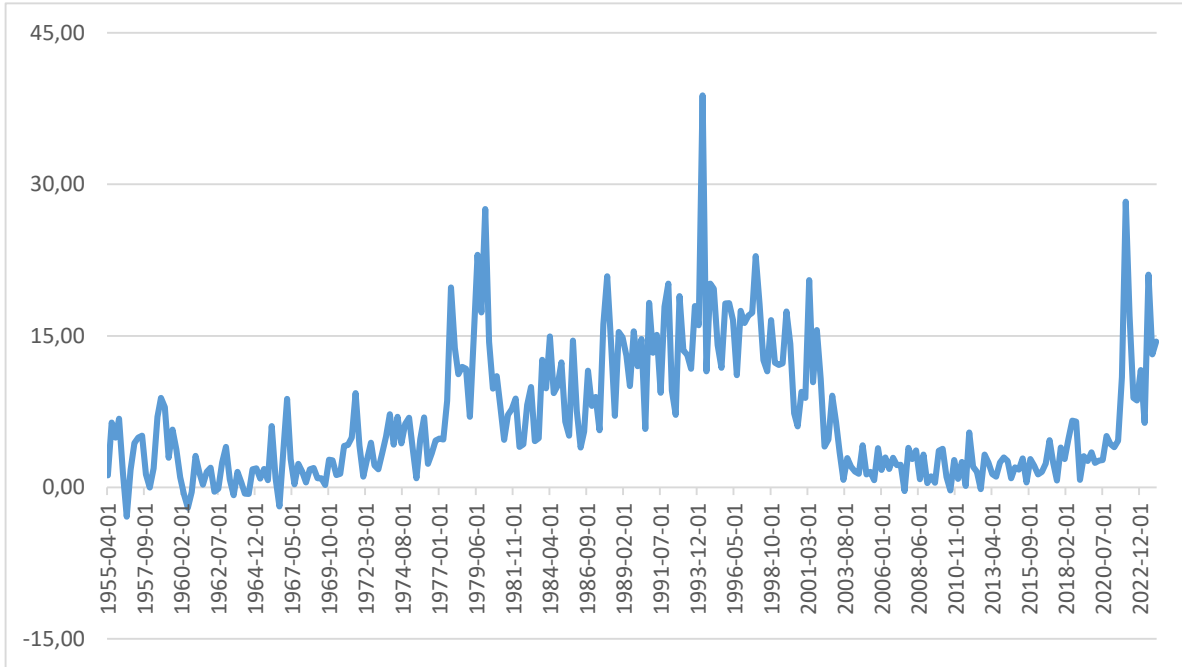
2000'li yıllarda enflasyonla mücadelede göreceli bir istikrarın yakalandığı görülmektedir. 2001 krizi, Türkiye ekonomisi için bir dönüm noktası olmuştur. Türkiye'de Enflasyon Hedeflemesi Uygulaması merkez bankasının fiyat istikrarını sağlamak amacıyla belirli bir enflasyon oranını hedef alarak para politikalarını şekillendirdiği bir stratejidir. Türkiye'de enflasyon hedeflemesi uygulaması, 2002 yılında başlamış bir süreçtir. Bu süreç, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın (TCMB) bağımsız bir kurum olarak öne çıktığı ve fiyat istikrarını öncelikli hedef olarak belirlediği bir dönemi işaret eder. 2002-2006 yılları arasında enflasyon hedeflemesi stratejisi başarılı sonuçlar vermiş ve enflasyon oranı, 2004 yılında tek haneli rakamlara (%9,3) düşmüştür. Bu dönemde TCMB, şeffaf bir iletişim politikası izleyerek enflasyon raporları yayımlamış ve piyasa aktörlerine güven vermiştir (TCMB, 2006).

2008 küresel finans krizi ve 2013'teki FED'in sıkı para politikaları, Türkiye'nin enflasyon hedeflemesi sürecini olumsuz etkilemiştir. 2010'ların başında enflasyon, %6 ile %8 arasında kontrol altında tutulmuştur. Ancak 2013'ten itibaren ekonomik büyüme, dış borçlar ve siyasi belirsizlikler enflasyonu artırmıştır. 2018'de Türkiye, ciddi bir döviz kuru krizi yaşamıştır. TL hızla değer kaybetmiş ve enflasyon %25'i aşmıştır. 2019'da enflasyon %15 ile %20 bandında seyretmiştir. Bu dönemde Türkiye, tekrar yüksek enflasyonla karşı karşıya kalmıştır (Orhangazi ve Yeldan, 2021, s. 461-463).

