

# Merkez Bankası Kredibilitesi ve Makroekonomik Performans -Türkiye'den Kanıtlar-

Mehmet ÖBEKCAN<sup>1</sup>, Serdar VARLIK<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Dr., Hitit Üniversitesi, İİBF, mehmetobekcan@hitit.edu.tr, ORCID: 0000-0001-5713-2811

<sup>2</sup> Doç. Dr., Hitit Üniversitesi, İİBF, serdarvarlik@hitit.edu.tr, ORCID: 0000-0002-4712-3193

**Öz:** Merkez bankası kredibilitesi, merkez bankalarının beklenti yönetiminin başarısını açıklamaktadır. Merkez bankası kredibilitesinin makroekonomik değişkenler üzerindeki etkisi, para politikası uygulamalarının başarısını yansıtmaktadır. Bu çalışmada, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın (TCMB) kredibilite gelişmelerinin Türkiye'nin makroekonomik performansı üzerindeki etkileri Ocak 2008 - Ağustos 2023 dönemi için Bayesian Vektör Otoregresyon (BVAR) modeli kullanılarak incelenmektedir. BVAR modelinden elde edilen kanıtlar, ülke risk priminin, döviz kurunun değişim oranının, reel faiz oranındaki değişimin, çıktı boşluğunun ve enflasyon boşluğunun merkez bankası kredibilitesindeki bir birim pozitif şoka azalarak tepki verdiğini göstermektedir. Dolayısıyla, merkez bankası kredibilitesindeki artış ülkeye yönelik risk algısını azaltmakta, döviz kuru ve faiz oranlarında istikrar sağlamakta, çıktı ve enflasyonu sırasıyla potansiyel ve hedeflenen seviyelerine yaklaştırmaktadır. Bu noktadan hareketle, TCMB'nin kredibilitesinin geliştirilmesinin Türkiye'nin makroekonomik performansını olumlu yönde etkilediği, makroekonomik istikrara katkı sağladığı ve TCMB'nin optimal politika uygulamalarını desteklediği sonucuna ulaşılmaktadır.

**Anahtar Kelimeler:** Merkez Bankası Kredibilitesi, Makroekonomik Performans, BVAR

**Jel Kodları:** E50, E52, E58

## *Central Bank Credibility and Macroeconomic Performance - Evidence from Turkey -*

**Abstract:** Central bank credibility explains the success of central banks' expectations management. The effect of central bank credibility on macroeconomic performance reflects the success of monetary policy implementations. In this study, the effects of the credibility developments of the Central Bank of the Republic of Turkey (CBRT) on the Turkey's macroeconomic performance are examined by using the Bayesian Vector Autoregression (BVAR) model for the period of January 2008 – August 2023. The evidence obtained from the BVAR model suggest that the sovereign risk premium, the rate of change of exchange rate, the change in real interest rate, output gap and inflation gap respond to a one-unit positive shock in central bank credibility by decreasing. Therefore, increase in central bank credibility reduces the risk perception towards the country, provides the stability in exchange rate and interest rate, and brings output and inflation closer to their potential and targeted levels, respectively. From this point of view, it is concluded that improving the credibility of the CBRT has a positive impact on Turkey's macroeconomic performance, contributes to macroeconomic stability and supports the CBRT's optimal policy implementations.

**Keywords:** Central Bank Credibility, Macroeconomic Performance, BVAR

**Jel Codes:** E50, E52, E58

**Atıf:** Varlık S., Öbekcan M. (2024). Merkez Bankası Kredibilitesi ve Makroekonomik Performans Türkiye'den Kanıtlar, *Politik Ekonomik Kuram*, 8(1), 77-95. <https://doi.org/10.30586/1411319>

Geliş Tarihi: 28.12.2023  
Kabul Tarihi: 09.02.2024



**Telif Hakkı:** © 2024. (CC BY) (<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

## 1. Giriş

Enflasyon hedeflemesi stratejisinde özel iktisadi karar birimlerinin enflasyon beklentilerinin merkez bankalarının enflasyon hedefleri ile uyumlu olan bir patika içinde yönetilmesi, para politikasının başarısını belirleyen önemli bir ölçüt olarak kabul

edilmektedir (Bernanke vd., 1999; Bofinger vd., 2001; Woodford, 2004; Gürkaynak vd., 2007; Çiçek ve Akar, 2014). Para politikasının başarısı, merkez bankalarının beklenti yönetiminin başarılı olmasına bağlıdır. Merkez bankalarının enflasyonun kontrol edilmesi ya da düşük tutulması konusunda verdikleri taahhütlerin iktisadi karar birimleri tarafından güvenilir bulunması, beklenti yönetimini olumlu yönde etkilemektedir (Borio ve White, 2004; Freedman ve Laxton, 2009; Svensson, 2011).

Merkez bankalarının beklenti yönetiminin başarısı, merkez bankası kredibilitesi kavramı ile ölçülmektedir. Çünkü merkez bankası kredibilitesi, özel iktisadi karar birimlerinin ileriye dönük enflasyon beklentilerinin oluşumu açısından kritik öneme sahiptir (Tanuvidjaja ve Choy, 2006). Merkez bankası kredibilitesi özel iktisadi karar birimlerinin merkez bankalarının enflasyon hedeflerine ulaşabilme yeteneklerine, bu konudaki kararlılıklarına, aldıkları kararların tutarlılığına (Blinder, 1999; Perrier ve Amano, 2000; Minella vd., 2003; Montes, 2009; De Mendonça ve Tiberto, 2017) ve para politikalarına duyulan güveni göstermekte (Brunner, 1983; Cukierman, 1986) ve böylece özel iktisadi karar birimlerinin ileriye dönük enflasyon beklentilerinin merkez bankalarının enflasyon hedefleri doğrultusunda yönetilebilme başarısını açıklamaktadır (Drazen ve Masson, 1994; Demertzis vd., 2012; Bordo ve Siklos, 2015; Lee ve Kim, 2019; Potter ve Smets, 2019).<sup>1</sup>

Merkez bankası kredibilitesinin tanımlanmasına yönelik bu çerçeve, özel iktisadi karar birimlerinin ileriye dönük orta-uzun vadeli enflasyon beklentileri ile merkez bankalarının enflasyon hedefleri arasındaki farkı açıklayan beklenti -kredibilite- boşluğu (expectation -credibility- gap) kavramı ile örtüşmektedir (Agénor ve Taylor, 1992; Blinder, 2000; Bomfim ve Rudebusch, 2000; Svensson, 2000; 2011; Demertzis vd., 2010; Bordo ve Siklos, 2014). Dolayısıyla merkez bankası kredibilitesi kavramı tanımlanırken, özel iktisadi karar birimlerinin ileriye dönük enflasyon beklentilerinin dikkate alındığı görülmektedir. Enflasyon beklentilerinin oluşumu, merkez bankalarının açıkladıkları enflasyon hedeflerini gerçekleştirmek için yaptıkları taahhütlerin güvenilirliğine bağlıdır. Bu noktada merkez bankası kredibilitesi, ekonomide meydana gelen bir şokun ardından enflasyon beklentilerinin enflasyon hedeflerine ne kadar yaklaştığına bakılarak değerlendirilmektedir. Şokun ardından enflasyon beklentileri merkez bankasının enflasyon hedefine ne kadar yaklaşıyorsa, yani şokun ardından beklenti boşluğu azalıyorsa, merkez bankasının kredibilitesi o kadar yükselmektedir (Çiçek ve Akar, 2014).

İktisat yazınında merkez bankası kredibilitesinin ölçümüne odaklanan çalışmalar, beklenti -kredibilite- boşluğunu kullanmaktadırlar. Leveuge vd. (2018) bu çalışmaları iki grupta sınıflandırmaktadır. Birinci grupta yer alan çalışmalar Bomfim ve Rudebusch (2000)'un metodolojisi çerçevesinde enflasyon beklentilerinin tahmin edilmesine dayanmaktadır (örneğin; Demertzis vd., 2009). Bu çalışmalarda özel iktisadi karar birimlerinin enflasyon beklentilerinin merkez bankalarının enflasyon hedeflerine yakınsaması, enflasyon hedeflerine verilen ağırlığın büyüklüğüne bağlı olmaktadır. İkinci grupta yer alan çalışmalardan Łyziak vd. (2007) merkez bankası kredibilitesini etkilediği düşünülen merkez bankası bağımsızlığı, şeffaflığı, hesap verebilirliği ve kamu borcu gibi değişkenler için oluşturdukları alt endeksleri, belirli ağırlıklarla çarpıp ardından toplayarak bir merkez bankası kredibilite endeksi elde etmektedirler. Cecchetti ve Krause (2002), Siscú (2002), De Mendonça (2007) ve De Mendonça ve De Guimarães e Souza (2009) ve Varlık ve Dağlaroğlu (2021) ise merkez bankası kredibilitesini, merkez bankalarının beklenti anketlerine dayanan endeksler geliştirerek ölçmektedirler. Beklenti -kredibilite- boşluğunu dikkate alarak geliştirilen bu endeksler, merkez bankası kredibilitesi için nicel kredibilite düzeyini göstermektedir.

Merkez bankası kredibilitesinin makroekonomik değişkenler üzerindeki etkisi, para politikası uygulamalarının başarısını yansıtmaktadır. Literatürde merkez bankası kredibilitesinin makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini inceleyen çok sayıda

<sup>1</sup> Merkez bankası kredibilitesinin nitel bir kavram olması nedeni ile (Łyziak vd., 2007), iktisat yazınında merkez bankası kredibilitesinin genel olarak kabul edilen tek bir tanımının yapılamadığı bilinmektedir (Blinder, 2000; Bordo ve Siklos, 2017).

ampirik çalışma vardır. Bu çalışmaların bulguları incelendiğinde, merkez bankası kredibilitésinin geliştirilmesinin makroekonomik performansı olumlu yönde etkilediği görülmektedir.

Merkez bankası kredibilitésinin yüksek düzeyde olduđu ekonomilerde merkez bankalarının enflasyon oranını kontrol edebilme gücü artmaktadır. Cukierman (1986), Agénor (2001), Bernanke (2004), Yuxiang ve Chen (2010), Montes vd. (2016), De Mendonça (2018), Aguir (2018), Kurihara (2019) ve Güler (2021) merkez bankası kredibilitésindeki artışın enflasyon beklentilerine istikrar kazandırdığı ve böylece enflasyonun kontrol edilmesine yardımcı olduđu bulgularına ulaşmışlardır. De Mendonça ve Tostes (2015), Carrière-Swallow vd. (2016), De Mendonça ve Tiberto (2017) ve Kabundi ve Mlachila (2019) bu sürecin döviz kuru kanalından geliştiğini göstermişlerdir. Buna göre merkez bankası kredibilitésinin yüksek düzeyde olması, döviz kuruna istikrar kazandırarak döviz kurundan enflasyona geçiş etkisini zayıflatmakta ve böylece dezenflasyonist bulguları desteklemektedir.

