

# Karma Frekanslı Veri Örneklemesi Altında Fisher Hipotezinin Testi: Türkiye Örneği

Serkan SAMUT\*  
Rahmi YAMAK\*\*

## Öz

Fisher hipotezine göre, nominal faiz oranlarıyla beklenen enflasyon oranı arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmaktadır. Literatürde Fisher hipotezinin geçerliliğini farklı ekonomiler için araştıran birçok çalışma mevcuttur. Ancak bu çalışmaların hiçbirinde nominal faiz veya enflasyon oranı değişkenlerinden herhangi birinin orijinal frekansında kullanılmadığı gözlemlenmektedir. Bu çalışmada hem faiz hem de enflasyon serisinin orijinal frekansları kullanılarak Türkiye ekonomisi için Fisher etkisinin geçerliliği araştırılmıştır. Çalışmanın bulgularında kısıtlı ters MIDAS (Reverse Restricted MIDAS, RR-MIDAS) modeli kullanılarak Türkiye ekonomisinde kısmi Fisher etkisinin geçerli olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca bulgulara göre Türkiye ekonomisinde Fisher etkisinin varlığının aylık dönemin son haftalarında biraz daha belirgin olduğu anlaşılmıştır.

**Anahtar Kelimeler:** Fisher Hipotezi, RR-MIDAS, Karma Frekans Veri Örneklemesi (MIDAS)

## Testing the Fisher Hypothesis Under Mixed Frequency Data Sampling: The Case of Türkiye

### Abstract

According to the Fisher hypothesis, there is a long-run relationship between nominal interest rates and the expected inflation rate. There are

\*Arş.Gör.Dr., Karadeniz Teknik Üniversitesi, Ekonometri Bölümü, serkan.samut@ktu.edu.tr; <https://orcid.org/0000-0001-8216-6482>

\*\*Prof.Dr., Karadeniz Teknik Üniversitesi, Ekonometri Bölümü, yamak@ktu.edu.tr; <https://orcid.org/0000-0002-2604-17972>

Makalenin Gönderilme Tarihi: 04.04.2023

Kabul Tarihi: 30.06.2023

*many studies in the literature investigating the validity of the Fisher hypothesis for different economies. However, it is observed that none of the variables of nominal interest or inflation rate are used at their original frequencies in any of these studies. In this study, the validity of the Fisher effect was investigated for the Turkish economy by using the original frequencies of both the interest and inflation series. In the findings of the study, it has been determined that the partial Fisher effect is valid in the Turkish economy by using the restricted reverse MIDAS (Reverse Restricted MIDAS, “RR-MIDAS”) model. In addition, according to the findings, it was understood that the existence of the Fisher effect in the Turkish economy was more pronounced in the last weeks of the monthly period.*

**Keywords:** *Fisher Hypothesis, RR-MIDAS, Mixed Frequency Data Sampling (MIDAS)*

**JEL Classification Codes:** *E44, C22*

## **Giriş**

Irving Fisher, 1930 yılında yayınlamış olduğu “Faiz Oranı Teorisi” adlı çalışmasında nominal faiz oranlarının, uzun dönemde tamamen beklenen enflasyon tarafından belirlendiğini açıklamıştır. Bir diğer ifadeyle uzun dönemde nominal faiz oranı ile beklenen enflasyon oranı arasında bir ilişki olduğu ifade edilmiştir. Fisher (1930), söz konusu çalışmada uzun dönemde nominal faiz oranlarının, reel faiz oranı ve beklenen enflasyon oranının toplamından oluştuğunu vurgulamıştır. Fisher denklemi olarak adlandırılan bu eşitlikte reel faiz oranının, beklenen enflasyondan bağımsız olduğu varsayılmaktadır. Bir bakıma reel faiz oranları, ekonominin reel faktörleri tarafından belirlenmektedir. Fisher etkisinin tam olarak geçerli olabilmesi için beklenen enflasyonun nominal faiz oranları üzerinde bire bir etkisinin olması gerekmektedir. Bu durumda ekonomide para aldatmacasının olmadığı anlamına gelmektedir. Eğer beklenen enflasyonun nominal faiz oranları üzerinde tam olarak bir etkisi yok ise Fisher etkisinin geçerliliği kabul edilmektedir. Ancak bu durumda kısmi veya zayıf Fisher etkisinden söz edilmektedir. Fisher etkisinin geçerli olduğu ekonomilerde uygulanan para politikasının, enflasyon üzerinden nominal faiz oranlarını etkileme gücü sınırlı olmaktadır. Dolayısıyla uygulanan para politikasının etkin olup olmadığının öngörülebilmesi için Fisher etkisinin geçerliliğine bakılmaktadır.

İktisat literatüründe ülke ekonomilerinde Fisher etkisinin geçerliliğini inceleyen birçok uygulamalı çalışma mevcuttur. Söz konusu bu çalışmalarda amaca yönelik modern zaman serileri analizleri kullanılmaktadır. Bilindiği üzere çok değişkenli zaman serili ekonometrik analizlerde yer alan değişkenlerin frekansları aynı olmak zorundadır. Ancak iktisadi değişkenlerin hepsi aynı frekansa sahip değildir. Nitekim birçok ekonomide

faiz değişkeni, enflasyon değişkeninden daha yüksek frekansta yayınlanmaktadır. Örneğin Türkiye ekonomisinde mevduat faiz oranları haftalık açıklanırken enflasyon oranları aylık ilan edilmektedir. Doğal olarak, Fisher etkisini inceleyen çalışmalarda haftalık frekanslı faiz oranları aylık frekansa toplulaştırılmaktadır. Fakat bu toplulaştırma işlemi neticesinde yüksek frekanslı değişkene ilişkin bilgi kayıpları olabilmekte ve böylelikle etkin olmayan ve sapmalı tahminciler elde edilmektedir (Zadrozny, 1990:1-2; Andreou vd., 2010a:246; Götz vd., 2016:418). Bunun yanı sıra toplulaştırma işlemi değişkenlerin zamansal bileşenlerini de değiştirebilmektedir. Granger (1988), yüksek ve düşük frekanslı değişkenlerin frekans oranı büyük olduğunda; toplulaştırma neticesinde durağan durumda olan değişkenlerin sanki eşanlı olarak ortak hareket edebileceğini ifade etmiştir. Bu nedenden ötürü toplulaştırma neticesinde değişkenler arasındaki gerçek nedensellik ilişkisi yok olabilmektedir.

Toplulaştırma işleminin bir diğer zayıf yönü ise iktisadi değişkenlerin farklı gecikmelerle yayınlanmalarından kaynaklanmaktadır. Söz konusu yayın gecikmeleri çoğunlukla değişkenlerin frekans düzeyleriyle ters orantılıdır. Bir başka ifade ile çok değişkenli bir modelde düşük frekanslı değişkene ait gözlem değeri daha geç yayınlanırken yüksek frekanslı değişkenin gözlem değeri daha erken yayınlanmaktadır. Yüksek frekanslı değişkenin, düşük frekanslı değişken olarak toplulaştırılabilmesi için düşük frekans zaman dilimi içerisindeki tüm gözlem değerlerinin bilinmesi gerekmektedir. Yüksek frekanslı bir değişken, düşük frekanslı değişkene göre daha hızlı yayınlanmasına karşın düşük frekans dilimi içerisindeki yüksek frekanslı değişkenin tüm gözlem değerlerinin hemen yayınlanması mümkün değildir. Bu nedenle toplulaştırma işleminde yüksek frekanslı değişkenin son gözlem değerlerinden yararlanılamayacaktır. Andreou vd. (2010b), yüksek frekansta açıklanan değişkenin son gözlem değerlerinin toplulaştırmada kullanılamamasının bilgi kaybına yol açacağını belirtmiştir.