2020'de COVID-19 pandemisi, küresel tedarik zincirlerini bozmuş ve enflasyonist etki yapmıştır. Bu dönemde Türkiye'de enflasyon %14,6 civarındadır. 2021'de TL'nin değer kaybı, enerji fiyatlarındaki artış ve merkez bankası politikaları nedeniyle enflasyon %36'yı aşmıştır. Bu dönemde TCMB'nin bağımsızlığının zaman zaman sorgulanması ve siyasi baskılar, enflasyon hedeflemesi stratejisinin etkinliğini azaltmıştır. 2022'de enflasyon, %80'i geçerek son 24 yılın en yüksek noktasına ulaşmıştır. Bu dönemde enflasyondaki artışın esas olarak gıda, enerji ve ulaştırma fiyatlarındaki artıştan kaynaklandığı görülmektedir. 2023'te enflasyon, %60-70 bandında seyretmiş ve Türkiye, yüksek

enflasyonla mücadele için yeni politikalar arayışına girmiştir. 2023-2024 yıllarında TCMB'nın, enflasyon hedeflerini yeniden gözden geçirerek daha etkin bir para politikası izlemeye başladığı görülmektedir (TCMB, 2024).

Türkiye Ekonomisinde son dönemlerde yaşanan gelişmeler enflasyon serisindeki kalıcılığı yeniden gündeme getirdiği görülmektedir. Enflasyon serisinde kalıcılığın ölçümüne yönelik literatürde genellikle temelde iki farklı yaklaşım vardır. Bunlardan biri, enflasyon kalıcılığının ölçümü için enflasyon serisinin tek değişkenli zaman serisi modelleri ve enflasyon dinamiklerini açıklamaya yönelik yapısal modelleri kullanır. Birinci yaklaşım "tek değişkenli" yaklaşım, ikinci yaklaşımı ise "çok değişkenli" yaklaşım olarak adlandırılabilir. Kalıcılık, genellikle enflasyon serisine gelen şokların süresiyle ilişkilendirilir. Tek değişkenli yaklaşımda, genellikle enflasyon serisinin tek denklemlerle bir otoregresif sürece sahip olduğu varsayılır ve şoklar otoregresif sürecin beyaz gürültü bileşeni ile ölçülebilir. Bu çalışmada tek değişkenli yaklaşım kullanılarak enflasyon süresindeki kalıcılık analiz edilmiştir. Literatür de bazı çalışmalar hariç, ampirik literatürün büyük bir kısmı enflasyon kalıcılığını değerlendirirken enflasyonun ortalamasının analiz edilen dönem boyunca sabit olduğunu varsayar. Her ne kadar son dönemdeki bazı çalışmalar bunun kalıcılık tahminleri için potansiyel bir sorun olabileceğini kabul etse de, bu sorun genellikle enflasyonun ortalamasında bir veya birkaç (bazen tek bir) yapısal kırılma olasılığını dikkate alarak ele alınmıştır. Çalışmaya konu olan enflasyon serisinin grafiği Şekil 1'de verilmiştir. Şekil 1 de grafiği verilen enflasyon serisinin dinamik özellikleri incelendiğinde farklı dönemlerde sapan enflasyon gerçekleştirmeleri ve yapısal kırılmaların olduğu gözlenmektedir. Bu çalışmada "anlamlı" olmak üzere toplam 3 farklı model tahmini rapor edilmiştir. Bu nedenle, Türkiye Ekonomisine ait enflasyon serisinde 4 farklı döneme ait sapan değerlere ilişkin kukla değişken kullanılmıştır. Bu kukla değişkenler sırası ile DUM80M02, DUM87M12, DUM94M04 ve DUM01M04 dir. Bu kukla değişkenler sırası ile 24 Ocak 1980 Kararları, 1987 yılında Dış Ticaretin Serbestleştirilmesi, Mart 1994 krizi ve 2001 krizine karşılık gelmektedir. Bu tahminler sırası ile Tablo 2, 3 ve 4 de rapor edilmiştir.



Şekil 1. 1955-2024 yılları için çeyrek verilerle Türkiye TÜFE. (Consumer Price Index: All Items: Total for Turkey, Growth rate previous period, Quarterly, Not Seasonally Adjusted). Kaynak: FRED

Tablo 1’de 1954-2024 yılları TÜFE serisi için tanımlayıcı istatistikler verilmektedir.