Merkez bankası kredibilitésindeki artış, döviz kuru ve faiz oranı oynaklıklarını azaltmaktadır (Akosah vd., 2017). Merkez bankası kredibilitésini artarken kur piyasasında istikrar sağlanmaktadır. Bunun sonucunda merkez bankasının dalgalanma korkusu (fear of floating) azalmakta (Montes ve Ferreira, 2020) ya da kur piyasasına yapılan doğrudan müdahaleler enflasyon hedeflemesi stratejisine zarar vermemektedir (Adler vd., 2019). Krušković (2022), De Mendonça ve De Guimarães e Souza (2009; 2012), Montes ve Bastos (2014) ve Levieuge vd. (2018) merkez bankası kredibilitésinin geliştirilmesi sonucunda kısa vadeli faiz oranlarının oynaklığının azaldığını gösterirlerken, Spyromitros ve Tuysuz (2012) ve Park (2022) ise uzun vadeli faiz oranı oynaklığının düştüğünü göstermişlerdir.

Yüksek düzeyde kredibiliteye sahip olan merkez bankaları politika faiz oranında daha az değişiklik yaparak enflasyon hedeflerine ulaşmakta ve/veya enflasyonu kontrol etmektedirler. Merkez bankası kredibilitésinin yüksek olduđu ekonomilerde enflasyon ve çıktı oynaklıkları azalmakta ve politika faiz oranının oynaklığı ile enflasyon ve çıktı boşlukları arasındaki ödünleşme (trade-off) ilişkisi hafiflemektedir (Svensson, 2000; Tronzano, 2005). Blinder (2000) ve Montes ve Curi (2016) merkez bankası kredibilitésinin yüksek düzeyde olduđu ekonomilerde enflasyonun kontrol edilebilmesi için politika faiz oranında daha az değişiklik yapılmasının yeterli olduđu sonucuna ulaşmışlardır. Cecchetti ve Krause (2002), Montes (2013) ve Bichal (2022) yüksek kredibilite koşullarında enflasyon ve çıktı düzeyinde meydana gelen oynaklıkların azaldığını göstermişlerdir. Bu bulgular merkez bankası kredibilitésinin yüksek düzeyde olduđu ekonomilerde para politikasının etkinliğinin arttığını vurgulayan Yellen (2006), Potter ve Smets (2019) ve Montes ve Bastos (2014)'un bulguları ile örtüşmekte ve ayrıca merkez bankası kredibilitésinin yüksek düzeyde olduđu ekonomilerde ücret ve fiyat yapışkanlıklarına rağmen, dezenflasyonist para politikalarının maliyetlerinin azaldığını ortaya koymaktadır (Ball, 1992; Fuhrer, 1994; Debelle ve Fischer, 1994; Fuhrer ve Moore, 1995; Posen, 1998). Tanuwidjaja ve Choy (2006) ve De Mendonça (2018) yüksek kredibilite koşulları altında enflasyonun merkez bankasının hedeflediği düzeye yaklaştırılma süresinin kısaldığı ve dezenflasyonist programların maliyetlerinin azaldığı sonucuna ulaşmışlardır.

Merkez bankası kredibilitésini artarken ekonomide pozitif bir geri besleme süreci gerçekleşmektedir. De Mendonça ve De Guimarães e Souza (2012), Montes (2013) ve De Mendonça ve Lima (2011), merkez bankası kredibilitésinin geliştirilmesinin ekonomideki belirsizlikleri azaltarak özel sektörün yatırım harcamalarının artmasına ve dolaylı olarak istihdam düzeyinin yükselmesine neden olduğunu belirtmişlerdir. Tatiwa vd. (2018) merkez bankası kredibilitésinin yüksek düzeyde olmasının işsizlikle enflasyon arasındaki ödünleşme ilişkisini ortadan kaldırdığını açıklamışlardır. Papadamou vd. (2014) ve Chansriniyom vd. (2020) ise yüksek kredibilitésinin ekonomik aktiviteyi pozitif yönde etkilediğini gösteren bulgular sunmuşlardır. Bu bulgular, enflasyonist olmayan bir ekonomik büyüme için, merkez bankası kredibilitésinin geliştirilmesinin önemini vurgulamaktadır.

Merkez bankası kredibilitésinin geliştirilmesi mali deęişkenleri olumlu yönde etkilemektedir. De Mendonça ve Da Silva (2009) merkez bankası kredibilitésinin geliştirilmesinin daraltıcı para politikasının kamu borcu üzerindeki “hoş olmayan” etkilerini ortadan kaldırmak için güçlü bir araç işlevine sahip olduğunu belirtmişlerdir. Bununla birlikte merkez bankası kredibilitésini iyileştirmenin ülke risk primini azalttığına (bkz. Ciro ve De Mendonça, 2016) ve mali kredibiliteyi olumlu etkilediğine (Montes vd., 2019) dair bulgular da mevcuttur.

Literatürde Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın (TCMB) kredibilitésinin ölçülmesini ve makroekonomik deęişkenlere olan etkilerinin incelenmesini konu alan az sayıda çalışmaya rastlanmaktadır. Merkez bankası kredibilitésinin ölçümüne odaklanan çalışmalarda, TCMB'nin enflasyon hedeflerinin ve önceki dönemlerde gerçekleşen enflasyon oranlarının enflasyon beklentileri veya kredibilite boşluğu üzerindeki etkileri incelenerek TCMB'nin kredibiliteye sahip olup olmadığı değerlendirilmektedir. Bu çalışmalarda kredibilite düzeyi hakkında nicel bir sayı elde edilmemekte, sadece belirli bir dönem için TCMB'nin kredibiliteye sahip olup olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. TCMB'nin kredibilitésine ilişkin farklı dönemlere ait bulgular, kredibilite kaybı olduğunu (Başkaya vd., 2008; Çiçek ve Akar, 2014), kredibilitenin zaman içinde arttığını (Başkaya vd., 2010; Çiçek vd., 2011; Başkaya vd., 2012), kredibilitenin zaman ufkuna baęlı olarak deęiştirdiğini (Bulut, 2018) ve kredibilitenin zaman içinde azaldığını (Çakmaklı ve Demiralp, 2020) göstermiştir. Bunun yanı sıra Bulut (2020) TCMB'nin kredi boşluğunun rassal yürüyüş davranışı içinde olduğu ve incelenen dönemde TCMB'nin kredibilite kaybı yaşadığı sonucuna ulaşmıştır. Söz konusu çalışmalardan farklı olarak endeksleme yöntemi çerçevesinde alternatif bir merkez bankası kredibilite endeksi geliştiren Varlık ve Daęlaroęlu (2021), TCMB'nin kredibilitésinin zaman içinde hızla azaldığını göstermişlerdir. Merkez bankası kredibilitésinin makroekonomik etkilerine odaklanan çalışmalardan Doęan ve Bozdemir (2014), TCMB'nin kredibilitésinin faiz oranlarındaki deęişkenliğe olan etkisini inceledikleri çalışmalarında, merkez bankası kredibilitésindeki artışın faiz oranlarındaki deęişkenliği azalttığını bulmuşlardır. Varlık ve Berument (2019), TCMB'nin kredibilitésinin yüksek olduğu ve ülke risk priminin düşük olduğu durumlarda, küresel finansal şoklar karşısında para politikasının enflasyon oranını kontrol edebilme yeteneğinin arttığını açıklamışlardır. Gayaker vd. (2021), TCMB'nin kredibilite boşluğundaki artışın döviz kurundan enflasyona geçiş etkisini artırdığını ortaya koymuşlardır. Varlık ve Varlık (2021), TCMB'nin kredibilitésindeki artışın enflasyon oranını düşürdüğü bulgusuna ulaşırlarken, Varlık ve Öbekcan (2023) ise TCMB'nin kredibilitésindeki artışın Türkiye'nin ülke risk primini düşürdüğünü göstermişlerdir.

Bu çalışmada yukarıda incelenen önceki çalışmalardan farklı olarak, TCMB'nin kredibilite gelişmelerinin makroekonomik performans üzerindeki etkileri Ocak 2008 – Ağustos 2023 dönemi için aylık veriler kullanılarak incelenmektedir. Türkiye ekonomisi, TCMB'nin kredibilite gelişmeleri açısından adeta bir laboratuvar özelliği göstermektedir. Bunun nedeni TCMB'nin enflasyon beklentilerini çıplamak konusunda yeterli başarıyı gösterememesi ile açıklanmaktadır. Dolayısıyla TCMB'nin kredibilite gelişmelerinin Türkiye'nin makroekonomik performansı üzerindeki etkilerinin incelenmesi, Türkiye ekonomisinde makroekonomik istikrarın sağlanması için TCMB'nin kredibilitésinin geliştirilmesinin önemini ortaya koymaktadır. Bu yönde gerçekleştirilen çaba, alternatif politika önermelerine zemin hazırlayacaktır. Çalışmanın özgün katkısı, TCMB'nin kredibilitésinin Türkiye'nin makroekonomik performansını nasıl etkilediğini daha geniş bir veri setini kullanarak inceleyen ilk çalışma olmasıdır.

Çalışmada Litterman (1980; 1986a; 1986b) tarafından geliştirilen Bayesian Vector Autoregression (BVAR) yöntemi kullanılmaktadır. BVAR modelinin kullanılmasının nedenleri: BVAR modelinin çoklu doğrusal baęıntı sorununa neden olmaksızın çok sayıda deęişken ve az sayıda serbestlik derecesiyle çalışmaya olanak sağlaması, aşırı parametreleşme sorununu deęişkenlerin katsayılar üzerindeki etkilerini azaltarak gidermesi ve birim kök içeren deęişkenlerin bulunduğu modellerde yansız katsayı

tahminlerinin yapılabilmesine olanak sağlamasıdır. Çalışmada kullanılan veri setinin yapısı dikkate alındığında, BVAR modelinin bu çalışmanın amacını test etmek için uygun olduğu söylenebilir.

Elde edilen bulgular merkez bankası kredibilitesindeki artışın sırasıyla ülke risk primini, döviz kurunun değişim oranını, reel faiz oranının değişimini, çıktı boşluğunu ve enflasyon boşluğunu düşürdüğünü göstermektedir. Buna göre, merkez bankası kredibilitesindeki artışın ülkeye yönelik risk algısını azaltarak makroekonomik istikrar ortamının iyileşmesine katkıda bulunduğu sonucuna varılmaktadır.

Çalışma beş bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünü takip eden ikinci bölümde çalışmada kullanılan BVAR modeli açıklanmaktadır. Üçüncü bölümde çalışmada kullanılan veri seti tanıtılmaktadır. Dördüncü bölümde çalışmada elde edilen bulgular sunulmaktadır. Sonuç bölümünde ise çalışma özetlenmektedir.