Ghysels vd. (2004), karma frekans veri örnekleme (Mixed Data Sampling-MIDAS) yöntemini önererek farklı frekansa sahip değişkenlerin bir arada yer alabileceği model geliştirmiştir. Bu modelde bağımlı değişken, bağımsız değişken veya değişkenlerden daha düşük frekanslı olmalıdır. Ancak Fisher denkleminde enflasyon oranına göre daha yüksek frekansta olan faiz değişkeni bağımlı değişken olarak yer almaktadır. Dolayısıyla MIDAS modeliyle değişkenlerin orijinal frekansları kullanılarak Fisher denklemi tahmin edilememektedir. MIDAS modeliyle birlikte farklı frekansa sahip değişkenlerin aynı regresyon modelinde yer alabildiği alternatif modeller de ortaya konulmuştur. Bu modellerin bir tanesinde Foroni vd. (2018), tersine kısıtsız MIDAS (Reverse Unrestricted MIDAS, RU-MIDAS) modelini geliştirerek bağımlı değişkenin, bağımsız değişken veya değişkenlerden daha yüksek frekansta bulunmasına olanak sağlamıştır. Ancak RU-MIDAS modelindeki tahmin edilmesi gereken parametre sayısı, modelin gecikme uzunluğuna bağlıdır. Söz konusu bu değer yüksek olması

RU-MIDAS modelinde tahmin edilmesi gereken parametre sayısını bir o kadar artıracaktır. Ayrıca modelde yer alan yüksek ve düşük frekanslı değişkenler arasındaki frekans oranının da yüksek olması modeldeki parametre sayısının artmasına neden olacaktır. Parametre sayısının artışını önüne geçmek için Xu vd. (2021), kısıtlı ters MIDAS (Reverse Restricted MIDAS, RR-MIDAS) modelini geliştirmiştir.

Ampirik literatürde Fisher hipotezini test eden çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Ancak faiz ve enflasyon serisi bu çalışmaların hiçbirinde orijinal frekanslarıyla birlikte kullanılmamıştır. Çünkü her iki değişkenin orijinal yayınlanma frekansı farklılık göstermektedir. Şöyle ki, hemen her ekonomide faiz oranları enflasyon oranından daha yüksek frekansta yayınlanmaktadır. Bu nedenle geleneksel ekonometrik analizlerde frekans eşitlemesi en düşük frekansa göre yapılmak zorunda kalınmaktadır. Fakat literatürde son zamanlarda farklı frekansa sahip değişkenlerin de bir arada kullanılmasına imkân tanıyan alternatif tahmin modelleri geliştirilmiştir. Mevcut bu çalışmadaki amaç, faiz ve enflasyon değişkenlerinin orijinal frekansları kullanılarak Türkiye ekonomisine ilişkin Fisher hipotezinin geçerliliğini test etmektir. Çalışmanın ekonometrik analizinde değişkenlerin orijinal frekanslarını kullanabilmek için RR-MIDAS modeli tercih edilmiştir. Böylelikle enflasyon oranından daha yüksek frekansa sahip olan faiz oranı serisinden daha fazla bilgi kullanılmıştır. Bununla birlikte enflasyon değişkeninin zaman dilimi içerisindeki Fisher etkisinin olası farklılıkları gözlemlenebilmiştir.

Çalışmanın birinci bölümünde Fisher hipotezine yönelik teorik ve uygulamalı literatüre yer verilmiştir. Ardından gelen ikinci bölümde ekonometrik analizlerde kullanılacak olan veri seti tanıtılmıştır. Çalışmanın üçüncü bölümde RR-MIDAS modeli ayrıntılı biçimde ele alınmıştır. Dördüncü bölümde ise Fisher hipotezi Türkiye ekonomisi özelinde test edilerek bulgular yorumlanmıştır. Çalışma, sonuç bölümü ile bitirilmiştir.

## **1. Literatür**

Fisher (1930), 1900'lu yılların başında kaleme aldığı ünlü çalışmasında faiz ile enflasyon oranı arasındaki ilişkiyi teorik ve uygulamalı olarak incelemiştir. Söz konusu çalışmada Fisher (1930), ABD ve İngiltere ekonomisi için fiyat değişimlerine ve nominal faiz oranları arasındaki dinamik ilişkilere bakmıştır. İlgili çalışmada faiz oranı ile beklenen enflasyon arasında pozitif korelasyon tespit edilmiştir. Elde edilen korelasyon katsayısı, ABD için 0,86 iken İngiltere için 0,98 düzeyinde gerçekleşmiştir. Bunun yanı sıra gecikmesi dağıtılmış modelin de kullanıldığı çalışmada enflasyon beklentilerinin faiz oranlarını anlık olarak etkilemediği belirlenmiştir. İlgili literatürde Fisher'in (1930) bu çalışmasından sonra faiz ile enflasyon oranları arasındaki ilişkinin, 1960'lı yılların sonlarına kadar pek irdelenmediği görülmektedir. Nitekim Sargent (1969), Fisher etkisinin parasal ve reel değişkenlerin yer aldığı çok

değişkenli bir modelde de geçerliliğini koruduğunu ispatlamıştır. Sargent'in (1969) çalışmasının yayınlanmasının hemen ardından bu kez Gibson (1970) da ABD ekonomisi için nominal faiz oranları ile beklenen fiyat değişim oranı arasında pozitif yönlü bir ilişki bulmuştur. Bir başka çalışmada Fama (1975), ABD ekonomisi için nominal faiz oranı ile beklenen enflasyon arasında bir ilişkinin olduğunu belirtmiştir. Bunun yanı sıra Fama, tahvil piyasasının beklenen enflasyon hakkındaki tüm bilgileri kullanabileceğinden dolayı etkin olduğunu ileri sürmüştür. Fakat Carlson (1977), kısa vadeli faiz oranlarındaki değişimlerin, enflasyon oranlarındaki değişimin iyi bir tahmincisi olmadığını tespit etmiştir. Bunun yanı sıra Carlson, enflasyonla ilgili bilgilerin faiz oranlarına tam olarak yansımadığını ispatlamıştır. Diğer yandan Tanzi (1980), çalışmada ABD ekonomisi için faiz oranıyla enflasyonist beklentiler arasında bir ilişkinin olduğunu belirlemiştir. Söz konusu bu ilişkide enflasyonist beklentilerdeki değişimin tamamının faiz oranlarına aktarılmadığı görülmüştür. Mishkin (1991), ABD ekonomisinde faiz ve enflasyon oranlarının ortak trend sergilediği ve bu nedenle iki değişken arasında güçlü bir korelasyon olmasından dolayı; Hall vd. (2010), parametre yanlılığı ve sahte regresyonu dikkate alan zamanla değişen katsayılar yöntemiyle ve Cai (2018) de kantil eşbütünleşme testiyle ABD ekonomisinde Fisher hipotezinin uzun dönemde geçerli olduğunu ayrı ayrı teyit etmişlerdir. Bu çalışmaların yanı sıra Fahmy ve Kandil (2003), kısa ve uzun vadeli faiz oranları arasındaki getiri farkının artmasından dolayı faizlerdeki vadelerin uzamasıyla birlikte Fisher etkisinin daha kuvvetli olduğunu saptamıştır.

İlgili literatürde Fisher hipotezinin geçerliliğinin birçok ülkede ampirik olarak incelendiği gözlemlenmektedir. Söz konusu çalışmalarda genellikle Fisher hipotezinin desteklendiğine yönelik bulgular elde edilmiştir. Mishkin ve Simon (1995), gerçekleştirmiş oldukları çalışmada Avustralya için Fisher etkisinin uzun dönemde geçerli olduğunu; ancak kısa dönemde geçerli olmadığını tespit etmiştir. Mishkin ve Simon'ın elde etmiş olduğu bu bulguya Nijerya için Uyaebo vd. (2016) ve Rwanda için Ruzima vd. (2022) de ayrı ayrı ulaşmıştır. Hawtrey (1997), Avustralya için 1983 yılındaki finansal serbestleşme öncesinde geçerli olmayan Fisher etkisinin, finansal serbestleşmeden sonra geçerli hale geldiğini belirlemiştir. Cooray (2002), Sri Lanka için Fisher hipotezinin geçerliliğine yönelik bulgular elde etmiştir. Söz konusu bu etki uyumlu beklentiler modelinde daha kuvvetli olmaktadır. Fisher hipotezinin geçerli olduğunu tespit eden diğer çalışmalar şu şekilde sıralanabilir: İngiltere için Granville ve Mallick (2004); Pakistan için Rehman vd. (2004); ABD, Birleşik Krallık ve Japonya için Toyoshima ve Hamori (2011). Bazı çalışmalarda ise Fisher etkisinin kısmi olarak geçerliliğine yönelik bulgular elde edilmiştir. Bu çalışmalara Pakistan için Hasan (1999); enflasyon hedeflemesinin yapıldığı 2000-2005 döneminde Güney Afrika için Mitchell-Innes vd. (2007); İspanya için Bajo-Rubio vd. (2005); Hindistan için Mohanty ve Nayak (2012); Nijerya için Asemota ve

Bala (2011); G7 ülkeleri için Clemente vd. (2017); 32 OECD ülkesi için Sugözü ve Yaşar (2020); Çin için Zhong (2022) örnek olarak verilebilir. Öte yandan Fisher etkisinin belirlenemediği çalışmalar da mevcuttur. Bu çalışmalara örnek olarak Yunanistan için Paleologos ve Georgantelis (1996); Sri Lanka için Jayasinghe ve Udayaseelan (2010); Nijerya için Mogaji (2010) gösterilebilir.