Tablo 1  
1954-2024 Yılları TÜFE Serisi için Tanımlayıcı İstatistikler

	TÜFE	TÜFESA
Ortalama	2,172910	2,173023
Median	1,516622	1,498561
En Yüksek Değer	23,38377	23,16874
En Küçük Değer	-4,347826	-3,705459
Std. Hata.	2,391040	2,324100
Çarpıklık	1,879378	1,906511
Basıklık	11,64476	12,33895
Jarque-Bera	3073,081	3519,034
Olasılık değ.	0,000000	0,000000
Toplam	1803,516	1803,609
Sapmaların Kareler Top.	4739,52	4477,795
Gözlem sayısı	830	830

Tablo 2’de ARIMA/ARFIMA modeli uygulama sonuçları verilmektedir. Bu çalışmada Türkiye ekonomisindeki önemli geçiş dönemleri kırılma noktaları olarak varsayılmıştır. Bu yıllar sırasıyla 1980, 1987, 1994 ve 2001 yılları olarak belirlenmiştir. Bu kukla değişkenlerin belirlenmesinde sadece tarihi dönmüm noktaları ile enflasyon serisinde gözlenen benzerlikten hareket edilmiştir.

Tablo 2  
ARIMA/ARFIMA Modeli Uygulama Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Std. Hata	t-istat.	Olasılık değ.
C	1,91672	0,970117	1,97576	0,0485
DUM80M02	7,216186	2,091775	3,44979	0,0006
DUM87M12	6,483652	1,92496	3,3682	0,0008
DUM94M04	16,78503	0,936207	17,92877	0,0000
DUM01M04	5,454282	1,843043	2,95939	0,0032
@SEAS(1)	0,934996	0,213333	4,382812	0,0000
@SEAS(2)	0,166174	0,296866	0,55976	0,5758
@SEAS(3)	-0,046408	0,291857	-0,15901	0,8737
@SEAS(4)	0,045666	0,298223	0,153127	0,8783
@SEAS(5)	-0,259115	0,294126	-0,88097	0,3786
@SEAS(6)	-0,561624	0,251624	-2,232	0,0259
@SEAS(7)	-0,505898	0,245657	-2,05937	0,0398
@SEAS(8)	-0,441508	0,311449	-1,41759	0,1567
@SEAS(9)	0,645784	0,269681	2,394618	0,0169
@SEAS(10)	1,248242	0,286875	4,351174	0,0000
@SEAS(11)	0,399723	0,235013	1,700858	0,0894
d	0,345819	0,036553	9,460718	0,0000
AR(7)	0,117708	0,028906	4,072111	0,0001
AR(12)	0,157237	0,032277	4,871511	0,0000
MA(1)	0,128009	0,045476	2,814833	0,0050
SIGMASQ	1,908722	0,054905	34,76429	0,0000



Tanımlayıcı Testler			
R-kare	0,665734	Bağımlı Değ. Ortalam.	2,17291
Düzeltilmiş R-kare	0,65747	Bağımlı Değ.Std.Sap.	2,39104
Regresyonun Std.Ha.	1,399382	Akaike bilgi kriteri	3,537318
Artıkların Kare.Top.	1584,239	Schwarz kriteri	3,656776
Log likelihood	-1446,987	Hannan-Quinn kriteri	3,583128
F-istatistiği	80,56128	Durbin-Watson istat.	2,000802
Olasılık(F-ist.)	0,0000		
Q(10)	0,167		
Q(15)	0,427		
ARCH(5)	0,202		
ARCH(10)	0,258		
ARCH(15)	0,459		

Daha yüksek bir 'd' değeri, zaman serisine olan şokların daha uzun süreli bir etkiye sahip olacağını, daha düşük bir 'd' değeri ise şokların etkilerinin daha hızlı dağılacığını gösterir. 'd' katsayısı, zaman serisi verilerinin kalıcılık ve bellek özelliklerini anlamaya yardımcı olur (PennState, 2024). Tablo 2’de görüleceği üzere ‘d’ katsayısı 0.3458 bulunduğu için enflasyon serisinin kendisinde kalıcılık zayıftır.

FIGARCH modeli uygulama sonuçları Tablo 3’de verilmektedir.