## 2. Yöntem

BVAR modeli, kısıtsız VAR modelinin aksine, çoklu doğrusal bağıntı sorununa neden olmaksızın çok sayıda değişken ve az sayıda serbestlik derecesiyle çalışmaya olanak sağlamaktadır. Kısıtsız VAR modelinde her bir değişkenin cari dönemde ve geçmiş dönemlerde gerçekleşen değerleri yer aldığı için, tahmin edilen katsayılar gözlem sayısından daha fazla olmakta ve bu nedenle katsayıların yanlış ve/veya anlamsız olan ilişkileri göstermeleri ile sonuçlanan aşırı parametreleşme sorunu ortaya çıkabilmektedir. Aşırı parametreleşme sorunu ise serbestlik derecesinde kayıplara neden olmakta ve modelin tahmin gücünü düşürmektedir. Bu noktada kısıtlı VAR modeli, kısıtsız VAR modelinde ortaya çıkan aşırı parametreleşme sorununu, araştırmacıların önsel ekonomik bilgileri (priors) çerçevesinde kullandıkları kısıtlar ile aşmaya çalışmaktadır. Ne var ki; kısıtlı VAR modeli, aşırı parametreleşme sorununu tamamen önleyememekte ve araştırmacıların önsel ekonomik bilgilerine olması gerekenden daha fazla yer vermektedir. BVAR yöntemi ise, araştırmacıların sadece iktisat teorisine ait önsel ekonomik bilgilerini dikkate almamakta, bunun yanı sıra, veri setinin yapısına ilişkin istatistiksel bilginin kullanımına da yer vermektedir. Dolayısıyla BVAR modelinde, aşırı parametreleşme sorununu gidermek için modeldeki katsayıları azaltmak yerine, değişkenlerin katsayılar üzerindeki etkileri azaltılmaktadır. Bununla birlikte BVAR modeli, birim kök içeren değişkenlerin bulunduğu modellerde yansız katsayı tahminlerinin yapılabilmesine olanak sağlamaktadır (Bessler ve Kling, 1986; Todd, 1990; Spencer 1993; Uhlig, 2005; Migliardo, 2010).

$VAR(p)$  modeli olarak ifade edilen sonlu  $p$  dereceden kısıtsız bir VAR modeli (1) numaralı eşitlikte gösterilmektedir.

$$y_t = a_0 + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \Sigma), \quad (1)$$

burada  $y_t$ ,  $M \times 1$  boyutlu içsel değişkenler vektörüdür.  $a_0$ ,  $M \times 1$  boyutlu kesişme vektörüdür.  $A_j (j = 1, \dots, p)$ ,  $M \times M$  boyutlu katsayılar vektörüdür.  $\epsilon_t$ , sıfır ortalama ve varyans-kovaryans (VCOV) matrisi  $\Sigma$  ile dışsal Gauss şoklarının  $M \times 1$  vektörünü göstermektedir. Tahmin edilecek katsayıların sayısı;  $M + M^2 p$ 'dir. Katsayıların sayısı, modele dahil edilen değişkenlerin sayısı ile ikinci dereceden ve gecikme sırasına göre doğrusal olarak artmaktadır. Bu tür bir aşırı parametreleşme sorunu, özellikle büyük boyutlu modeller için, örnek dışı tahmin ve yapısal çıkarım yapmak açısından yanlış sonuçlara neden olabilmektedir.

BVAR yaklaşımı kısıtsız VAR modelindeki bu durumu, bilgilendirici eşlenik önseller (priors) olarak adlandırılan ek yapı uygulanmasına olanak tanıyarak ortadan kaldırmayı amaçlamaktadır. Bu sayede BVAR yaklaşımı büyük boyutlu modellerin tahmin edilebilmesine olanak sağlamaktadır (Doan vd., 1984; Bańbura vd., 2010). Modele eklenen önseller, model parametrelerini basit bir karşılaştırmaya doğru zorlayarak tahmin hatasını azaltmakta ve örnek dışı tahmin doğruluğunu artırmaktadırlar (Koop, 2013).

BVAR yaklaşımında önsel seçimin doğru bir şekilde gerçekleştirilmesi oldukça önemlidir. Litterman (1980) çalışmasında, ön-örneklem üzerinden örneklem dışı tahmin performansını en üst düzeye çıkaracak şekilde önsel hiper parametreler belirlemiştir. Del Negro ve Schorfheide (2004), marjinal olasılığı maksimuma çıkararak değerleri önsel olarak tercih etmişlerdir. Bańbura vd. (2010), örneklem içi uyumu karar kriteri olarak kullanmışlardır. Villani (2009), ekonomi teorisinin büyük boyutlu modeller için önsel belirlemede yeterli olmadığı noktasından hareket ederek durağan durumu önsel olarak kabul etmiştir. Giannone vd. (2015) ise önsel belirleme süreci için geliştirdikleri hiyerarşik yaklaşımda, önsel hiper parametrelerin tahmin edilecek ek parametreler olarak değerlendirilmesi gerektiğini ifade etmişlerdir. Farklı bir ifade ile hiyerarşik yaklaşımda, önsel hiper parametrelere kendi hiper önsellerinin atanması sağlanmaktadır. Bu çalışmada önselleri belirlemek için Giannone vd. (2015)'nin hiyerarşik yaklaşımı kullanılmaktadır.

Önsellerin belirlenmesinde kullanılan hiyerarşik yaklaşım, Bayes Yasası çerçevesinde (2) ve (3) numaralı eşitliklerde gösterilmektedir.

$$p(\gamma|y) \propto p(y|\theta, \gamma)p(\theta|\gamma)p(\gamma), \quad (2)$$

$$p(y|\gamma) = \int p(y|\theta, \gamma)p(\theta|\gamma)d\theta, \quad (3)$$

burada  $y = (y_{p+1}, \dots, y_T)^T$ .  $\theta$ , VAR modelinin parametreler vektörüdür.  $\gamma$ , hiper parametreler kümesini göstermektedir. (2) numaralı eşitliğin ilk kısmı  $[p(\gamma|y)]$ , (3) numaralı eşitlikteki  $\theta$  parametrelerine göre marjinalleştirilmiştir. Marjinal olasılık (ML) olarak da adlandırılan  $[p(y|\gamma)]$ , hiper parametrelerin bir fonksiyonu olarak veri yoğunluğunu açıklamaktadır. Veri yoğunluğu,  $\theta$  parametrelerine göre marjinaldir ve  $\gamma$  hiper parametrelerine bağlıdır. ML, hiper parametre seçimi için bir karar kriteri olarak kullanılabilir; maksimizasyon ampirik bir Bayes yöntemini oluşturmaktadır. Hiyerarşik yaklaşımda ML, arka hiper parametre alanının tamamını keşfetmek için kullanılmakta ve onları çevreleyen belirsizliği kabul etmektedir. Teorik olarak temellendirilmiş bu yaklaşım sağlam bir çıkarımda bulunma olanağı sağlamakta ve etkili bir şekilde uygulanabilmektedir (Giannone vd., 2015).

Giannone vd. (2015) hiyerarşik yaklaşımda üç spesifik önsel kullanılmaktadır. Bunlar; Minnesota (Litterman) önseli yöntemi, Doan vd. (1984) ve Bańbura vd. (2010) tarafından önerilen önsel katsayıların toplamı yöntemi ve Sims ve Zha (1998) tarafından geliştirilen kukla-ilk-gözlem öncelik yöntemidir (tek birim kök önseli) (Sims ve Zha 1998).

Minnesota önseli, tüm değişkenlerin rastgele yürüyüş süreçlerini takip ettiği hipotezine dayanmaktadır. Bu spesifikasyon genellikle makroekonomik zaman serisi tahminlerinde iyi bir performans göstermekte ve doğruluğu değerlendirmek için bir ölçüt olarak kullanılmaktadır. Minnesota önseli (4) ve (5) numaralı eşitliklerde gösterilen momentler ile karakterize edilmektedir.

$$\mathbb{E}[(A_s)_{ij}|\Sigma] = \begin{cases} 1 & \text{eğer } i = j \text{ ve } s = 1, \\ 0 & \text{aksi takdirde.} \end{cases} \quad (4)$$

$$\text{cov}[(A_s)_{ij}, (A_r)_{kl}|\Sigma] = \begin{cases} \lambda^2 \frac{1}{s^a} \frac{\Sigma_{ik}}{\psi_j/(d-M-1)} & \text{eğer } l = j \text{ ve } r = s \text{ ve} \\ 0 & \text{aksi takdirde} \end{cases} \quad (5)$$

$\lambda$ , tüm varyansların ve kovaryansların ölçeğini kontrol eden ve önselin genel sıklığını etkin bir şekilde belirleyen anahtar hiper parametredir. Dolayısıyla  $\lambda$ , önselin ve verinin göreceli önemini tartmaktadır.  $\lambda \rightarrow 0$  için önsel, verilerdeki her türlü bilgiden daha önemli olmaktadır.  $\lambda \rightarrow \infty$  olduğunda, sonsal dağılım örneklem bilgisini yansıtmaktadır. Artan gecikme sırası ile varyans küçülme derecesini yöneten  $\alpha$ , daha uzak gözlemler için küçülme derecesini kontrol etmektedir. Farklı bir ifade ile  $\alpha$ , uzak gözlemlerin etkisini etkili bir şekilde daraltmaktadır. Son olarak,  $\Psi$ 'nin  $j$ 'inci değişkeni

olan  $\psi_j$ , bağımlı değişken dışındaki değişkenlerin gecikmeleri üzerindeki önselin standart sapmasını kontrol etmektedir.

Minnesota önseline ilişkin iyileştirmeler, genellikle ilk gözlemlere ilişkin VAR modellerinin tahmin koşullandırmasının belirttiği deterministik bileşenin önemini azaltmaya çalışan ek önseller olarak uygulanmaktadır (Giannone vd., 2015). Bu deterministik bileşen, başlangıç koşulları ve tahmin edilen VAR katsayıları dikkate alınarak gelecekteki gözlemlerin beklentisi şeklinde tanımlanmaktadır. Doan vd. (1984) tarafından geliştirilen önsel katsayıların toplamı, buna örnek gösterilebilir. Bu önsel, zaman serisinin başlangıcında değişiklik olmayan bir tahminin optimal olduğu fikrini önermekte ve veri matrisinin üzerine kukla gözlemler eklenerek uygulanmaktadır. Kukla gözlemler (6) ve (7) numaralı eşitliklerde gösterilmektedir.

$$y_{M \times M}^+ = \text{diag} \left( \frac{\bar{y}}{\mu} \right), \quad (6)$$

$$x_{M \times (1+Mp)}^+ = [0, y^+, \dots, y^+], \quad (7)$$

burada  $\bar{y}$ , ilk  $p$  üzerindeki ortalamaların  $M \times 1$  boyutlu vektörüdür. Anahtar hiper parametre  $\mu$ , varyansı ve dolayısıyla önselin sıklığını kontrol etmektedir.  $\mu \rightarrow \infty$  için önsel etkisiz hale gelirken,  $\mu \rightarrow 0$  için model, değişken sayısı kadar birim kök içeren ve eş bütünleşmenin olmadığı bir forma dönüşmektedir.