Fisher hipotezinin geçerliliğini birden fazla ülke üzerinde araştıran çalışmalar da mevcuttur. Bu çalışmalarda ülke bazında farklı bulguların elde edildiği görülmektedir. Mishkin (1982), çalışmasında Fisher hipotezinin ABD, İngiltere ve Kanada'da geçerli olduğunu tespit etmiştir. Ancak Fransa, Almanya, Hollanda ve İsviçre'de güçlü bir Fisher etkisinin olmadığını belirlemiştir. Diğer yandan Phylaktis ve Blake (1993), yüksek enflasyona sahip Arjantin, Brezilya ve Meksika'da Fisher hipotezinin kısmi olarak geçerli olduğunu tespit etmiştir. Choudhry (1997), ters Fisher etkisini inceleyerek Belçika, Almanya ve Fransa için kısmi ters Fisher etkisini tespit etmiştir. Nusair (2008), Kore için tam Fisher etkisi; Malezya, Singapur ve Tayland için kısmi Fisher etkisinin olduğunu bulmuştur. Diğer yandan Endonezya ve Filipinler için Fisher etkisi tespit edilememiştir. Tsong ve Lee (2013), kantil eşbütünleşme testiyle Avustralya, Belçika, Kanada, İsveç, ABD ve Birleşik Krallık için ayrı ayrı yüksek kantillerde tam Fisher etkisi, düşük kantillerde ise kısmi Fisher etkisi olduğunu belirlemiştir. Yaya (2015), 10 Afrika ülkesi içerisinde sadece Kenya için tam Fisher etkisini; Gabon ve Fildişi Sahili için ise kısmi Fisher etkisinin olduğunu bulmuştur. Çalışmada Benin, Kamerun, Gambiya, Nijerya, Senegal ve Güney Afrika'da ise istatistiksel olarak anlamlı Fisher etkisi tespit edilememiştir. Küçükaksoy ve Akalin (2017), 19 OECD ülkesi üzerine gerçekleştirmiş oldukları çalışmalarında OECD ülkelerinin genelinde kısmi Fisher etkisi tespit etmiştir. Ele alınan ülkeler ayrı ayrı analiz edildiğinde sadece İtalya'da tam Fisher etkisinin, 13 ülkede<sup>1</sup> ise kısmi Fisher etkisinin geçerli olduğu görülmüştür. Danimarka, Finlandiya, Hollanda, Norveç ve İrlanda'da Fisher etkisinin görülmediği anlaşılmıştır. He (2018), Çin ve Güney Kore için kısmi Fisher etkisinin olduğunu tespit etmiştir. Fisher etkisinin geçerliliği Güney Kore'de istatistiksel olarak daha anlamlıdır. İki ülkenin enflasyon ve faiz oranlarının farklarıyla yapılan analizde de Fisher etkisinin görüldüğü anlaşılmıştır.

İlgili literatürde Fisher etkisinin Türkiye ekonomisi üzerine araştırıldığı da görülmektedir. Yapılan bu çalışmaların genelinde Fisher etkisinin geçerliliğine yönelik bulgular elde edilmiştir. Türkiye ekonomisinde Fisher etkisi bulan çalışmalar şu şekilde sıralanabilir: Atgür ve Altay (2015); Köksal ve Destek (2015); Sinan (2019) ve Gedik (2021); Oğul (2022) ve Sarı ve Arslan (2022). Ancak bu çalışmalardan Oğul'da (2022) Fisher denkleminin logaritmik formda kurulduğu görülmektedir. Türkiye için kısmi

---

<sup>1</sup>Avustralya, Belçika, Kanada, Fransa, Almanya, Yeni Zelanda, Portekiz, İspanya, İsveç, İsviçre, İngiltere, Amerika, Türkiye.

Fisher etkisi bulan çalışmalara Yamak ve Abdioğlu (2007); Arısoy (2013); Öruç (2016); Koç (2020) ve Ulusoy vd. (2021) örnek olarak verilebilir. Türkiye ekonomisine ilişkin Fisher etkisi bulan diğer çalışmalar şu şekilde sıralanabilir: Bolatoğlu (2006); Şimşek ve Kadılar (2006) ve Özer (2019). Ancak bu çalışmalarda tespit edilen Fisher etkisinin kısmi mi yoksa tam mı olduğu belirtilmemiştir. Bu çalışmaların yanı sıra Tanrıöver ve Yamak (2015), uzun dönemde nominal faiz oranından genel fiyat düzeyine doğru tek yönlü bir ilişkinin söz konusu olduğunu belirlemiştir. Tunalı ve Yıldırım Erönel (2016), Fisher etkisinin uzun dönemde geçerli olduğunu, kısa dönemde ise geçerli olmadığını bulmuşlardır. Lebe ve Arda Özalp (2016), para politikası faiz oranında diğer faiz oranlarına göre daha kuvvetli bir Fisher etkisinin bulunduğunu saptamıştır. Bilgin (2022), Türkiye ekonomisinde Fisher etkisinin uzun dönemde asimetric olduğunu bulmuştur.

Yukarıda değinilen çalışmaların tamamında faiz ve enflasyon oranları aynı frekansta yayınlanmadıklarından ötürü her iki değişkenin de birlikte orijinal frekanslarıyla çalışılmamıştır. Bu çalışmada ise daha önceki çalışmalardan farklı olarak faiz ve enflasyon oranlarının orijinal frekansları kullanılarak Türkiye ekonomisi için Fisher hipotezinin geçerliliği araştırılmıştır.

## 2. Veri Seti

Türkiye ekonomisine ilişkin Fisher hipotezini test edebilmek için nominal faiz ve tüketici fiyat endeksi (TÜFE) verileri Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden temin edilmiştir. Ardından TÜFE değişkeni, Census X-12 yöntemiyle mevsimsellikten arındırılmış ve logaritmik devresel farkı alınarak<sup>2</sup> 100 ile çarpımıyla aylık enflasyon serisi oluşturulmuştur. Analizlerde kullanılan TÜFE değişkeni 2003 Ocak-2022 Ekim dönemini kapsayan aylık frekanslı bir veridir. Diğer yandan nominal faiz değişkeni 3 Ocak 2003-18 Kasım 2022 tarihlerini kapsayan haftalık frekanslı bir veridir.<sup>3</sup> Söz konusu nominal faiz değişkeni, TL üzerinden açılan 1 yıl ve daha uzun vadeli mevduat faizidir.