Tablo 3

*FIGARCH Modeli Uygulama Sonuçları*

Değişkenler	Katsayılar	Std. Hata	z-İstatistiği	Olasılık değ.
C	-0,16698	0,548802	-0,30426	0,7609
DUM80M02	7,504743	2,32943	3,221708	0,0013
DUM87M12	7,536093	1,649187	4,569581	0,0000
DUM94M04	18,40822	1,691459	10,88304	0,0000
DUM01M04	6,045308	1,716029	3,522846	0,0004
@SEAS(1)	0,711393	0,117463	6,056328	0,0000
@SEAS(2)	0,048801	0,1375	0,354913	0,7227
@SEAS(3)	0,06142	0,143339	0,428495	0,6683
@SEAS(4)	0,338361	0,142943	2,367102	0,0179
@SEAS(5)	0,006221	0,143886	0,043236	0,9655
@SEAS(6)	-0,5385	0,144805	-3,71877	0,0002
@SEAS(7)	-0,39753	0,149067	-2,66678	0,0077
@SEAS(8)	-0,10285	0,147185	-0,69879	0,4847
@SEAS(9)	0,476225	0,144651	3,292236	0,001
@SEAS(10)	1,446766	0,140669	10,28489	0,0000
@SEAS(11)	0,537564	0,117984	4,556261	0,0000
AR(1)	1,327959	0,034485	38,50805	0,0000
AR(2)	-0,3356	0,033519	-10,0124	0,0000
MA(1)	-0,90689	0,016592	-54,6598	0,0000

Variance Denklemi				
C(20)	0,040166	0,031395	1,279378	0,2008
RESID(-1)^2	0,355761	0,157091	2,264674	0,0235
GARCH(-1)	0,664537	0,153117	4,340073	0,0000
d	0,528122	0,196317	2,690147	0,0071
GED PARAMETER	1,098335	0,058605	18,74129	0,0000
Tanımlayıcı Testler				
R-kare	0,648141	Bağımlı Değ. Ortalam.		2.179228
Düzeltilmiş R-kare	0,640313	Bağımlı Değ. Std.Sap.		2.390364
Regresyonun Std.Ha.	1,433595	Akaike bilgi kriteri		3.259396
Artıkların Kare.Top	1662,654	Schwarz kriteri		3.396179
Log likelihood	-1325,39	Hannan-Quinn kriteri		3.311856
Durbin-Watson ista.	1,929985			
Q(5)	0,407			
Q(10)	0,204			
Q(15)	0,047			
ARCH(5)	0,954			
ARCH(10)	0,972			
ARCH(15)	0,994			

Not: Örnek öncesi varyans, 0.7 parametre değeri ile geri yayma yöntemi kullanılarak tahmin edilmiştir.

$$\text{GARCH} = \text{C}(20) + \text{C}(21) * \text{RESID}(-1)^2 + \text{C}(22) * \text{GARCH}(-1)$$

ARFIMA modelinde olduğu gibi burada da, 'd' katsayısı, zaman serisi verilerinin volatilitesindeki kalıcılık ve bellek özelliklerini anlamaya yardımcı olur. FIGARCH modelindeki 'd' katsayısı, volatilité sürecindeki kesirli entegrasyon derecesini temsil eder. 'd' katsayısı, zaman serisinin volatilitesinde uzun bellek varlığını gösterir. Uzun bellek, geçmiş volatilité şoklarının gelecekteki volatilité üzerinde kalıcı bir etkisi olduğu ve otokorelasyonların kısa bellek süreçlerine kıyasla daha yavaş azaldığı anlamına gelir.

Daha yüksek bir 'd' değeri, volatilité şoklarının daha uzun süreli bir etkiye sahip olacağını, daha düşük bir 'd' değeri ise şokların etkilerinin daha hızlı dağılacığını gösterir.

Tablo 3'den görüleceği üzere bu 'd' katsayısı  $d=0.528122$  olarak bulunmuştur. Bu sonuç bize enflasyon volatilitesinde kalıcılığın orta düzeyde olduğunu göstermektedir.

APARCH modeli uygulama sonuçları Tablo 4'de verilmektedir.