Sonuncu önsel Sims (1993) ve Sims ve Zha (1998) tarafından geliştirilen, veride eş bütünleşme ilişkisine olanak tanıyan tek birim kök önselidir. Önsel, değişkenleri ya koşulsuz ortalamalarına doğru ya da en az bir birim kökün varlığına doğru itmektedir. Bu yöntemde kukla gözlemler (8) ve (9) numaralı eşitliklerde gösterilmektedir.

$$y_{1 \times M}^{++} = \frac{\bar{y}^T}{\delta}, \quad (8)$$

$$x_{1 \times (1+Mp)}^{++} = \left[ \frac{1}{\delta}, y^{tt}, \dots, y^{tt} \right], \quad (9)$$

burada  $\bar{y}$ , yukarıdaki gibi tanımlanmaktadır. Benzer şekilde,  $\delta$  anahtar hiper parametredir.  $\delta \rightarrow \infty$  olduğunda önsel herhangi bir bilgi sunmamaktadır. Buna karşın  $\delta \rightarrow 0$  ise tüm değişkenler koşulsuz ortalamalarında olmaya zorlanmaktadır. Katsayıların toplamı ve tek birim kök önselleri, VAR modellerinin düzey tahmininde yaygın olarak kullanılmakta ve önsel seçiminde hiyerarşik yaklaşıma uygunluk göstermektedir.

### 3. Veri Seti

Çalışmada TCMB'nin kredibilitesinde meydana gelen bir pozitif şoka makroekonomik performans değişkenlerinin nasıl tepki verdiği incelenmektedir. Çalışma Ocak 2008 – Ağustos 2023 dönemini kapsamaktadır. Çalışmada aylık veriler kullanılmaktadır. Dönem aralığı veri setinin uygunluğu dikkate alınarak seçilmiştir.

Tepki tanımlamasında Cholesky ayrıştırması kullanıldığı için sonuçlar değişkenlerin model içindeki sıralamasına duyarlılık göstermektedir. Buna göre tahmin edilen BVAR Modelinde TCMB'nin kredibilite endeksine ( $CI_{V\&D}$ ) bir birim şok verilmekte ve bu şoka sırasıyla logaritmik olarak ifade edilen ülke risk priminin [ $\text{Log}(CDS)$ ], döviz kurunun değişim oranının ( $dFX$ ), reel faiz oranının değişiminin ( $dr$ ), çıktı boşluğu oranının ( $y_{gap}$ ) ve enflasyon boşluğu oranının ( $\pi_{gap}$ ) verdikleri tepkiler sunulmaktadır. Veri setine ait bilgiler Tablo 1'de yer almaktadır.

Tablo 1. Veri Seti

Değişkenler	Dönüştürme	Kaynak
Merkez bankası kredibilitesi	$CI_{V\&D}$ -Level-	EVDS
Ülke risk primi	$Log(CDS)$	Thomson Reuters Data Stream
Döviz kuru	$dFX = Log(FX)_t - Log(FX)_{t-1}$	EVDS
Reel faiz oranı	$dr = r_t - r_{t-1}$	T.C. Hazine Bakanlığı
Çıktı boşluğu oranı	$y_{gap} = \frac{Log(PI)_{seas} - \pi trend}{\pi}$	EVDS
Enflasyon boşluğu oranı	$\pi_{gap} = \pi_t - \pi_{target}$	EVDS

Merkez bankası kredibilitesi için Varlık ve Dağlaroğlu (2021)'nin geliştirdikleri merkez bankası kredibilite endeksi kullanılmıştır ( $CI_{V\&D}$ ). Endeksin hesaplanmasında kullanılan yöntem (10) numaralı eşitlikte yer almaktadır.

$$CI_{V\&D} = \begin{cases} 1 & ; & \pi^T = E(\pi) = \pi^F < \%10 \\ 1 & ; & \pi^T < E(\pi) \leq \pi^F < \%10 \\ 1 & ; & \pi^F < E(\pi) \leq \pi^T < \%10 \\ 1 - \frac{E(\pi) - \pi^F}{0.1 - \pi^F} & ; & \pi^T \leq \pi^F < E(\pi) < \%10 \\ 1 - \frac{E(\pi) - \pi_{min}^T}{-\pi_{min}^T} & ; & \%0 < E(\pi) < \pi_{min}^T \\ 0 & ; & E(\pi) \geq \%10 \vee E(\pi) \leq \%0 \end{cases} \quad (10)$$

(10) numaralı eşitlikte yer alan  $[E(\pi)]$  özel kesimin 12 ay sonrası için medyan enflasyon beklentisini göstermektedir.  $\pi^T$ , merkez bankasının ilgili yıl için belirlediği enflasyon hedefidir  $\pi^F$ , merkez bankasının yılın ilk enflasyon raporunda kamuoyuna açıkladığı yılsonu enflasyon tahminidir. Ekonominin karşılaşılabileceği deflasyonist süreçleri tanımlamak için bir eşik değer olarak enflasyon hedefine ait belirsizlik aralığının alt sınırı kullanılmaktadır. Enflasyon hedefine ait belirsizlik aralığının alt sınırı  $\pi_{min}^T$  ile gösterilmektedir.

$CI_{V\&D}$  değerleri 0 ile 1 arasında değişmektedir. Endeksin 1 değerini alması tam kredibilite durumunu, 0 değerini alması kredibilitenin olmadığını ve 0 ile 1 arasında değişmesi eksik kredibilite durumunu göstermektedir.  $CI_{V\&D}$  endeksinde tam kredibilite için üç farklı koşul tanımlanmaktadır. Bunlar;  $\pi^T = E(\pi) = \pi^F < \%10$ ,  $\pi^T < E(\pi) \leq \pi^F < \%10$  ve/veya  $\pi^F < E(\pi) \leq \pi^T < \%10$ 'dır. Dolayısıyla enflasyon beklentilerinin merkez bankasının enflasyon hedefine ve/veya enflasyon tahminine tam olarak çıpılanması ya da bunların arasında gerçekleşmesi tam kredibilite değeri ile puanlanmaktadır. Endeksin 0 ile 1 arasında değiştiği eksik kredibilite durumu için iki farklı koşul tanımlanmaktadır. Birincisi;  $\pi^T \leq \pi^F < E(\pi) < \%10$  ise, merkez bankası kredibilite endeksi  $\left(1 - \frac{E(\pi) - \pi^F}{0.1 - \pi^F}\right)$  formülü ile hesaplanmaktadır. Buna göre enflasyon beklentileri merkez bankasının enflasyon tahminine yaklaşırsa merkez bankasının kredibilitesi yükselmektedir. İkincisi;  $\%0 < E(\pi) < \pi_{min}^T$  ise, merkez bankası kredibilite endeksi  $\left(1 - \frac{E(\pi) - \pi_{min}^T}{-\pi_{min}^T}\right)$  formülü ile hesaplanmakta ve ekonomideki deflasyonist eğilimleri açıklamaktadır. Son olarak, tam kredibilite kaybı iki farklı koşulla gösterilmektedir:  $E(\pi) \geq \%10$  veya  $E(\pi) \leq \%0$ . Merkez bankası tam kredibilite kaybı ile karşılaşıncaya endeks 0 değerini almaktadır.

Literatürde daha önce Cecchetti ve Krause (2002), Siscú (2002), De Mendonça (2007) ve De Mendonça ve De Guimarães e Souza (2009) tarafından geliştirilen merkez bankası kredibilite endekslerinden farklı olarak, Varlık ve Dağlaroğlu (2021) tarafından geliştirilen kredibilite endeksinde, enflasyon oranı için seçilen  $\%10$  eşik değeri gelişmekte olan ülke merkez bankalarının kredibilite düzeylerinin değerlendirilmesine daha fazla uygunluk göstermektedir. Bununla birlikte endeks, kredibilite gelişmelerini alternatif koşulları dikkate alarak formüle etmesi nedeniyle daha dinamik bir biçimde hareket etmekte ve bu



sayede TCMB'nin kredibilite gelişmelerini dönemsel olarak daha iyi yansıtmaktadır (Varlık ve Öbekcan, 2023: 133-136). Çalışmada  $CI_{V\&D}$  düzey olarak kullanılmaktadır.  $CI_{V\&D}$ 'nin hesaplanmasında kullanılan 12 ay sonrası için medyan enflasyon beklentisi verisi TCMB'nin Elektronik Veri Dağıtım Sistemindeki (EVDS) Piyasa Katılımcıları Anketi Tanımsal İstatistikleri veri grubundan elde edilmiştir.

Ülke risk primi için Türkiye'nin beş yıllık CDS primi (Credit Default Swap) kullanılmaktadır. Çalışmada CDS değişkeninin logaritmik olarak kullanılmasına karar verilmiştir [ $\text{Log}(CDS)$ ]. CDS primi, Thomson Reuters Data Stream veri tabanından elde edilmiştir.

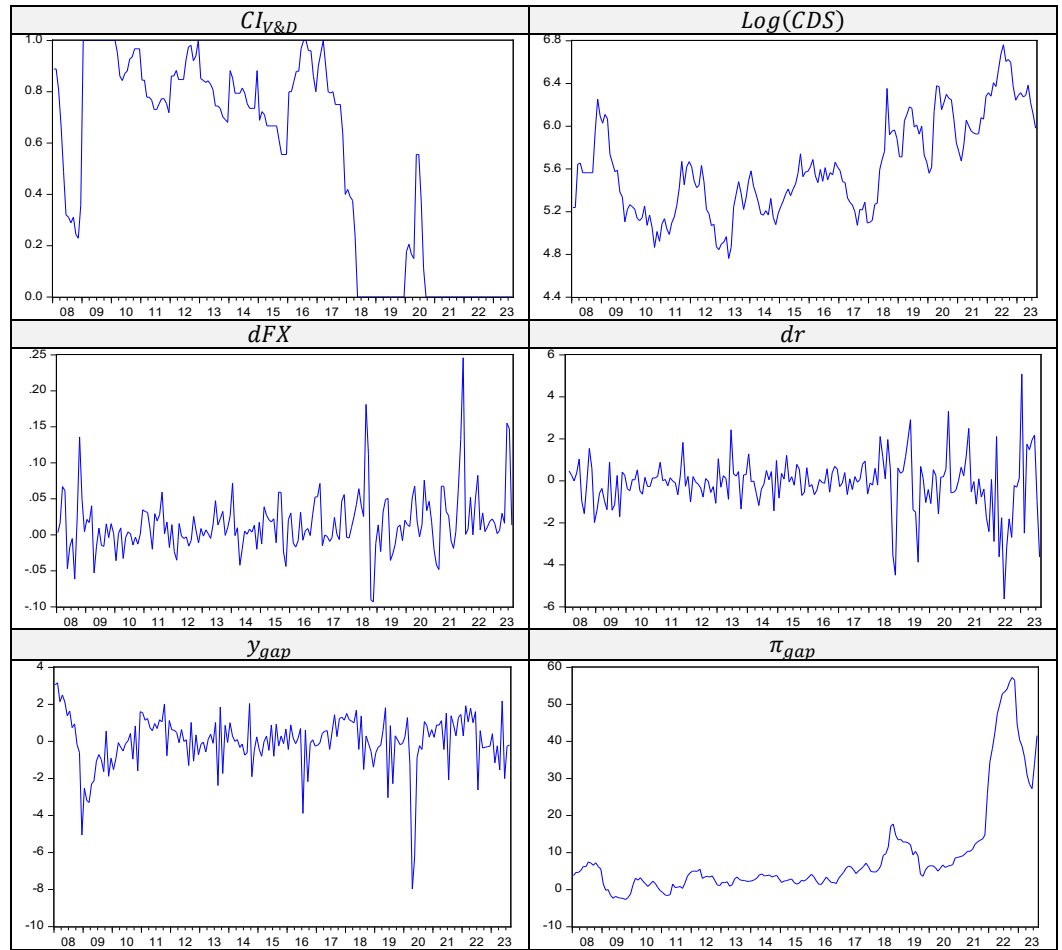
Döviz kuru değişkeni için, sepet döviz kurunun değişim oranı kullanılmaktadır. Sepet döviz kuru USD/TRY ve EUR/TRY döviz satış kurlarının eşit ağırlıklandırılması ile oluşturulmakta ve ardından sepet kurun logaritmik birinci farkı alınmaktadır [ $dFX = \text{Log}(FX)_t - \text{Log}(FX)_{t-1}$ ]. Döviz kuru değişkenleri EVDS veri tabanından elde edilmiştir.