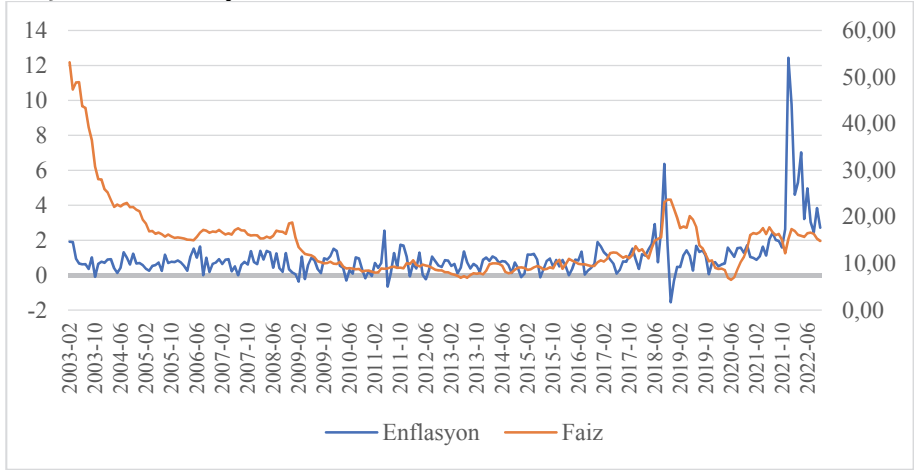
Türkiye ekonomisi için tüketici fiyat enflasyonu ile bir yıl ve daha fazla TL üzerinden açılan mevduat faiz oranının 2003:02-2022:10 dönemleri arasındaki seyri Şekil 1’de sunulmuştur. Şekilden gözleneceği üzere aylık enflasyon 2011’in Mayıs ayına kadar uzun bir dönem %2’nin altında değer alarak istikrarlı bir görünüm sergilemiş; 2011 yılının Mayıs ayında anlık olarak %2’nin üzerine çıkmış olsa da 2018 yılının Ağustos ayına kadar tekrar aynı istikrarı sergilemeye devam etmiştir. Enflasyondaki bu istikrar TCMB’nin fiyat istikrarını sağlamaya yönelik 2002-2005 yılları arasında

<sup>2</sup>Ekonometrik analizlerde zamana bağlı değişkenlerde büyüme oranının logaritmik transformasyon ile hesaplanmasının en önemli avantajı, ilgili değişkenin normal dağılım özelliğine yakınsamasını sağlamaktır.

<sup>3</sup>Faiz verisinde 13 Ocak 2006 ve 19 Kasım 2010 tarihlerinde veri bulunmamaktadır. Bu tarihlerdeki veriler, bir önceki ve bir sonraki faiz değerlerinin aritmetik ortalaması olarak hesaplanmıştır.

örtük, 2006 yılı itibarıyla da açık olarak uygulamaya koyduğu enflasyon hedeflemesi stratejisine dayanmaktadır. Enflasyonla mücadele programının uygulanmaya başlandığı 2002 yılından sonra faiz oranlarının önemli ölçüde düştüğü, özellikle 2009-2018 döneminde istikrar kazandığı ve yaklaşık olarak %10-%20 bandında dalgalandığı gözlenmektedir. 2018 yılının sonlarında döviz kriziyle birlikte aylık enflasyon %6 düzeyine ulaşırken benzer dalgalanmayı faiz oranı da sergileyerek %20'nin üzerine çıkmıştır. 2021 yılının sonunda enflasyonun ani bir sıçrayışla %12'nin üzerine çıktığı ve ilerleyen dönemlerde %3 seviyesine kadar kademeli olarak azaldığı gözlenmektedir. Mevduat faiz oranında da aynı dönemlerde artış meydana gelmekle birlikte enflasyondaki gibi bir görünüm söz konusu olmamıştır.

**Şekil 1: Enflasyon ve Faiz**



**Not:** Sol ekseninde enflasyon, sağ ekseninde ise faiz oranları yer almaktadır.

### 3. Yöntem

Fisher denkleminde nominal faiz oranının, reel faiz oranı ile enflasyon oranının toplamına eşit olduğu varsayılmaktadır. Giriş bölümünde de bahsedildiği gibi uzun dönemde nominal faiz oranı, reel faiz oranı ve beklenen enflasyon oranının toplamına eşittir. Aşağıdaki (1) numaralı denklemde gösterilen Fisher denkleminde  $N.fai_z_t$ ; nominal faiz oranını,  $R.fai_z_t$ ; reel faiz oranını ve  $enf_t^e$ ; beklenen enflasyon oranını temsil etmektedir. Ayrıca değişkenlerde yer alan  $t$  alt imi zaman dilimini göstermektedir.

$$N.fai_z_t = R.fai_z_t + enf_t^e \quad (1)$$

Fisher denkleminde beklenen enflasyon oranı ile gerçekleşen enflasyon oranı arasındaki farkın beyaz gürültü süreci izlediği ve reel faiz oranının durağan olduğu varsayılmaktadır. Bu nedenle yukarıdaki Fisher denklemi, rasyonel beklentiler varsayımı altında aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$N.fai_z_t = \beta_0 + \beta_1 enf_t + \varepsilon_t \quad (2)$$



(2) numaralı denklemde,  $\varepsilon_t$ ; beyaz gürültü sürecine sahip hata terimini,  $enf_t$ ; t dönemindeki enflasyon oranını göstermektedir. Söz konusu denklemde Fisher etkisi enflasyon değişkeninin katsayısına ( $\beta_1$ ) göre belirlenmektedir. Bu katsayı istatistiksel olarak 1'e eşitse Fisher etkisi, 1'den küçük ise kısmi Fisher etkisi geçerli olmaktadır. Diğer yandan bahsi geçen katsayının istatistiksel olarak sıfıra eşit olması nominal faiz oranı ile enflasyon oranı arasında herhangi bir ilişkinin olmadığı anlamına gelmektedir. Rasyonel beklentiler varsayımı ile oluşturulan Fisher denkleminde enflasyon değişkeninin cari dönemi yerine bir dönem gecikmesinin modele dahil edilmesiyle Fisher denklemi uyumcu beklentilere göre düzenlenmiş olacaktır. Uyumcu beklentilere göre Fisher denklemi şu şekildedir:

$$N.fai_z_t = \delta_0 + \delta_1 enf_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

(3) numaralı denklemde enflasyon değişkeninin katsayısının ( $\delta_1$ ), istatistiksel olarak 1'e eşit olması durumunda tam Fisher hipotezi geçerli olmaktadır. Ancak bu katsayı istatistiksel olarak 1'den küçük ise kısmi Fisher etkisinin varlığı söz konusudur. Geleneksel zaman serisi yöntemlerinde (2) ve (3) numaralı denklemlerde gösterilen Fisher denklemlerinin tahmin edilebilmesi için değişkenlerin aynı frekansta olması gerekmektedir. Ancak çalışmada ele alınan faiz ve enflasyon değişkenleri aynı frekansta değildir. Literatürde farklı frekansa sahip değişkenler aynı model içerisinde kullanılması gerektiğinde söz konusu bu değişkenlerden yüksek frekanslı olan düşük frekanslı değişkenle aynı frekansa denk gelecek şekilde toplulaştırılmaktadır. Fakat bu toplulaştırma işlemi yüksek frekanslı seride bilgi kaybına neden olabilecektir. Nitekim Ghysels vd. (2004), MIDAS yöntemini geliştirerek farklı frekanslı değişkenlerin aynı regresyon modelinde kullanılmasını sağlamıştır. Söz konusu bu yöntemde bağımlı değişken, bağımsız değişken ve değişkenlerden daha düşük frekanslı olmalıdır. Fakat Fisher denklemindeki bağımlı değişken faiz, bağımsız değişken enflasyondan daha yüksek frekanslıdır. Dolayısıyla Fisher denklemi için MIDAS modeli yetersiz kalmaktadır. Foroni vd. (2018), RU-MIDAS modelini geliştirerek bağımlı değişkenin, bağımsız değişken veya değişkenlerden daha yüksek frekansta örneklenebilmesine imkân sunmuştur. Ancak RU-MIDAS modelinde tahmin edilmesi gereken parametre sayısı çok fazla olabilmektedir. Parametre çoğalmasını önlemek için Xu vd. (2021), RR-MIDAS modelini geliştirmiştir.