Tablo 4

*APARCH Modeli Uygulama Sonuçları*

Değişkenler	Katsayılar	Std. Hata	z-İstatistiği	Olasılık değ.
C	2,318395	0,868452	2,669573	0,0076
DUM80M02	8,219255	5,444996	1,509506	0,1312
DUM87M12	6,633708	5,438546	1,219758	0,2226
DUM94M04	16,91173	1,865089	9,067518	0,0000
DUM01M04	5,839958	3,349836	1,743357	0,0813
@SEAS(1)	0,785262	0,154953	5,067733	0,0000
@SEAS(2)	0,097883	0,174982	0,559388	0,5759
@SEAS(3)	0,144954	0,178639	0,811438	0,4171
@SEAS(4)	0,151808	0,182668	0,831062	0,4059

@SEAS(5)	-0,030646	0,182905	-0,167549	0,8669
@SEAS(6)	-0,55594	0,174611	-3,183882	0,0015
@SEAS(7)	-0,532912	0,184345	-2,890842	0,0038
@SEAS(8)	-0,350356	0,190973	-1,834583	0,0666
@SEAS(9)	0,487296	0,188444	2,58589	0,0097
@SEAS(10)	1,322762	0,180205	7,34031	0,0000
@SEAS(11)	0,209301	0,140506	1,489624	0,1363
AR(1)	1,297144	0,051547	25,1643	0,0000
AR(2)	-0,305816	0,04994	-6,123658	0,0000
MA(1)	-0,873629	0,027385	-31,90167	0,0000
Varyans Denklemi				
C(20)	0,047304	0,010979	4,30859	0,0000
C(21)	0,10149	0,039722	2,554994	0,0106
C(22)	-0,99346	0,479351	-2,072509	0,0382
C(23)	0,883705	0,01692	52,22757	0,0000
C(24)	1,195208	0,195417	6,116183	0,0000
Tanımlayıcı Testler				
R-kare	0,657773	Bağımlı Değ. Ortalam.		2,179228
Düzeltilmiş R-kare	0,650158	Bağımlı Değ. Std. Sap		2,390364
Regresyonun Std. Ha	1,413838	Akaike bilgi kriteri		3,372291
Artıkların Kare. Top.	1617,142	Schwarz kriteri		3,509073
Log likelihood	-1372,128	Hannan-Quinn kriteri		3,424751
Durbin-Watson istat.	1,958779			
Q(5)	0,56			
Q(10)	0,214			
Q(15)	0,067			
ARCH(5)	0,923			
ARCH(10)	0,974			
ARCH(15)	0,996			

Not: Örnek öncesi varyans, 0,7 parametre değeri ile geri yayma yöntemi kullanılarak tahmin edilmiştir.

$$\text{@SQRT(GARCH)}^{\text{C(24)}} = \text{C(20)} + \text{C(21)} * (\text{ABS}(\text{RESID}(-1))) - \text{C(22)} * \text{RESID}(-1) + \text{C(23)} * \text{@SQRT(GARCH)}^{\text{C(24)}}$$

APARCH(p, q) modelinde, C katsayıları genellikle modelin yapısıyla ilgili parametrelerden birini temsil eder, örneğin geçmiş kare getiriler veya geçmiş koşullu varyanslar için katsayılarıdır. Bu katsayılar volatilité üzerindeki etkileri de göstermektedir. Geçmiş kare getiriler veya geçmiş koşullu varyansların mevcut volatilité üzerindeki etkisini ölçer. Daha yüksek bir değér, geçmiş değérlerin mevcut volatilité üzerindeki daha güçlü bir etkisini gösterir. Aynı zamanda kalıcılık hakkında da bilgi verir. Eđer C katsayıları geçmiş koşullu varyanslarla ilişkilendirilmişse, bu volatilitenin kalıcılığını gösterir. Daha yüksek bir katsayı, volatilité şoklarının daha uzun süreli bir etkiye sahip olduğunu gösterir. Son olarak kaldıraç etkisi hakkında da bize fikir verir. Eđer katsayı geçmiş getirilerle ilişkilirse, bu kaldıraç etkisini yakalayabilir, yani negatif getirilerin aynı büyüklükteki pozitif getirilere kıyasla volatilité üzerindeki farklı etkilerini gösterecektir.

Bu çalışmada C(21) katsayısı pozitif şokların volatilitenin kalıcılığı hakkında bize fikir vermekte, C(23) katsayısı ise negatif şokların volatilitenin kalıcılığı hakkında bize fikir vermektedir. C(24) katsayısı ise güç terimi ya da bozunma değeri hakkında bilgi vermektedir.