Reel faiz oranı hesaplanırken  $r = \left[ \left( \frac{1+i_{DIBS}}{1+\pi_{t+12}} \right) - 1 \right] * 100$  formülü kullanılmaktadır. Burada  $i_{DIBS}$ , sabit maliyetli DİBS'lerin aylık ortalama nominal bileşik faiz oranıdır.  $\pi_{t+12}$  ise 12 ay sonrası için beklenen yıllık enflasyon oranının medyan değerini göstermektedir.  $i_{DIBS}$  serisi T.C. Hazine Bakanlığı veri tabanından,  $\pi_{t+12}$  serisi ise EVDS Piyasa Katılımcıları Anketi Tanımsal İstatistiklerinden elde edilmiştir. Çalışmada reel faiz oranı değişkeninin değişimi kullanılmaktadır [ $dr = r_t - r_{t-1}$ ].

Çıktı boşluğu oranı  $\left[ y_{gap} = \left( \frac{\text{Log}(IP)_{seas} - IP_{trend}}{IP_{trend}} \right) \right]$  formülü kullanılarak hesaplanmaktadır. Burada,  $\text{Log}(IP)_{seas}$  logaritması alınmış ve Census X-13 yöntemi ile mevsimsellikten arındırılmış sanayi üretim endeksidir. Bu seri Hodrick-Prescott filtresinden geçirilerek ilgili değişkenin trendini gösteren  $IP_{trend}$  serisi hesaplanmaktadır. Sanayi üretim endeksi EVDS veri tabanından elde edilmiştir.

Enflasyon boşluğu değişkeni [ $\pi_{gap} = \pi_t - \pi_{target}$ ] formülü ile hesaplanmaktadır. Burada  $\pi_t$ , gerçekleşen enflasyon oranıdır.  $\pi_t$ , logaritmik TÜFE endeksinin 12 aylık farkı alınarak hesaplanmaktadır. TÜFE endeksi EVDS veri tabanından elde edilmiştir.  $\pi_{target}$  ise TCMB'nin ilgili yıla ait yıllık enflasyon hedefini göstermektedir. Söz konusu değişkene TCMB'nin yıllık Para ve Kur Politikası raporlarından ulaşılmıştır. Çalışmada dönüştürme işlemi yapılan veri setinin zaman serisi Şekil 1'de gösterilmektedir.

Çalışmada BVAR yöntemi uygulanmadan önce değişkenlerin durağanlığı sınanmaktadır. Dönüştürme işlemi uygulanmış değişkenlerin Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testlerinin sonuçları Tablo 2'de sunulmaktadır. Birim kök testi bulguları incelendiğinde,  $dFX$ ,  $dr$  ve  $y_{gap}$  değişkenleri için, birim kök olduğuna dair boş hipotez reddedilmekte ve değişkenlerinin düzeyde durağan olduğu bulgusuna ulaşılmıştır [I(0)].  $CI_{V\&D}$ ,  $\text{Log}(CDS)$  ve  $\pi_{gap}$  değişkenleri için yapılan birim kök testlerinde, birim kök olduğuna dair boş hipotez reddedilememiştir. Bu değişkenlerin düzeyde durağan olmadıkları [I(1)], ancak birinci farkları alındığında durağan oldukları görülmektedir.



Şekil 1. Veri Setinin Zaman Serisi

VAR analizinin modeldeki parametrelerin tahmini için değil, değişkenlerin aralarındaki ilişkilerin yönünün belirlenmesi için yapıldığını savunan Sims (1980), Tiao ve Box (1981), Tiao ve Tsay (1983), Cooley ve Leroy (1985), Litterman (1986) ve Doan (1992; 2010), durağan olmayan serilerin farkları alınarak durağan hale getirilmelerinin bilgi kaybına neden olacağını belirterek, modelin değişkenleri arasında bir eşbütünlük ilişkisi varsa, durağan olmayan serilerin birinci farklarının alınmasına gerek duyulmadan VAR analizinin yapılabileceğini öne sürmektedirler. Uhlig (2005) BVAR modelinin yapısının bu görüşe uygunluk gösterdiğini belirtmektedir. Bu noktadan hareketle çalışmada  $CI_{V\&D}$ ,  $Log(CDS)$  ve  $\pi_{gap}$  değişkenlerinin düzeyde durağan olmayan şekilde kullanılmalarına karar verilmiştir. Öte yandan modelin değişkenleri arasında eşbütünlük ilişkisinin varlığı, durağan olmayan serilerin birinci farklarının alınmasını gerektirmeden BVAR analizinin yapılmasına olanak sağlamaktadır.

Çalışmada kullanılan değişkenlerin aynı dereceden durağan olmamaları ve I(2) özelliği göstermemeleri nedeniyle, değişkenler arasındaki eşbütünlük ilişkisinin varlığı ARDL sınır testi ile incelenmiştir. ARDL sınır testi bulguları Tablo 3'te sunulmaktadır. Modelde F-istatistiği için AIC bilgi kriterine göre otomatik olarak seçilen uygun gecikme uzunlukları:  $CI_{V\&D}$  için 1,  $Log(CDS)$  için 2,  $dFX$  için 0,  $dr$  için 1,  $y_{gap}$  için 3 ve son olarak  $\pi_{gap}$  için 0'dır [ARDL(1, 2, 0, 1, 3, 0)]. Hesaplanan F-istatistiği 7.6446 bulunmuştur. F-istatistiğinin, %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyleri için üst sınır kritik değerlerden daha büyük olması nedeniyle değişkenler arasında eş bütünlük ilişkisinin olmadığını ileri süren boş hipotez reddedilmekte ve değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Tablo 2. Birim kök testleri

Değişkenler		ADF		PP	
		Sabit	Trend & Sabit	Sabit	Trend & Sabit
$CI_{V\&D}$	Düzyey	-1.4595 (0.5520)	-2.8762 (0.1727)	-1.4877 (0.5378)	-2.6141 (0.2746)
	Birinci Fark	-8.3647*** (0.000)	-8.3634*** (0.000)	-11.0488*** (0.000)	-11.0191*** (0.000)
$Log(CDS)$	Düzyey	-2.2109 (0.2032)	-2.9032 (0.1639)	-2.2803 (0.1794)	-2.9032 (0.1639)
	Birinci Fark	-12.9677*** (0.0000)	-12.9319*** (0.0000)	-12.9496*** (0.0000)	-12.9115*** (0.0000)
$dFX$	Düzyey	-9.8420*** (0.0000)	-10.4604*** (0.0000)	-9.0551*** (0.0000)	-9.2456*** (0.0000)
	Birinci Fark	----	----	----	----
$dr$	Düzyey	-7.3436*** (0.0000)	-7.3469*** (0.0000)	-11.0777*** (0.0000)	-11.0756*** (0.0000)
	Birinci Fark	----	----	----	----
$y_{gap}$	Düzyey	-5.8192*** (0.0000)	-5.8165*** (0.0000)	-10.4890*** (0.0000)	-10.4541*** (0.0000)
	Birinci Fark	----	----	----	----
$\pi_{gap}$	Düzyey	3.1806 (1.0000)	1.8728 (1.0000)	-0.8058 (0.8148)	-1.9889 (0.6032)
	Birinci Fark	-3.0253** (0.0345)	-3.6921** (0.0255)	-6.8889*** (0.0000)	-6.9930*** (0.0000)

Not: \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Parantez içindeki değerler olasılıkları göstermektedir. Birim kök testlerinde Akaike Bilgi Kriteri (AIC) kullanılmaktadır. ADF Testinde maksimum gecikme uzunluğu otomatik olarak belirlenmektedir. PP Testinde Barlett Kernel Metodu kullanılmaktadır. Bandwidth Genişliği Newey-West yöntemi ile belirlenmektedir.

Tablo 3. ARDL Sınır Testi

F-istatistiği	k	Anlamlılık Düzeyi (%)	I(0)	I(1)
7.6446	5	1	3.06	4.15
		5	2.39	3.38
		10	2.08	3.00

Not: k, modelin bağımsız değişken sayısını göstermektedir.