Yukarıda (2) numaralı denklemde sunulan Fisher denkleminin sağ tarafına nominal faiz ve enflasyon değişkenlerinin p ve q dönem gecikmelerini ekleyerek Foroni vd.'nin (2018) geliştirmiş olduğu RU-MIDAS modeliyle denklem şu şekilde yazılabilir:

$$N.fai_z_{t,j}^{(m)} = \sum_{i=1}^p \beta_{j,i} N.fai_z_{t-\frac{i}{m},j}^{(m)} + \sum_{i=0}^q \alpha_i enf_{t-i} + \varepsilon_{t,j}^{(m)} \quad (4)$$

(4) numaralı RU-MIDAS modelinde  $t$ ; düşük frekanslı enflasyon serisi için zaman dilimini,  $m$ ; düşük frekanslı zaman dilimi içerisindeki yüksek frekans sayısını,  $p$  ve  $q$ ; sırasıyla faiz ve enflasyon oranları için optimal gecikme uzunluklarını,  $\beta$  ve  $\alpha$  model parametrelerini göstermektedir. Ayrıca RU-MIDAS modelinde  $j = 1, 2, \dots, m$  yüksek frekanslı faiz değişkeninin düşük frekanslı  $t$  zaman dilimi içerisindeki  $j$ 'nci yüksek frekanslı zaman dilimini ifade etmektedir. Söz konusu RU-MIDAS modelinde  $m(p + q + 1)$  kadar parametre tahmin edilmesi gerekmektedir. Ancak bu durum gecikme sayısının çok fazla ve  $m$ 'nin de yüksek olduğu durumlarda aşırı sayıda parametre tahmini gerektirebilir. Bir bakıma modelin serbestlik derecesi bir hayli azalacaktır. RU-MIDAS modelindeki parametre sayısının aşırı yükselmesine değinen Xu vd. (2021), yüksek frekanslı değişkenin parametrelerinin tahmini için RU-MIDAS modeline bir kısıt fonksiyonu ekleyerek RR-MIDAS modelini geliştirmiştir. Geliştirilen RR-MIDAS modeliyle birlikte bağımlı değişkeni, bağımsız değişken veya değişkenlere göre daha yüksek frekanslı olan modellerin tahmini yapılabilmektedir. Xu vd. (2021), RR-MIDAS modelinin RU-MIDAS modeline göre yeterince esnek bir parametrik kısıtlama getirerek ilgili modelin daha az sayıda parametre ile tahmin edilmesine olanak sağlayabileceğini belirtmiştir. Söz konusu RR-MIDAS modelinde, RU-MIDAS modelindeki yüksek frekanslı bağımsız değişkenin katsayıları şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$\sum_{i=1}^p \beta_{i,j} N. faiz_{t-\frac{i}{m}j}^{(m)} = \sum_{r=0}^{q-1} \lambda_{j,r} \sum_{s=1}^m w_r(\delta_r; s) N. faiz_{t+j/m-(r+\frac{s}{m})}^{(m)} \quad (5)$$

(5) numaralı denklemde  $s = 1, 2, \dots, m$ ; düşük frekans zaman dilimi içindeki yüksek frekans periyotlarının bir numaralandırılması,  $r = 0, 1, \dots, (l - 1)$ ; düşük frekanslı periyodu ve  $l = p/m$ ; yüksek frekanslı değişkenin maksimum gecikme uzunluğuna karşılık gelen düşük frekans periyodu temsil etmektedir. Ayrıca bu denklemde  $\lambda_{j,r}$ ; her bir  $r$  periyodunda ortak bir parametre olup  $w_r(\delta_r; s)$ ; düşük frekanslı gecikme derecesi  $r$ 'ye bağlı hiper parametre  $\delta_r$  ile ağırlandırılmış fonksiyondur. Bahsi geçen ağırlıklandırma fonksiyonunun  $\sum_{s=1}^m w_r(\delta_r; s) = 1$  gibi normalleştirme kısıtlamasını sağlayabilmesi için Xu vd. (2021) aşağıdaki fonksiyonu tanımlamıştır:

$$w_r(\delta_r; s) = \frac{\varphi_r(\delta_r; s)}{\sum_{s=1}^m \varphi_r(\delta_r; s)} \quad (6)$$

Xu vd. (2021), (6) numaralı denklemde yüksek frekanslı değişkenin ağırlıklandırılmalarının negatif değerler almaması için Beta fonksiyonu ve üstel Almon gecikme polinomu uygulanabileceğini savunmuştur.

(5) numaralı denklemdeki ifade, (4) numaralı RU-MIDAS modelinde yerine yazıldığında RR-MIDAS modeline ulaşılmaktadır:

$$N.fai z_{t,j}^{(m)} = \sum_{r=0}^{q-1} \lambda_{j,r} \sum_{s=1}^m w_r(\delta_r; s) N.fai z_{t+j/m-(r+\frac{s}{m})}^{(m)} + \sum_{i=0}^q \alpha_i enf_{t-i} + \varepsilon_{t,j} \quad (7)$$

Xu vd. (2021), RR-MIDAS modelinde doğrusal olmayan fonksiyonel kısıt eklendiği için doğrusal olmayan en küçük kareler (EKK) yöntemiyle tahmin edilebileceğini önermiştir. Söz konusu bu çalışmada yüksek frekanslı nominal faiz değişkeni, üstel Almon modeliyle ağırlıklandırılarak RR-MIDAS modeli tahmini gerçekleştirilmiştir. Ghysels vd. (2005), üstel Almon modelinin iki parametre kullanılmasının yeterli olabileceğini belirtmiştir. Bu nedenle çalışmada üstel Almon modeli için iki adet parametre kullanılarak RR-MIDAS modeli, Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno (BFGS) algoritmasıyla doğrusal olmayan EKK yöntemiyle tahmin edilmiştir.

#### 4. Bulgular

Granger ve Newbold (1974), zaman serilerine dayalı regresyon modellerindeki değişkenlerin durağan olmaması durumunda sahte regresyon ile karşılaşılabilceğini belirtmiştir. Bu nedenle RR-MIDAS model tahminine geçmeden önce değişkenlerin durağanlık seviyeleri incelenmiştir. Serilerin durağanlık özellikleri, Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleriyle analiz edilmiş ve elde edilen bulgular Tablo 1’de özetlenmiştir. Bahsi geçen Tabloda enflasyon ve faizin hem ADF hem de PP birim kök testlerinin her ikisinde de %1 önem düzeyinde seviye değerlerinde durağan oldukları anlaşılmaktadır. Analizlerde ayrıca aylık enflasyonun haftalık dilimlerine denk gelen 4 farklı faiz serisinin de durağanlığı incelenmiştir. Söz konusu bu incelemede faiz değişkeni için horizonlar kullanılmıştır. Burada horizonlar, faiz serisinin aylık dönem içerisindeki kaçınıcı hafta olduğunu göstermektedir. Bulgularda haftalık frekanslı faiz değişkeninin aylık frekans zaman dilimi içerisindeki her bir horizonunda %1 önem düzeyinde seviye değerinde durağan çıkmıştır.

**Tablo 1: Birim Kök Test Sonuçları**

Değişken	Frekans	ADF		PP	
		Trendli	Sabitli	Trendli	Sabitli
Enf	aylık	-4,696 (2)***	-4,001 (2)***	-7,629***	-6,787***
N.Faiz	haftalık	-6,426 (1)***	-7,228 (1)***	-6,430***	-7,168***
N.Faiz (horizon 1)	haftalık	-4,929 (1)***	-5,674 (1)***	-6,469***	-7,352***
N.Faiz (horizon 2)	haftalık	-4,640 (1)**	-5,391 (1)***	-6,334***	-7,210***
N.Faiz (horizon 3)	haftalık	-4,414 (1)***	-5,111 (1)***	-4,620***	-5,360***
N.Faiz (horizon 4)	haftalık	-4,571 (1)***	-5,144 (1)***	-4,767***	-5,470***

**Not:** \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla ilgili istatistiğin %1, %5 ve %10 önem düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir. ADF testinde parantez içerisindeki değerler Schwarz kriterine göre belirlenmiş olan optimal gecikme uzunluklarıdır. Enf. değişkeni, TUF serisinin doğal logaritmik devresel farkının 100 ile çarpımıyla oluşturulmuştur. N.fai z değişkeni, TL üzerinden açılan 1 yıl ve daha uzun vadeli mevduat faizidir.