Bu açıklamalar çerçevesinde, bu çalışmada negatif şokların enflasyon belirsizliği üzerinde daha kalıcı olduğu görülmektedir. Aynı zamanda C(24) 0'dan çok uzaktır; bu, çok hızlı bir azalma oranı anlamına

gelir; bu, şokların etkisinin uzun süreli olmadığı ve düşük miktarda volatilité ile sonuçlanan hızlı sönümlenme anlamına gelecektir.

## 5. Sonuç

Türkiye'deki devam eden ekonomik kriz, ülke genelinde birçok hane ve işletmeyi önemli ölçüde etkilemiştir. Temel ihtiyaçların maliyeti dramatik bir şekilde artmıştır. Örneğin gıda fiyatları 2024 Ocak ayında bir önceki yılın aynı ayına göre % 69,71 oranında yükselmiştir. Bu fiyat artışının en önemli nedeni Türkiye'nin petrol ve doğal gaz ithalatına olan bağımlılığıdır. Bu durum diğer ürünlerin de maliyetlerini artırmaktadır. Türkiye petrolünün %93'ünü ve doğal gazının %99'unu ithal etmektedir ve her ikisi de dolar üzerinden fiyatlandırılmaktadır, bu da zayıflayan lira nedeniyle genel olarak artan maliyetlere yol açmaktadır.

2024 Türkiye'sinin enflasyon krizinin arka planında var olan belirleyiciler 1978-79 dönemindeki belirleyicilere oldukça benzemektedir. Bu dinamiklerin en önemlilerinin ithal hammaddeye özellikle petrol ve doğal gaz bağımlılık ve beraberinde dış açıklar ve kısa vadeli sermaye hareketlerinin döviz kurlarındaki ani sıçramaları tetiklemesi olduğu bilinmektedir. Bu açıdan bakıldığında Türkiye'de enflasyon serisinde uzun dönem hafızanın olması ve 1978-79 dönemine benzer bir ivmelenmenin 2021 yılından itibaren tekrarlanması uzun dönem hafıza ve enflasyonun kalıcılığı ile ilgili tartışmaları desteklemektedir. Bu çerçevede Türkiye'deki enflasyon tecrübesinin bünyesinde atalet barındırdığı ve dolayısıyla kalıcı bir enflasyon serisinin mümkün olabileceği düşünülmektedir.

1955'ten 2024'e kadar olan dönemdeki üç aylık Tüketici Fiyat Endeksi verilerini kullanarak enflasyonun kalıcılığı ile ilgili yapılan testlerde Türkiye'de enflasyonda kalıcılığın olduğu görülmektedir ancak bu kalıcılık zayıf olarak nitelendirilebilecek bir kalıcılıktır. Dolayısıyla ARFIMA, FIGARCH ve APARCH modelleri kullanılarak yapılan test sonuçlarına göre, enflasyon serisinde güçlü bir kalıcılık olmadığı görülmektedir. ARIMA modeli testleri, enflasyonun kendisinde zayıf bir kalıcılık olduğunu ortaya koymaktadır. FIGARCH modeli testleri, enflasyon belirsizliğinde orta düzeyde bir kalıcılık olduğunu göstermektedir. APARCH modeli testleri ise negatif şokların enflasyon belirsizliği üzerinde pozitif şoklara kıyasla daha kalıcı bir etki yaptığını göstermektedir. Diğer taraftan enflasyon serisi üzerindeki şokların etkileri uzun süreli değildir ve hızlı bir sönümlenme ile düşük bir volatilité ortaya çıkmaktadır.

Sonuç olarak 2021 sonrasında 1978-79 dönemine benzer bir enflasyonist sürecin başlamış olabileceğine ilişkin öngörülerimiz yaptığımız ampirik testlerimiz ile tam olarak desteklenmemektedir. 1980 öncesi döneme benzer bir enflasyon serisinin 2021 sonrasında tekrarlamasının arka planında uzun dönem hafızaya ve enflasyonun kalıcılığına ilişkin güçlü bir kanıt bulunmamıştır. Testler bu argümanı zayıf bir şekilde desteklemektedir. Ancak enflasyon serisinde görülen benzer trendin açıklanmasının yapılması gerekmektedir. Bu açıklama belki yaşanan iki ayrı döneme ilişkin benzer enflasyon trendinin arka planında siyasi istikrarsızlığın ve iyi çalışmayan karar mekanizmalarının varlığında yatmaktadır.