#### 4. Ampirik Bulgular

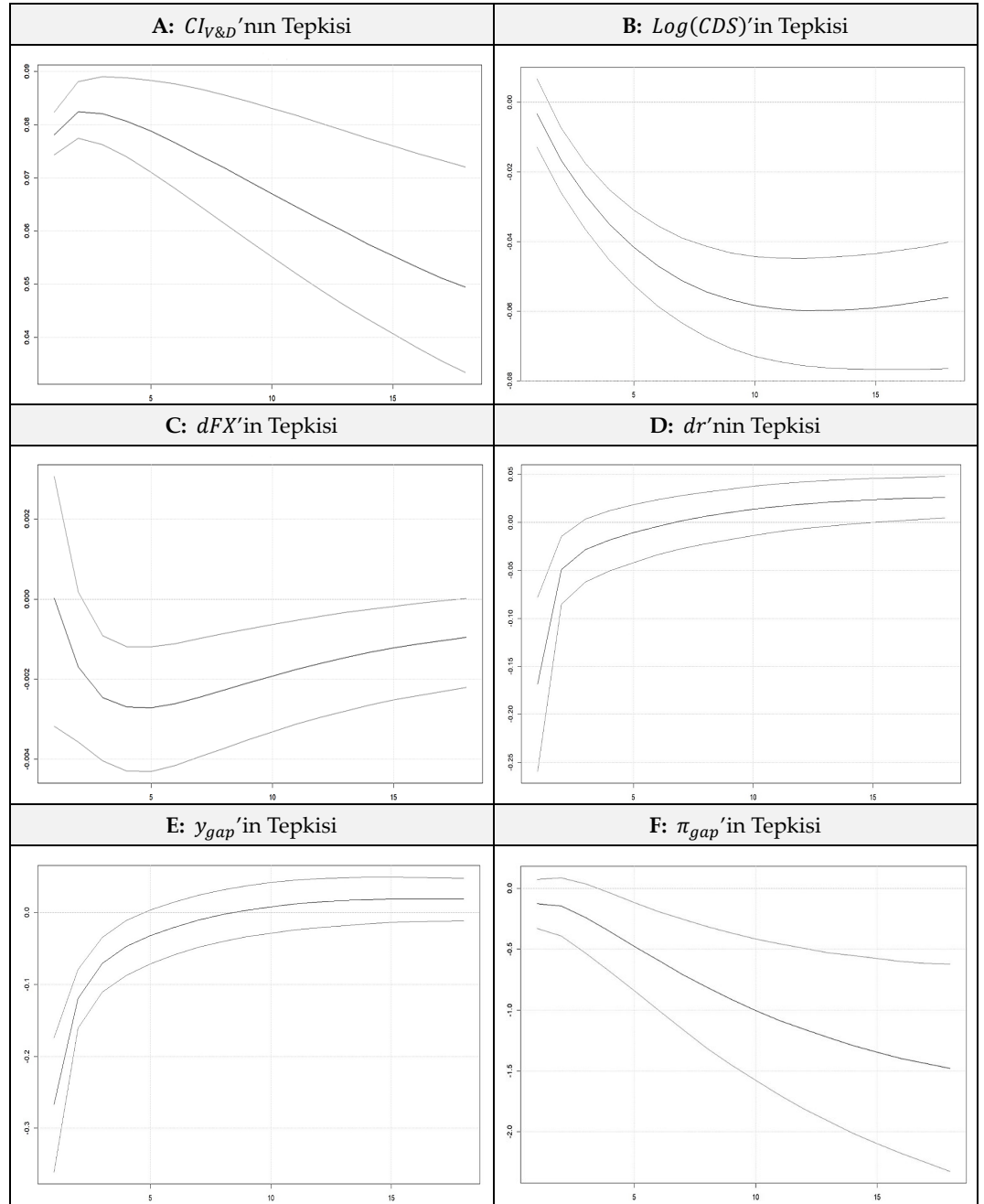
BVAR modelini tahmin etmek için öncelikle modelin uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Modelin uygun gecikme uzunluğu Schwarz bilgi kriterine (SC) göre 1 olarak belirlenmiştir. Merkez bankası kredibilitesinin tamamen kayb olduğu dönemlerde endeks 0 değerini almaktadır. Sıfır değerlerinin yer aldığı veri setinin bulunduğu zaman serisi tahminlerinde, 0 değeri tahmin bulgularını etkileyebilmektedir. Bu durumu kontrol edebilmek için merkez bankasının kredibilitesinin olmadığı dönemlerde 1 değeri alan ve diğer dönemlerde (eksik ve tam kredibilite dönemlerinde) 0 değeri alan bir kukla değişken tanımlanarak dışsal değişken olarak kullanılmıştır.

Çalışmada VAR katsayılarının dağılımı için Giannone vd. (2015)'in geliştirdiği önseller kullanılmıştır. Belirlenen hiper parametre değerleri  $\lambda = 1.64$ ,  $\alpha = 65.98$  ve  $\Psi = 0.004$ ' dir.

Merkez bankası kredibilitesi şoklarının tanımlanmasında Cholesky ayrıştırması kullanılmaktadır. Bu nedenle modelde değişkenlerin sıralaması önemlidir. Tüm değişkenler kendisinden önce gelen değişkenlerden eş zamanlı olarak etkilenmekte, fakat kendisinden sonra gelen değişkenlerden eş zamanlı olarak etkilenmemekte ve ayrıca tüm

değişkenler birbirlerini gecikme ile etkilemektedirler. Buna göre çalışmada kullanılan değişkenlerin sıralaması şöyledir: TCMB'nin kredibilite endeksi ( $CI_{V\&D}$ ), logaritmik olarak ifade edilen ülke risk primi [ $Log(CDS)$ ], döviz kurunun değişim oranı ( $dFX$ ), reel faiz oranının değişimi ( $dr$ ), çıktı boşluğu oranı ( $y_{gap}$ ) ve enflasyon boşluğu oranıdır ( $\pi_{gap}$ ). Dolayısıyla örneğin  $CI_{V\&D}$  değişkeni  $Log(CDS)$ ,  $dFX$ ,  $dr$ ,  $y_{gap}$  ve  $\pi_{gap}$  değişkenlerini eşzamanlı olarak etkilemekte, ancak bu değişkenlerden eş zamanlı olarak etkilenmemektedir. Benzer şekilde  $Log(CDS)$  değişkeni  $CI_{V\&D}$  değişkeninden eşzamanlı olarak etkilenirken, kendisinden sonra gelen değişkenleri eş zamanlı olarak etkilemektedir. Bununla birlikte tüm değişkenler birbirlerini gecikmeli olarak etkilemektedirler.

Merkez bankası kredibilitesi değişkeninin hata terimlerinde meydana gelen şokun diğer değişkenler üzerindeki etkisi Şekil 2'de gösterilmektedir. Panel A,  $CI_{V\&D}$ 'ya verilen bir birim şokun kendisini nasıl etkilediğini raporlamaktadır. Bu etki tüm dönemler için pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Panel B'de  $CI_{V\&D}$  değişkeninde meydana gelen bir birim pozitif şoka  $Log(CDS)$  değişkeninin azalarak tepki verdiği görülmektedir. Bu tepkinin ikinci dönemden sonra istatistiksel olarak anlamlı bulunması, kredibilite artışlarının Türkiye'ye yönelik risk algısını azalttığı yönünde değerlendirilmektedir. Panel C'de  $CI_{V\&D}$  değişkeninde meydana gelen bir birim pozitif şoka  $dFX$  değişkeninin azalarak tepki verdiği görülmektedir. Bu tepkinin üçüncü ve on yedinci dönemler arasında istatistiksel olarak anlamlı olduğu bulgusuna ulaşılmaktadır. Bu bulgu merkez bankası kredibilitesindeki artışların döviz kurunun değişim oranını azalttığını, farklı bir ifade ile kur piyasasındaki dalgalanmaları azalttığını ortaya koymaktadır. Panel D'de,  $CI_{V\&D}$ 'da meydana gelen bir birim pozitif şok karşısında  $dr$  değişkeninin ilk yedi dönem azalarak tepki verdiği görülmektedir. Bu tepki, ilk üç dönem istatistiksel olarak anlamlı bulunmaktadır. Ayrıca  $dr$  değişkeninin verdiği tepkinin yedinci dönemden sonra artış yönünde olduğu, ancak bu tepkinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı bulgusu elde edilmektedir. Merkez bankası kredibilitesindeki artışa reel faiz oranında meydana gelen değişimin azalarak tepki vermesi, kredibilite artışlarının faiz oranındaki değişimi azalttığı, yani faiz oranında meydana gelen dalgalanmaları azalttığı şeklinde yorumlanmaktadır. Panel E,  $CI_{V\&D}$ 'ya bir birim pozitif şok verildiğinde  $y_{gap}$ 'in etki tepkilerini raporlamaktadır.  $CI_{V\&D}$  değişkeninde meydana gelen bir birim pozitif şoka  $y_{gap}$  değişkeninin ilk dokuz dönem azalarak tepki verdiği ve bu tepkinin ilk beş dönem istatistiksel olarak anlamlı olduğu bulgusuna ulaşılmaktadır. Ayrıca dokuzuncu dönemden sonra artış şeklinde verilen tepkinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı görülmektedir. Bu bulgu, merkez bankası kredibilitesindeki artışların çıktıyı potansiyel düzeyine yaklaştırarak büyümeye istikrar kazandırdığı şeklinde yorumlanmaktadır. Panel F'de  $\pi_{gap}$  değişkeninin  $CI_{V\&D}$ 'da meydana gelen bir birim pozitif şoka azalarak tepki verdiği görülmektedir. Bu tepkinin dördüncü dönemden sonra istatistiksel olarak anlamlı bulunması, merkez bankası kredibilitesindeki artışların merkez bankasına enflasyonu çıplamak konusunda başarı sağladığını ortaya koymaktadır. Merkez bankaları için optimal politikanın kendi kayıp fonksiyonunda yer alan çıktı ve enflasyon boşluklarını minimize etmek olduğu düşünüldüğünde, çıktı ve enflasyon açığının merkez bankası kredibilitesindeki artışa azalarak verdiği tepki, merkez bankası kredibilitesindeki artışın optimal politika uygulamalarına ve enflasyonist olmayan bir ekonomik büyüme sürecine katkı vereceği yönünde değerlendirilmektedir.



**Şekil 2.** Makroekonomik değişkenlerin merkez bankası kredibilitesi şokuna tepkileri

**Not:** Düz siyah çizgiler 18 aylık dönem için etki tepkileri gösterirken, gri çizgiler ise etki-tepkiler için bir standart sapma güven aralıklarını göstermektedir.

## 5. Sonuç

Merkez bankası kredibilitesinin makroekonomik değişkenler üzerindeki etkisi, para politikası uygulamalarının başarısını yansıtmaktadır. Merkez bankası kredibilitesinin geliştirilmesi merkez bankasının enflasyon oranını kontrol edebilme gücünü artırmakta, döviz kurunun ve faiz oranının oynaklıklarını azaltmakta, enflasyon ve çıktı oynaklıklarını azaltmakta, politika faiz oranının oynaklığı ile enflasyon ve çıktı boşlukları arasındaki ödünlüşme ilişkisini hafifletmekte, yatırım ortamının gelişmesine katkı sağlamakta ve mali değişkenleri olumlu yönde etkilemektedir.

Bu çalışmada TCMB'nin kredibilite gelişmelerinin Türkiye'nin makroekonomik performansı üzerindeki etkileri Ocak 2008 – Ağustos 2023 dönemi için aylık veriler kullanılarak incelenmiştir. Çalışmada Litterman (1980; 1986a; 1986b) tarafından

geliştirilen Bayesian Vector Autoregression (BVAR) yöntemi kullanılarak TCMB'nin kredibilitesinde meydana gelen bir birim pozitif şoka makroekonomik performans değişkenlerinin nasıl tepki verdiği gösterilmiştir.

BVAR modelinden elde edilen etki-tepki bulguları merkez bankası kredibilitesinde meydana gelen bir birim pozitif şoka ülke risk priminin, döviz kurunun değişim oranının, reel faiz oranının değişiminin, çıktı boşluğunun ve enflasyon boşluğunun azalarak tepki verdiklerini göstermektedir. Merkez bankası kredibilitesinde meydana gelen artış karşısında bu değişkenlerin azalarak verdiği tepki ülke risk primi için ikinci dönemden sonra, döviz kurunun değişim oranı için üçüncü ve on yedinci dönemler arasında, reel faiz oranındaki değişim için ilk üç dönem, çıktığı boşluğu için ilk beş dönem ve enflasyon boşluğu için dördüncü dönemden sonra istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu bulgular, merkez bankası kredibilitesindeki artışların ülkeye yönelik risk algısını azaltarak sırasıyla döviz kurunda ve faiz oranında meydana gelen dalgalanmaları azalttığı, çıktıyı potansiyel düzeyine yaklaştırarak ekonomik büyümeye istikrar kazandırdığı ve enflasyonun merkez bankasının enflasyon hedefleri doğrultusunda kontrol edilmesini sağladığı şeklinde yorumlanmaktadır. Dolayısıyla merkez bankası kredibilitesindeki artışlara çıktı ve enflasyon boşluklarının azalarak tepki vermeleri, kredibilite artışlarının merkez bankasının optimal politika uygulamalarını desteklediğini ve enflasyonist olmayan bir ekonomik büyüme süreci için merkez bankası kredibilitesinin geliştirilmesinin gerekliliğini ortaya koymaktadır. Çalışmanın bulguları Cecchetti ve Krause (2002), Montes (2013), Papadamou vd. (2014), Chansrinoyom vd. (2020) ve Bicchil (2022)'in bulguları ile örtüşmektedir.