Hem nominal faizin hem de enflasyon serisinin seviye değerinde durağan bulunmasından dolayı RR-MIDAS modeli doğrudan uygulanabilmektedir. Çalışmada öncelikle rasyonel beklentiler varsayımı altında Fisher etkisi incelenmiştir. RR-MIDAS modelinde bağımlı değişken nominal faizin bir dönem gecikmesi modele bağımsız değişken olarak eklenmiştir. İlgili tahminler yapılırken haftalık frekanslı faiz değişkeninin aylık frekansına denk gelen her bir horizonu için ayrı ayrı tahminler uygulanmıştır.<sup>4</sup> (7) numaralı denklemde gösterilen RR-MIDAS modelinin tahmini için BFGS algoritmasıyla doğrusal olmayan EKK yöntemi kullanılmıştır. İlgili tahminde (5) ve (6) numaralı denklemlerde gösterilen ağırlıklandırma fonksiyonları kullanılmaktadır. Bu ağırlıklandırma fonksiyonlarıyla ana regresyon modelindeki parametre değerlerine ulaşılabilir. Analizlerde ulaşılan bulgular raporlanırken direkt olarak (2) ve (3) numaralı denklemde gösterilen Fisher denkleminin katsayılarına yer verilmiştir. Elde edilen bulgular Tablo 2’de özetlenmiştir. İlgili tablodan, aylık frekansın 4 horizonunda da enflasyon değişkeninin t dönemi katsayılarının 1’den küçük olduğu görülmektedir. Bu katsayılar sırasıyla 0,117; 0,279; 0,383 ve 0,375 değerini almıştır. Söz konusu bu katsayılar ilk horizonlarda %5 önem düzeyinde diğer horizonlarda ise %1 önem düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Ayrıca bu katsayıların 1’e eşit ve 1’den büyük olduğunu belirten  $H_0$  hipotezi, tüm horizonlarda %1 önem düzeyinde istatistiksel olarak reddedilmiştir. Böylelikle enflasyon değişkeninin katsayısının 1’den küçük olduğunu ifade eden alternatif hipotez istatistiksel olarak kabul edilmiştir. Fisher denkleminde enflasyon değişken katsayısının 1’den küçük olmasından dolayı ele alınan dönemde Türkiye ekonomisi için kısmi Fisher etkisinin geçerli olduğu anlaşılmıştır. Bir bakıma nominal faiz oranının, uzun dönemde enflasyon oranındaki değişimlere tam olarak uyum sağladığı söylenememektedir. Türkiye ekonomisinde kısmi Fisher etkisinin geçerli olması, uzun dönemde reel faiz oranının istikrarlı olmadığına işaret etmektedir. Bu durum ele alınan dönem içerisinde uygulanan para politikasının reel faiz oranları üzerinde etkili olduğunu göstermektedir. Ayrıca reel faiz oranının istikrarlı olmaması, nominal faiz oranındaki değişimin sadece enflasyon oranındaki değişimle açıklanamayacağı anlamına gelmektedir.

---

<sup>4</sup>Çalışmada mevduat faizine alternatif olarak haftalık frekanslı kredi faizleri de kullanılmıştır. Kredi faizleriyle elde edilen bulguların, mevduat faizleriyle ulaşılan sonuçlara benzerlik gösterdiği görülmüştür. Ayrıca yıllıklandırılmış enflasyon oranlarında da kısmi Fisher hipotezinin geçerliliğini koruduğu gözlemlenmiştir. Aydan aya değişim oranı olarak hesaplanan enflasyon oranıyla da benzer sonuçlara ulaşılan çalışmada analizler ayrıca pandemi öncesi dönem (2003-2019) için de tekrarlanmıştır. Bulguların pandemi öncesi ve sonrası olarak farklılık göstermediği tespit edilmiştir. Diğer bir ifadeyle pandemi Fisher hipotezinin geçerliliğine etki etmemiştir.

**Tablo 2: Rasyonel Beklentiler Varsayımı Altında Fisher Denklemi: RR-MIDAS Modeli Sonuçları**

Horizon	$\beta_1$	Standart Hata	$H_0: \beta_1 \geq 1$ (t istatistik değeri)
1	0,117**	0,056	-15,768
2	0,279***	0,097	-7,433
3	0,383***	0,133	-4,639
4	0,375***	0,125	-5,000

**Not:** \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla ilgili katsayının %1, %5 ve %10 önem düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir. Tablodaki t istatistik değerleri, E-enf. katsayının 1'den büyük olduğunu ifade eden hipotez testi için istatistik değerleridir. Enflasyon değişken katsayısının 1'den küçük olduğunu ifade eden alternatif hipotez  $H_1: \beta_1 < 1$  şeklindedir. Tek taraflı testler için %1 önem düzeyindeki t tablo kritik değeri: 2,358

Analizlerde değişkenlerin orijinal frekansları kullanılmasından dolayı Fisher etkisinin, ay içerisindeki haftalık geçerliliği hakkındaki bilgilere de ulaşılmıştır. Elde edilen bulgulara göre, aylık periyodun ilk haftasında kısmi Fisher etkisi oldukça zayıftır. Çünkü enflasyon değişken katsayısı istatistiksel olarak 0,117 olarak tahmin edilmiştir. Aylık periyodun son haftalarına doğru gelindiğinde ise kısmi Fisher etkisinin biraz daha belirgin hale geldiği görülmüştür. Bir başka ifade ile Türkiye ekonomisinde Fisher etkisinin, aylık periyodun son haftalarında gittikçe arttığı gözlemlenmiştir. Böyle bir sonucun ortaya çıkmasında politika faiz oranının aylık dönemin son iki haftasında açıklanmış olması rol oynayabilir. Çünkü politika faiz oranının açıklanmasıyla birlikte uygulanan para politikasının zamansal etkinliği doğal olarak kısmi gerçekleşecektir. Para politikasının etkinliği ayın ilk haftalarında düşük kalacak, ancak son haftalara gelindiğinde artmış olacaktır.

Çalışmada ayrıca Fisher denklemi, uyumlu beklentiler altında enflasyon değişkeninin cari dönem değeri yerine bir dönem gecikmesi eklenerek yeniden tahmin edilmiştir. Her bir horizonta enflasyon değişkeninin bir dönem gecikmesi modele eklenerek tahmin edilen RR-MIDAS modelinin istatistikleri Tablo 3'te sunulmuştur. İlgili tablodan ilk iki horizonta enflasyon değişkeni katsayılarının istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmektedir. Üçüncü ve dördüncü horizonta ise söz konusu değişken katsayıları sırasıyla %5 ve %1 önem düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Bahsi geçen horizontlarda enflasyon değişkenin katsayı değerleri sırasıyla 0,176 ve 0,191 olarak tahmin edilmiştir. Ancak, istatistiksel olarak sıfırdan farklı olan bu katsayıların 1'e eşit veya 1'den büyük olduğunu ifade eden  $H_0$  hipotezi %1 önem düzeyinde istatistiksel olarak reddedilmiştir. Rasyonel beklentilerde olduğu gibi uyumlu beklentiler altında da enflasyon değişken katsayısının 1'den küçük olduğunu belirten alternatif hipotez istatistiksel olarak kabul edilmiştir.

**Tablo 3: Uyumcu Beklentiler Varsayımı Altında Fisher Denklemi: RR-MIDAS Modeli Sonuçları**

Horizon	$\delta_1$	Standart Hata	$H_0: \delta_1 \geq 1$ (t istatistik değeri)
1	0,001	0,036	-27,750
2	0,089	0,058	-15,707
3	0,176**	0,075	-10,987
4	0,191***	0,07	-11,557

**Not:** \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla ilgili katsayının %1, %5 ve %10 önem düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir. Tablodaki t istatistik değerleri, enf. katsayının 1'den büyük olduğunu ifade eden hipotez testi için istatistik değerleridir. Enflasyon değişken katsayısının 1'den küçük olduğunu ifade eden alternatif hipotez  $H_1: \delta_1 < 1$  şeklindedir. Tek taraflı testler için %1 önem düzeyindeki t tablo kritik değeri: 2,358

Enflasyon değişkeninin t dönemiyle tahmin edilen RR-MIDAS modelinden elde edilen kısmi Fisher bulgularının benzeri enflasyon değişkeninin t-1 dönemiyle tahmin edilen RR-MIDAS modelinden de elde edilmiştir. Bununla birlikte aylık dönemin ilk iki haftasında enflasyon değişkeninin katsayısı istatistiksel olarak anlamsızdır. İlgili katsayısının istatistiksel olarak anlamsız olmasından, nominal faiz oranının bir önceki dönem enflasyon oranından aylık dönemin ilk iki haftasında etkilenmediği anlaşılmaktadır. Bir başka ifade ile enflasyondaki hareketlilik, faiz oranlarına anlık olarak yansımamaktadır.