## Yazar beyanı

### Araştırma ve yayın etiği beyanı

Bu çalışma bilimsel araştırma ve yayın etiği kurallarına uygun olarak hazırlanmıştır.

### Etik kurul onayı

Bu çalışma için etik kurul onayı gerekmemektedir.

### Yazar katkıları

Çalışma tek yazarlıdır.

### Çıkar çatışması

Yazar açısından ya da üçüncü taraflar açısından çalışmadan kaynaklı çıkar çatışması bulunmamaktadır.

### Destek beyanı

Bu çalışma için herhangi bir destek alınmamıştır.

**Kaynakça**

- Altissimo, F., Ehrmann, M. ve Smets, F. (2006). Inflation persistence and price-setting behaviour in the euro area: A summary of the IPN evidence. *Occasional Paper 46*, European Central Bank.
- Amano, R. (2007). Inflation persistence and monetary policy: A simple result. *Economics Letters*, 94(1), 26-31. Doi: <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2006.06.022>.
- Akyüz, Y., ve Boratav, K. (2003). The making of the Turkish financial crisis. *World development*, 31(9), 1549-1566. Doi: [https://doi.org/10.1016/S0305-750X\(03\)00108-6](https://doi.org/10.1016/S0305-750X(03)00108-6)
- Baillie, R., Chung, C. F. ve Tieslau, M. A. (1996). Analysing Inflation by the Fractionally Integrated ARFIMA-GARCH Model. *Journal of Applied Econometrics*, 11(1), 23-40. Doi: <https://doi.org/10.1002/%28SICI%291099-1255%28199601%2911%3A1%3C23%3A%3AAID-JAE374%3E3.0.CO%3B2-M>
- Baillie, R. T., Bollerslev, T., ve Mikkelsen, H. O. (1996). Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 74, 3-30. Doi: [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(95\)01749-6](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(95)01749-6)
- Balcilar, M. (2004). Persistence in inflation: Does aggregation cause long memory?. *Emerging markets finance and trade*, 40(5), 25-56. Doi: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1144016>
- Ball, L. (1992). Why does high inflation raise inflation uncertainty?. *Journal of Monetary Economics*, 29(3), 371-388. Doi: [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(92\)90032-W](https://doi.org/10.1016/0304-3932(92)90032-W).
- Ball, L. ve Cecchetti, S. G. (1990). Inflation and Uncertainty at Short and Long Horizons. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 215-254. Doi: <http://dx.doi.org/10.2307/2534528>
- Barsky, R. B. (1987). The Fisher Hypothesis and the Forecastability and Persistence of Inflation. *Journal of Monetary Economics*, 19(1), 3-24. Doi: [http://dx.doi.org/10.1016/0304-3932\(87\)90026-2](http://dx.doi.org/10.1016/0304-3932(87)90026-2)
- Baum, C. F. ; Barkoulas, J. T. ve Caglayan, M. (1999). Persistence in International Inflation Rates. *Southern Economic Journal*, 65(4), 900-913. Doi: <https://doi.org/10.2307/1061283>
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327. Doi: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)
- Castle, J. L., Doornik, J. A. ve Hendry, D. F. (2012). Model selection when there are multiple breaks. *Journal of Econometrics*, 169, 239-246. Doi: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2012.01.026>
- Cogely, T. ve Sargent, T. J. (2001). Evolving post-World War II inflation dynamics. In: Bernanke, B. S., Rogoff, K. (Eds.). *NBER Macroeconomics Annual*. The MIT Press, Cambridge, 331-373. Doi: <https://www.nber.org/system/files/chapters/c11068/c11068.pdf>
- Delgado, M. A. ve Robinson, P. M. (1994). New Methods for the Analysis of Long-Memory Time Series: Application to Spanish Inflation. *Journal of Forecasting*, 13(2), 97-107. Doi: <https://e-archivo.uc3m.es/rest/api/core/bitstreams/.../53bb9fc86058/content>
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431. Doi: <https://doi.org/10.2307/2286348>
- 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. Doi: [https://doi.org/10.1016/0927-5398\(93\)90006-D](https://doi.org/10.1016/0927-5398(93)90006-D)
- Duran, H. E. ve Dindaroğlu, B. (2021). Regional inflation persistence in Turkey. *Growth and Change*, 52(1), 460-491. Doi: <https://doi.org/10.1111/grow.12456>
- Erer, E. (2023). Investigating of persistence in core, food and energy inflations: An evidence from time-varying approach. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 25(1), 77-91. Doi: <https://doi.org/10.31671/Doujournal.1256284>.
- Federal Reserve Economic Data. (2024). *Federal Reserve Bank of St. Louis*. Erişim, 08 Ağustos 2024, <https://fredhelp.stlouisfed.org/fred/about/about-fred/what-is-fred/>
- Fuhrer, J. C. (2005). *Intrinsic and Inherited Inflation Persistence*. FRB of Boston Working Paper No. 05-8. Erişim adresi: <https://ssrn.com/abstract=760304> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.760304>.
- Granger, C. W. J. ve Joyeux, R. (1980). An Introduction to Long-Memory Time Series Models and Fractional Differencing. *Journal of Time Series Analysis*. 1(1), 15-29. Doi: <https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.1980.tb00297.x>