Elde edilen bulgular bir arada değerlendirildiğinde, TCMB'nin kredibilitesinin geliştirilmesinin Türkiye'nin makroekonomik performansını olumlu yönde etkilediği, makroekonomik istikrara katkı sağladığı ve TCMB'nin optimal politika uygulamalarını desteklediği sonucuna ulaşılmaktadır. Buradan hareketle merkez bankası kredibilitesini geliştirmek için alternatif politikalar ve / veya politika tasarımları önerilebilir. Örneğin Varlık ve Öbekcan (2023) merkez bankası kredibilitesini geliştirmek için, merkez bankası başkanlarının ve para politikası kurulu üyelerinin görev süreleri tamamlanmadan görevden alınmalarını zorlaştıran hukuksal çerçevenin oluşturulmasını, enflasyon hedeflerinin beklentileri çıpalama işlevi sağlayacak şekilde belirlenmesini, yani inandırıcılığı olan gerçekçi bir oranın hedeflenmesini ve merkez bankasının sözlü yönlendirme politikalarının merkez bankası kredibilitesini artıracak şekilde uygulanmasını, yani iletişim politikasının tutarsız olmayacak bir şekilde yapılmasını önermektedirler.

## Kaynakça

- Adler, G., Lama, R., & Medina, J. P. (2019). Foreign exchange intervention and inflation targeting: The role of credibility. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 106, 103716, 1-20. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2019.07.002>
- Agénor, P., & Taylor, M. P. (1992). Testing for credibility effects. *Staff Papers - International Monetary Fund*, 39(3), 545-571. <https://doi.org/10.2307/3867473>
- Agénor, P.R. (2001). Monetary policy under flexible exchange rates: An introduction to inflation targeting. *Central Bank of Chile Working Papers*, No.124.
- Aguir, A. (2018). Central bank credibility, independence, and monetary policy. *Journal of Central Banking Theory and Practice (Podgorica)*, 7(3), 91-110. <https://doi.org/10.2478/jcbtp-2018-0025>
- Akosah, N.K., Acquaye, I., & Loloh, F. W. (2017). Monetary policy credibility and macro-dynamics: Evidence from Ghana. *Applied Economic Letters*, 24(21), 1567-1574. <https://doi:10.1080/13504851.2017.1332739>
- Ball, L. (1995). Disinflation with imperfect credibility. *Journal of Monetary Economics*, 35(1), 5-23. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(94\)01166-8](https://doi.org/10.1016/0304-3932(94)01166-8)

- Bañbura, M., Giannone, D., & Reichlin, L. (2010). Large Bayesian vector auto regressions. *Journal of Applied Econometrics (Chichester, England)*, 25(1), 71-92. <https://doi.org/10.1002/jae.1137>
- Başkaya, S., Kara, H., & Mutluer, D. (2008). Expectations, communication and monetary policy in Turkey. *CBRT Working Paper*, 08/01.
- Başkaya, Y. S., Gülşen, E., & Kara, A. H. (2012). Inflation expectations and central bank communication in turkey. *Central Bank Review*, 12(2), 1-10.
- Başkaya, Y. S., Gülşen, E., & Orak, M. (2008). Hedef revizyonu öncesi ve sonrasında enflasyon beklentileri. *TCMB Ekonomi Notları*, 10(01).
- Bernanke, B. (1999). *Inflation targeting: Lessons from the international experience*. Princeton University Press.
- Bernanke, B. S. (2005). What have we learned since October 1979? *Review - Federal Reserve Bank of St. Louis*, 87(2), 277-282.
- Bessler, D. A., & Kling, J. L. (1986). Forecasting vector autoregressions with Bayesian priors. *American Journal of Agricultural Economics*, 60(1), 144-151.
- Bicchal, M. (2022). Central bank credibility and its effect on stabilization. *Economic Analysis and Policy*, 76, 73-94. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2022.07.006>
- Blinder, A. S. (2000). Central-bank credibility: Why do we care? how do we build it? *The American Economic Review*, 90(5), 1421-1431. <https://doi.org/10.1257/aer.90.5.1421>
- Bofinger, P. (2001). *Monetary policy: Goals, institutions, strategies, and instruments*. Oxford University Press.
- Bomfim, A. N., & Rudebusch, G. D. (2000). Opportunistic and deliberate disinflation under imperfect credibility. *Journal of Money, Credit and Banking*, 32(4), 707-721. <https://doi.org/10.2307/2601179>
- Bordo, M. D., & Siklos, P. L. (2015). *Central bank credibility: An historical and quantitative exploration*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, Inc. <https://doi.org/10.3386/w20824>
- Bordo, M. D., & Siklos, P. L. (2017). Central bank credibility before and after the crisis. *Open Economies Review*, 28(1), 19-45. <https://doi.org/10.1007/s11079-016-9411-2>
- Bordo, M., & Siklos, P. (2014). *Central bank credibility, reputation and inflation targeting in historical perspective*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, Inc. <https://doi.org/10.3386/w20693>
- Borio, C., & White, W. (2004). Whither monetary and financial Stability? The implications of evolving policy regimes. *BIS Working Papers*, 147.
- Brunner, K. (1983). Has monetarism failed? *The Cato Journal*, 3(1), 23-23.
- Bulut, U. (2018). Inflation expectations in turkey: Determinants and roles in missing inflation targets. *Journal of Central Banking Theory and Practice (Podgorica)*, 7(3), 73-90. <https://doi.org/10.2478/jcbtp-2018-0024>
- Bulut, U. (2020). Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın Kredibilite Problemi: Ampirik Bir İnceleme. *Bulletin of Economic Theory and Analysis*, 5(2), 1-15.
- Çakmaklı, C., & Demiralp, S. (2020). A dynamic evaluation of central bank credibility. *Koç University-TÜSİAD Economic Research Forum, Working Paper*, No: 2015 October 2020.
- Calderón, C., Duncan, R., & Schmidt-Hebbel, K. (2004). Institutions and cyclical properties of macroeconomic policies. *Banco Central de Chile*. Vol. 285.
- Carriere-Swallow, M. Y., Gruss, B., Magud, M. N. E., & Valencia, M. F. (2016). Monetary policy credibility and exchange rate pass-through. *International Monetary Fund Working Paper*, No. 240.
- Cecchetti, S. G., & Krause, S. (2002). Central bank structure, policy efficiency, and macroeconomic performance: exploring empirical relationships. *Review-Federal Reserve Bank of Saint Louis*, 84(4), 47-60.
- Chansrinoyom, T., Epstein, M. N. P., & Nalban, V. (2020). The Monetary Policy Credibility Channel and the Amplification Effects in a Semi-structural Model, *International Monetary Fund Working Paper*, No. 201.
- Çiçek, S., & Akar, C. (2014). Do inflation expectations converge toward inflation target or actual inflation? evidence from expectation gap persistence. *Central Bank Review*, 14(1), 15-21.
- Çiçek, S., Akar, C., & Yücel, E. (2011). Türkiye'de enflasyon beklentilerinin çapalanması ve güvenilirlik. *Iktisat İşletme ve Finans*, 26(304), 37-55. <https://doi.org/10.3848/iif.2011.304.3044>
- Cooley, T. F., & LeRoy, S. F. (1985). Atheoretical macroeconometrics: A critique. *Journal of Monetary Economics*, 16(3), 283-308.

- Cukierman, A. (1986). Central bank behavior and credibility: some recent theoretical developments. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 68(5), 5-17.
- De Mendonça, H. (2007). Towards credibility from inflation targeting: The Brazilian experience. *Applied Economics*, 39(20), 2599-2615. <https://doi.org/10.1080/00036840600707324>
- De Mendonça, H. F. (2018). Credibility and inflation expectations: What we can tell from seven emerging economies? *Journal of Policy Modeling*, 40(6), 1165-1181. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2018.06.001>
- De Mendonça, H. F., & da Silva, R. T. (2009). Fiscal effect from inflation targeting: The Brazilian experience. *Applied Economics*, 41(7), 885-897. <https://doi.org/10.1080/00036840701721398>
- De Mendonça, H. F., & e Souza, Gustavo José de Guimarães. (2009). Inflation targeting credibility and reputation: The consequences for the interest rate. *Economic Modelling*, 26(6), 1228-1238. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2009.05.010>
- De Mendonça, H. F., & Lima, Thiago Ramalho Vasco da Silva. (2011). Macroeconomic determinants of investment under inflation targeting: Empirical evidence from the Brazilian economy. *Latin American Business Review*, 12(1), 25-38. <https://doi.org/10.1080/10978526.2011.565697>
- De Mendonça, H. F., & Lima, Thiago Ramalho Vasco da Silva. (2011). Macroeconomic determinants of investment under inflation targeting: Empirical evidence from the Brazilian economy. *Latin American Business Review*, 12(1), 25-38. <https://doi.org/10.1080/10978526.2011.565697>
- De Mendonça, H. F., & Souza, Gustavo Jose De Guimaraes E. (2012). Is inflation targeting a good remedy to control inflation? *Journal of Development Economics*, 98(2), 178-191. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2011.06.011>
- De Mendonça, H. F., & Tiberto, B. P. (2017). Effect of credibility and exchange rate pass-through on inflation: An assessment for developing countries. *International Review of Economics & Finance*, 50, 196-244. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2017.03.027>
- De Mendonça, H. F., & Tostes, F. S. (2015). The effect of monetary and fiscal credibility on exchange rate pass-through in an emerging economy. *Open Economies Review*, 26(4), 787-816. <https://doi.org/10.1007/s11079-014-9339-3>
- DeBelle, G., & Fischer, S. (1994). How independent should a central bank be? In *Conference Series* (Vol. 38, pp. 195-225). Federal Reserve Bank of Boston.
- Del Negro, M., & Schorfheide, F. (2004). Priors from general equilibrium models for VARs. *International Economic Review*, 45(2), 643-673.
- Demertzis M., Marcellino, M., & Viegli, N. (2010). Anchors for Inflation Expectations. *Economics Working Papers* ECO2010/10, European University Institute
- Demertzis, M., Marcellino, M., & Viegli, N. (2012). A credibility proxy: Tracking US monetary developments. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 12(1), 1-36. <https://doi.org/10.1515/1935-1690.2442>
- Demertzis, M., Marcellino, M., Arcellino, M., & Viegli, N. (2009). Anchors for inflation expectations. *De Nederlandsche Bank Working Paper*, No.229.
- Doan, T. (1992). RATS User's Manual III. Evanston, Estima
- Doan, T. A. (2010). Practical issues with state-space models with mixed stationary and non-stationary dynamics. Technical Paper, 1, 0-23. <https://www.estima.com/articles/TP2010-1 State Space Mixed Dynamics.pdf>
- Doan, T., Litterman, R. B., & Sims, C. A. (1983). Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions. Cambridge: National Bureau of Economic Research, Inc. <https://doi.org/10.3386/w1202>
- Doğan, M. K., & Bozdemir, G. (2014). The effects of credibility on interest rates in Turkey. *Eurasian Journal of Business and Economics*, 7(14), 71-90.
- Drazen, A., & Masson P.R. (1994). Credibility of policies versus credibility of policy makers. *Quarterly Journal of Economics*, 109, 735-754.
- Ferreira, R. T., Goes, C. R. C., & Arruda, E. F. (2018). Central bank credibility and inflation dynamics in Brazil. *The Empirical Economics Letters*, 17(2), 235-242.
- Fuhrer, J. C. (1994). Goals, guidelines, and constraints facing monetary policymakers: an overview. *New England Economic Review*, 3-16.
- Fuhrer, J., & Moore, G. (1995). Inflation persistence. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(1), 127-159. <https://doi.org/10.2307/2118513>
- Galvis Ciro, J. C., & de Mendonça, H. F. (2016). Inflation targeting credibility and sovereign risk: Evidence from Colombia. *Applied Economics Letters*, 23(14), 984-990. <https://doi.org/10.1080/13504851.2015.1125425>