### Sonuç

Irving Fisher, 1930 tarihli çalışmasında nominal faiz oranlarıyla beklenen enflasyon oranı arasında uzun dönem itibarıyla doğru yönlü bir ilişkinin olduğunu ve bu nedenle uzun dönemde nominal faiz oranlarının tamamen beklenen enflasyon tarafından belirlendiğini savunmuştur. Fisher etkisi olarak da bilinen bu hipotezde nominal faiz oranları, uzun dönemde reel faiz oranları ve beklenen enflasyon oranının toplamından oluşmaktadır. İktisat literatüründe Fisher hipotezinin geçerliliğini araştıran çok sayıda teorik ve uygulamalı çalışma bulunmaktadır. Ancak bu çalışmaların hemen hemen hepsinde faiz ve enflasyon değişkenlerinin en az birinin orijinal frekanslarında kullanılmadığı görülmektedir. Bilindiği üzere faiz oranları, çoğu ekonomide enflasyon oranına göre daha yüksek frekanslıdır. Literatürde Fisher denklemini tahmin edebilmek için faiz oranları, enflasyon oranı ile aynı frekansa dönüştürülmektedir. Ancak bu durum faiz değişkeninde bilgi kaybına neden olabilmektedir. Bu çalışmada değişkenlerin orijinal frekansları kullanılarak Türkiye ekonomisi için Fisher hipotezinin geçerliliği araştırılmıştır. Bu kapsamda farklı frekanslı değişkenlerin bir arada bulunabildiği RR-MIDAS modeli uygulanmıştır.

Uygulamada Türkiye ekonomisine ilişkin bir yıldan uzun vadeli mevduat faiz oranları ve TÜFE serisinden hesaplanan aylık enflasyon oranlarıyla çalışılmıştır. Öncelikle her iki değişkenin de seviye değerlerinde durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Serilerin her ikisi de durağan olduğu için RR-

MIDAS modeli direkt olarak uygulanabilmiştir. Elde edilen bulgulara göre, Türkiye ekonomisinde kısmi Fisher etkisinin geçerli olduğu görülmüştür. Ayrıca tespit edilen kısmi Fisher etkisinin, rasyonel beklentilere göre daha kuvvetli olduğu anlaşılmıştır. Bunun yanı sıra aylık dönemin son iki haftasına gelindiğinde Fisher etkisinin daha kuvvetli hale geldiği gözlemlenmiştir. Ancak aylık periyodun hiçbir horizonunda tam Fisher etkisi gözlemlenememiştir. Ulaşılan bu bulgulara göre, reel faiz oranı beklenen enflasyondan tamamen bağımsız değildir. Türkiye ekonomisinde para nötr durumdadır ve para aldatmacası tam olarak sağlanamamaktadır. Elde edilen bulgulara göre Fisher etkisinin aylık dönemin son haftalarına doğru kuvvetlendiği görülmüştür. Politika faiz oranının, aylık dönemin son iki haftasında açıklanmasıyla birlikte para politikasının kısmi olarak etkin olduğu anlaşılmıştır. Ancak bu kısmi etkinlik ayın ilk iki haftasında oldukça zayıftır. Üstelik uyumlu beklentiler modeline göre, aylık dönemin ilk iki haftasında Fisher hipotezi geçerli olmamaktadır.

### Kaynakça

- Andreou, E., Ghysels, E. ve Kourtellos, A. (2010a), “Regression Models with Mixed Sampling Frequencies”, *Journal of Econometrics*, 158(2), 246-261.
- Andreou, E., Ghysels, E. ve Kourtellos, A. (2010b), “Forecasting with Mixed-Frequency Data”, *The Oxford Handbook of Economic Forecasting*, Ed.: Clements M.P., Hendry D.F.
- Arısoy, I. (2013), “Testing for the Fisher Hypothesis Under Regime Shifts in Turkey: New Evidence from Time-Varying Parameters”, *International Journal of Economics and Financial Issues*, 3(2), 496-502.
- Asemota, O.J. ve Bala, D.A. (2011), “A Kalman Filter Approach to Fisher Effect: Evidence from Nigeria”, *CBN Journal of Applied Statistics*, 2(1), 70-91.
- Atgür, M. ve Altay, N.O. (2015), “Enflasyon ve Nominal Faiz Oranı İlişkisi: Türkiye Örneği (2004-2013)”, *Yönetim ve Ekonomi*, 22(2), 521-533.
- Bajo-Rubio, O., Díaz-Roldán, C. ve Esteve, V. (2005), “Is the Fisher Effect Non-Linear? Some Evidence for Spain, 1963-2002”, *Applied Financial Economics*, 15(12), 849-854.
- Bilgin, C. (2022), “Türkiye İçin Fisher Etkisinin Analizi: Doğrusal Olmayan ARDL Model Yaklaşımı”, *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 73, 72-87.
- Bolatoğlu, N. (2006), “Türkiye’de Enflasyon ve Nominal Faiz Oranları Arasındaki Uzun Dönemli İlişki: Fisher Etkisi”, *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakülte Dergisi*, 24(2), 1-15.
- Cai, Y. (2018), “Testing the Fisher Effect in the US”, *Economics Bulletin*, 38(2), 1014-1027.
- Carlson, J. (1977), “Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation: Comment”, *American Economic Review*, 67, 469- 475.

- Choudhry, T. (1997), "Cointegration Analysis of the Inverted Fisher Effect: Evidence from Belgium, France and Germany", *Applied Economics Letters*, 4(4), 257-260.
- Clemente, J., Gadea, M.D., Montañés, A. ve Reyes, M. (2017), "Structural Breaks, Inflation and Interest Rates: Evidence from the G7 Countries", *Econometrics*, 5(1), 11.
- Cooray, A. (2002), "Interest Rates and Inflationary Expectations: Evidence on the Fisher Effect in Sri Lanka", *South Asia Economic Journal*, 3(2) 201-216.
- Fahmy, Y.A.F. ve Kandil, M. (2003), "The Fisher Effect: New Evidence and Implications", *International Review of Economics and Finance*, 12, 451-465.
- Fama, E.F. (1975), "Short Term Interest Rates as Predictors of inflation", *American Economic Review*, 65, 269-282.
- Fisher, I. (1930), *The Theory of Interest*, Macmillan, New York.
- Foroni, C., Guérin, P. ve Marcellino, M. (2018), "Using Low Frequency Information for Predicting High Frequency Variables", *International Journal of Forecasting*, 34(4), 774-787.
- Gedik, A. (2021), "Enflasyon ve Faiz Oranı İlişkisi: Fisher Hipotezinin Türkiye İçin Geçerliliği", *Avrupa Bilim ve Teknoloji Dergisi*, 27, 615-624.
- Ghysels, E., Santa-Clara, P. ve Valkanov, R. (2004), "The MIDAS Touch: Mixed Data Sampling Regression Models", *Finance*, 1-31.
- Ghysels, E., Santa-Clara, P. ve Valkanov, R. (2005), "There is a Risk-Return Trade-off After All", *Journal of Financial Economics*, 76(3), 509-548.
- Gibson, W. (1970), "Price-Expectations Effects on Interest Rates", *Journal of Finance*, 25, 19-34.
- Götz, T.B., Hecq, A. ve Smeekes, S. (2016), "Testing for Granger Causality in Large Mixed-Frequency VARs", *Journal of Econometrics*, 93(2), 418-432.
- Granger, C.W.J. (1988), "Aggregation of Time Series Variables: A Survey", *Institute for Empirical Macroeconomics Federal Reserve Bank of Minneapolis Discussion Paper*, 1, 1-25. <https://www.minneapolisfed.org/research/DP/DP1.pdf> (Erişim Tarihi: 04.03.2020)
- Granger, C.W. ve Newbold, P. (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120.
- Granville, B. ve Mallick, S. (2004), "Fisher Hypothesis: UK Evidence Over A Century", *Applied Economics Letters*, 11(2), 87-90.
- Hall, S.G., Hondroyiannis, G., Swamy, P.A.V.B. ve Tavlas, G.S. (2010), "The Fisher Effect Puzzle: A Case of Non-Linear Relationship", *Open Economies Review*, 21, 91-103.
- Hasan, H. (1999), "Fisher Effect in Pakistan", *The Pakistan Development Review*, 38(2), 156-166.