- Levin, A. T. ve Williams, J. C.,(2003). Robust monetary policy with competing reference models. *Journal of Monetary Economics*, 50, 945–975. Doi: [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(03\)00059-X](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(03)00059-X)
- Marques, C. R. (2004). *Inflation persistence: facts or artefacts*. Working Paper 371, European Central Bank. <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp371.pdf>
- Marques, C. R. and Dias, D. A. (2010). Using mean reversion as a measure of persistence. *Economic Modelling*, 27, 262–273. <http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2009.09.006>
- MacDonald, R. ve Murphy, P. D. (1989). Testing for the long run relationship between nominal interest rates and inflation using cointegration techniques. *Applied Economics* 21(4), 439–447. Doi: <https://doi.org/10.1080/758519711>
- Orhangazi, Ö. ve Yeldan, A. E. (2021). The re-making of the Turkish crisis. *Development and change*, 52(3), 460-503. Doi: <https://doi.org/10.1111/dech.12644>
- Pagan, A. (1996). *The econometrics of financial markets*. Handbook of Statistics (Cilt 14: Statistical Methods in Finance). Editörler: G.S. Maddala ve C.R. Rao., Elsevier, 1-52
- Pelipas, I. (2011). Structural breaks and dynamic characteristics of inflation and growth rates of monetary aggregates. *BEROC Working Paper* 15. <https://www.beroc.org/upload/iblock/fb0/fb0fa047e6475794eae1f16fc0591c58.pdf>
- Pelipas, I. (2012). Multiple Structural Breaks and Inflation Persistence in Belarus, No 21. *BEROC Working Paper Series*, Belarusian Economic Research and Outreach Center (BEROC). <https://beroc.org/upload/iblock/eac/eace28c9979f09de6136a7c1a01641c5.pdf>
- PennState (2024). *Eberly College of Science. Applied Time Series Analysis*. 13.1 Long Memory Models and Fractional Differences | STAT 510 (<https://online.stat.psu.edu/stat510/> erişim 21.12.2024).
- Pivetta, F. ve Reis, R. (2007). The persistence of inflation in the United States. *Journal of Economic dynamics and control*, 31(4), 1326-1358. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jedc.2006.05.001>
- Rose, A.K. (1988). Is the Real Interest Rate Stable? *Journal of Finance*, 43(5), 1095–1112.
- Rudebusch, G.D. (2002). Assessing nominal income rules for monetary policy with model and data uncertainty. *Economic Journal*, 112, 402–432. Doi: <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00036>
- TCMB (2006). *Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası - Enflasyon Raporları*. Erişim adresi: <https://www.tcmb.gov.tr>
- TCMB (2024). *Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası - Enflasyon Raporları*. Erişim adresi: <https://www.tcmb.gov.tr>
- Walsh, C. E. (2004). Implications of a changing economic structure for the strategy of monetary policy. *UC Santa Cruz SCCIE Working Paper*, (03-18). Doi: <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.509082>
- Willis, J. L. (2003). Implications of structural changes in the U.S. economy for pricing behavior and inflation Dynamics. *Economic Review*, First Quarter, Federal Reserve Bank of Kansas City. [https://www.kansascityfed.org/documents/1659/Implications\\_of\\_Structural\\_Changes\\_in\\_the\\_U.S.\\_Economy\\_for\\_Pricing\\_Behavior\\_and\\_Inflat.pdf](https://www.kansascityfed.org/documents/1659/Implications_of_Structural_Changes_in_the_U.S._Economy_for_Pricing_Behavior_and_Inflat.pdf)