- Hawtrey, K.M. (1997), "The Fisher Effect and Australian Interest Rates", *Applied Financial Economics*, 7(4), 337-346.
- He, Y. (2018), "A Study on the International Fisher Effect: An Investigation from South Korea and China", *International Journal of Industrial Distribution and Business*, 9(7), 33-42.
- Jayasinghe, P. ve Udayaseelan, T. (2010), "Does Fisher Effect Hold in Sri Lanka? An Analysis with Bounds Testing Approach to Cointegration", *Proceedings of 5<sup>th</sup> International Research Conference on Management and Finance*, University of Colombo.
- Koç, P. (2020), "Türkiye’de Fisher Hipotezinin Fourier Fonksiyonlarla Analizi", *Anemon*, 8(5), 1425-1434.
- Köksal, B. ve Destek, M.A. (2015), "Türkiye Ekonomisinde Fisher Hipotezinin Test Edilmesi: 2002-2014 Dönemi Üzerine Bir Ampirik Analiz", *Uluslararası Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 8(41), 1247-1253.
- Küçükaksoy, İ. ve Akalın, G. (2017), "Fisher Hipotezi’nin Panel Veri Analizi ile Test Edilmesi: OECD Ülkeleri", *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 35(1), 19-40.
- Lebe, F. ve Arda Özalp, L.F. (2016), "Fisher Hipotezinin Alternatif Faiz Oranları ile Türkiye Ekonomisi Açısından Analizi", *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 31(1), 95-122.
- Mishkin, F.S. (1982). "The Real Interest Rate: A Multi-Country Empirical Study", *National Bureau of Economic Research*, No.w1047.
- Mishkin, F. (1991), "Is the Fisher Effect for Real? A Reexamination of the Relationship between Inflation and Interest Rates", *Journal of Monetary Economics*, 30, 195-215.
- Mishkin, F. ve Simon, J. (1995), "An Empirical Examination of the Fisher Effect in Australia", *The Economic Record*, 71(214), 217-229.
- Mitchell-Innes, H.A., Aziakpono, M.J. ve Faure, A.P. (2007), "Inflation Targeting and the Fisher Effect in South Africa: An Empirical Investigation", *South African Journal of Economics*, 75(4), 693-707.
- Mogaji, P.K. (2010), "Fisher Effect and the Relationship between Nominal Interest Rates and Inflation: The Case of Nigeria", *MPRA*, Paper No.99040.
- Mohanty, R.K. ve Nayak, B. (2012), "Term Structure of Interest Rates and Fisher Effect in India: An Empirical Analysis", *International Journal of Research in Commerce, Economics and Management (IJRCM)*, 2(9), 149-158.
- Nusair, S.A. (2008), "Testing for the Fisher Hypothesis under Regime Shifts: An Application to Asian Countries", *International Economic Journal*, 22(2), 273-284.
- Oğul, B. (2022), "Türkiye’de Enflasyon ve Faiz İlişkisinin Tespit Edilmesi: ARDL Sınır Testi", *International Journal of Economics, Politics, Humanities and Social Sciences*, 5(2), 49-58.

- Öruç, E. (2016), “Fisher Etkisi: Türkiye Üzerine Bir Uygulama”, *Kastomonu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 13, 297-311.
- Özer, M.O. (2019), “Türkiye’de Fisher Hipotezinin Fourier Yaklaşımı ile İncelenmesi”, *Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi İİBF Dergisi*, 21(3), 856-878.
- Paleologos, J.M. ve Georgantelis, S.E. (1996), “Does the Fisher Effect Apply in Greece?: A Cointegration Analysis”, *Spoudia*, 48, 1-4.
- Phylaktis, K. ve Blake, D. (1993), “The Fisher Hypothesis: Evidence from Three High Inflation Economies”, *Review of World Economics*, 129(3), 591-599.
- Rehman, H.U., Khan, S. ve Ahmad, I. (2004), “Does Fisher Effect Exist in Pakistan? A Cointegration Analysis”, *Pakistan Economic and Social Review*, 42(1), 1-37.
- Ruzima, M., Boachie, M.K., Pöläjeva, T. ve Iddrisu, A.A. (2022), “Does the Fisher Effect Hold in Rwanda?” *Quality and Quantity*, 1-16.
- Sargent, T.J. (1969), “Commodity Price Expectations and the Interest Rate”, *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford University Press, 83(1), 127-140.
- Sarı, S. ve Arslan, E. (2022), “Türkiye Ekonomisi Bağlamında Fisher Etkisinin Birim Kök Testleri ve ARDL Sınır Testiyle Sınanması”, *Journal of Emerging Economies and Policy*, 7(1), 95-105.
- Sinan, O.B. (2019), “Türkiye’de Faiz Oranı ile Enflasyon Oranı Arasındaki İlişki: 2006-2018”, *Sakarya İktisat Dergisi*, 8(3), 200-221.
- Sugözü, İ.H. ve Yaşar, S. (2020), “Enflasyon ve Faiz İlişkisi: OECD Ülkeleri Üzerine Panel Regresyon ve Nedensellik Analizleri”, *Maliye Dergisi*, 179, 85-105.
- Şimşek, M. ve Kadılar, C. (2006), “Fisher Etkisinin Türkiye Verileri ile Testi”, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 7(1), 99-111.
- Tanrıöver, B. ve Yamak, N. (2015). “Nominal Faiz Oranı-Genel Fiyat Düzeyi İlişkisinin Gibson Paradoksu Çerçevesinde Analizi”, *Maliye Dergisi*, 168, 186-200.
- Tanzi, V. (1980), “Inflationary Expectations, Economic Activity, Taxes and Interest Rates”, *American Economic Review*, 70, 12-21.
- TCMB (2020), “Elektronik Veri Dağıtım Sistemi”, <https://evds2.tcmb.gov.tr> (Erişim Tarihi: 01.12.2022)
- Toyoshima, Y. ve Hamori, S. (2011), “Panel Cointegration Analysis of the Fisher effect: Evidence from the US, the UK, and Japan”, *Economics Bulletin*, 31(3), 2674-2682.
- Tsong, C.C. ve Lee, C.F. (2013), “Quantile Cointegration Analysis of the Fisher Hypothesis”, *Journal of Macroeconomics*, 35, 186-198.
- Tunalı, H. ve Yıldırım Erönel, Y. (2016), “Enflasyon ve Faiz Oranı İlişkisi: Türkiye’de Fisher Etkisinin Geçerliliği”, *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 21(4), 1415-1431.

- Ulusoy, A., Yılmaz, H. ve Ünal, H. (2022), “Türkiye’de Gibson Paradoksunun Fisher Etkisi Bağlamında Ele Alınması (1978-2019 Dönemi)”, *Maliye Dergisi*, 181, 1-18.
- Uyaebo, S.O.U., Bello, Y.A., Omotosho, B.S., Karu, S. ve Satumari, A.S. (2016), “Testing the Fisher Hypothesis in the Presence of Structural Breaks and Adaptive Inflationary Expectations: Evidence from Nigeria”, *CBN Journal of Applied Statistics*, 7(1), 333-358.
- Xu, Q., Zhuo, X., Jiang, C., Sun, F. ve Huang, X. (2021). “Reverse Restricted MIDAS Model with Application to US Interest Rate Forecasts”, *Communications in Statistics-Simulation and Computation*, 50(2), 462-482.
- Yamak, R. ve Abdioğlu, Z. (2007), “Fisher Hipotezinin Testi: Güçlü ve Zayıf Form”, *Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 4, 1-9.
- Yaya, K. (2015), “Testing the Long-Run Fisher Effect in Selected African Countries: Evidence from ARDL Bounds Test”, *International Journal of Economics and Finance*, 7(12) 168- 175.
- Zadrozny, P.A. (1990). “Estimating a Multivariate ARMA Model with Mixed-Frequency Data: An Application to Forecasting US GNP at Monthly Intervals”, *Center for Economic Studies, U.S. Census Bureau, Working Papers* 90-5,
- Zhong, Y. (2022), “Analysis of Fisher Effects between Nominal Interests and Inflation, Advances in Economics”, *Business and Management Research*, 656, 337-341.