- Gayaker, S., Ağaslan, E., Alkan, B., & Çiçek, S. (2021). The deterioration in credibility, destabilization of exchange rate and the rise in exchange rate pass-through in Turkey. *International Review of Economics & Finance*, 76, 571-587. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2021.07.004>
- Giannone, D., Lenza, M., & Primiceri, G. E. (2015). Prior selection for vector autoregressions. *The Review of Economics and Statistics*, 97(2), 436-451. [https://doi.org/10.1162/REST\\_a\\_00483](https://doi.org/10.1162/REST_a_00483)
- Güler, A. (2021). Does monetary policy credibility help in anchoring inflation expectations? Evidence from six inflation targeting emerging economies. *Journal of Central Banking Theory and Practice (Podgorica)*, 10(1), 93-111. <https://doi.org/10.2478/jcbtp-2021-0005>
- Gürkaynak, R. S., Sack, B. P., & Swanson, E. T. (2007). Market-based measures of monetary policy expectations. *Journal of Business & Economic Statistics*, 25(2), 201-212. <https://doi.org/10.1198/073500106000000387>
- Kabundi, A., & Mlachila, M. (2019). The role of monetary policy credibility in explaining the decline in exchange rate pass-through in south Africa. *Economic Modelling*, 79, 173-185. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2018.10.010>
- Koop, G. M. (2013). Forecasting with medium and large Bayesian VARS. *Journal of Applied Econometrics*, 28(2), 177-203. <https://doi.org/10.1002/jae.1270>
- Krušković, B. D. (2022). Central bank intervention in the inflation targeting. *Journal of Central Banking Theory and Practice (Podgorica)*, 11(1), 67-85. <https://doi.org/10.2478/jcbtp-2022-0003>
- Kurihara, Y. (2019). Does central bank credibility effectively influence the economy? A recent Japanese case. *Journal of International Business and Economics*, 7(1), 11-17.
- Lee, S., & Kim, Y. M. (2019). Inflation expectation, monetary policy credibility, and exchange rates. *Finance Research Letters*, 31. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2018.12.006>
- Levieuge, G., Lucotte, Y., & Ringuedé, S. (2018). Central bank credibility and the expectations channel: Evidence based on a new credibility index. *Review of World Economics*, 154(3), 493-535. <https://doi.org/10.1007/s10290-018-0308-6>
- Litterman, R. B. (1980). A Bayesian procedure for forecasting with vector autoregressions. *MIT Working Paper*.
- Litterman, R. B. (1986a). A statistical approach to economic forecasting. *Journal of Business & Economic Statistics*, 4(1), 1-4 <https://doi.org/10.2307/1391378>
- Litterman, R. B. (1986b). Forecasting with Bayesian vector autoregressions-five years of experience. *Journal of Business & Economic Statistics*, 4(1), 25-38. <https://doi.org/10.1080/07350015.1986.10509491>
- Łyziak, T., Mackiewicz, J., & Stanisławska, E. (2007). Central bank transparency and credibility: The case of Poland, 1998–2004. *European Journal of Political Economy*, 23(1), 67-87. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2006.05.004>
- Migliardo, C. (2010). Monetary policy transmission in Italy: A BVAR analysis with sign restriction. *Czech Economic Review*, 4(02), 139-167.
- Minella, A., de Freitas, P. S., Goldfajn, I., & Muinhos, M. K. (2003). Inflation targeting in Brazil: Constructing credibility under exchange rate volatility. *Journal of International Money and Finance*, 22(7), 1015-1040. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2003.09.008>
- Montes, G. C. (2009). Reputation, credibility and monetary policy effectiveness. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 39, 673-698.
- Montes, G. C. (2013). Credibility and monetary transmission channels under inflation targeting: An econometric analysis from a developing country. *Economic Modelling*, 30, 670-684. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.09.035>
- Montes, G. C., & Cesar Albuquerque Bastos, J. (2014). Effects of reputation and credibility on monetary policy: Theory and evidence for Brazil. *Journal of Economic Studies (Bradford)*, 41(3), 387-404. <https://doi.org/10.1108/JES-11-2012-0158>
- Montes, G. C., & Curi, A. (2015). The importance of credibility for the conduct of monetary policy and inflation control: theoretical model and empirical analysis for Brazil under inflation targeting. *Planejamento e Políticas Públicas*, (46).
- Montes, G. C., & Ferreira, C. F. (2020). Does monetary policy credibility mitigate the fear of floating? *Economic Modelling*, 84, 76-87. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.03.010>
- Montes, G. C., Oliveira, L. V., Curi, A., & Nicolay, R. T. F. (2016). Effects of transparency, monetary policy signaling and clarity of central bank communication on disagreement about inflation expectations. *Applied Economics*, 48(7), 590-607. <https://doi.org/10.1080/00036846.2015.1083091>
- Montes, G., Oliveira, A. J. D., & Nicolay, R. (2019). Empirical evidence on the relation between fiscal credibility and central bank credibility: The Brazilian case. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 49, 105-129.
- Ötker, I., & Freedman, C. (2009). Country experiences with the introduction and implementation of inflation targeting, *IMF Working Papers*, 2009(161). <https://doi.org/10.5089/9781451873085.001.A001>

- Park, K. (2022). The excess sensitivity of long-term interest rates and central bank credibility. *Economic Modelling*, 106, 105708. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2021.105708>
- Perrier, P., & Amano, R. (2000). Credibility and monetary policy. *Bank of Canada Review*, 11.
- Posen, A. (1998). Central bank independence and disinflationary credibility: A missing link? *Oxford Economic Papers*, 50(3), 335-359. <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.oep.a028650>
- Potter, S. M. & Smets, F. (2019). Unconventional monetary policy tools: A cross-country analysis. *BIS CGFS Papers*, No.63.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48. <https://doi.org/10.2307/1912017>
- Sims, C. A. (1993). A nine-variable probabilistic macroeconomic forecasting model. In *Business cycles, indicators, and forecasting* (pp. 179-212). University of Chicago Press.
- Sims, C. A., & Zha, T. (1998). Bayesian methods for dynamic multivariate models. *International Economic Review (Philadelphia)*, 39(4), 949-968. <https://doi.org/10.2307/2527347>
- Siscú, J. (2002). Inflation expectations in an inflation-targeting regime: A preliminary analysis of the Brazilian case. *Applied Economics*, 6(4), 703-711.
- Spencer, D. E. (1993). Developing a Bayesian vector autoregression forecasting model. *International Journal of Forecasting*, 9(3), 407-421.
- Spyromitros, E., & Tuysuz, S. (2008). Do monetary policy transparency, independence and credibility enhance macro-financial stability?. Available at SSRN 1309737.
- Stephanos, P., Sidiropoulos, M., & Spyromitros, E. (2014). Determinants of central bank credibility and macroeconomic performance: Evidence from eastern European and Latin American countries. *Eastern European Economics*, 52(4), 5-31. <https://doi.org/10.2753/EEE0012-8775520401>
- Svensson, L. E. (2000). *How should monetary policy be conducted in an era of price stability?* Cambridge: National Bureau of Economic Research, Inc. <https://doi.org/10.3386/w7516>
- Svensson, L. E. (2010). Inflation targeting. In *Handbook of monetary economics* (Vol. 3, pp. 1237-1302). Elsevier.
- Tanuwidjaja, E., & Choy, K. M. (2006). Central bank credibility and monetary policy in Indonesia. *Journal of Policy Modeling*, 28(9), 1011-1022. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2006.05.003>
- Tiao, G. C., & Box, G. E. (1981). Modeling multiple time series with applications. *Journal of the American Statistical Association*, 76(376), 802-816.
- Tiao, G. C., & Tsay, R. S. (1983). Multiple time series modeling and extended sample cross-correlations. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1(1), 43-56. <https://doi.org/10.1080/07350015.1983.10509323>
- Todd, R. M. (1990). Improving economic forecasting with Bayesian vector autoregression. *Modelling Economic Series*, 214-34.
- Tronzano, M. (2005). Inflation targeting and credibility: A note on the recent empirical literature. *Economia Internazionale/International Economics*, 58(4), 489-506.
- Uhlig, H. (2005). What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, 52(2), 381-419.
- Varlık, N., & Varlık, S. (2021). Merkez bankası kredibilitesinin enflasyon oranı üzerindeki asimetric etkisi-Türkiye örneği. *Journal of Management and Economics Research*, 19(2), 299-319.
- Varlık, S., & Berument, H. (2019). *Küresel Finansal Çevrimler Ülke Risk Primi ve Merkez Bankası Kredibilitesi – Türkiye Örneği*, Edt. Hasan Türe ve Erkan Ağaslan, Türkiye'nin Güncel İktisadi Sorunları, Gazi Kitabevi. Ankara.
- Varlık, S., & Daglaroglu, T. (2021). Merkez bankası kredibilitesinin ölçümüne alternatif bir yöntem arayışı-Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) Örneği. *Akdeniz İİBF Dergisi*, 21(2), 256-270.
- Varlık, S., & Öbekcan, M. (2023). Ülke risk priminin belirleyicisi olarak merkez bankası kredibilitesi: Türkiye'den kanıtlar. *Bulletin of Economic Theory and Analysis*, 8(2), 128-155.
- Villani, M. (2009). Steady-state priors for vector autoregressions. *Journal of Applied Econometrics (Chichester, England)*, 24(4), 630-650. <https://doi.org/10.1002/jae.1065>
- Woodford, M. (2004). Inflation targeting and optimal monetary policy. *Review - Federal Reserve Bank of St. Louis*, 86(4), 15-50.
- Yellen, J. L. (2006). Enhancing fed credibility. *Business Economics (Cleveland, Ohio)*, 41(2), 7-13. <https://doi.org/10.2145/20060201>

---

Yuxiang, K., & Chen, Z. (2010). Monetary policy credibility and inflationary expectation. *Journal of Economic Psychology*, 31(4), 487-497. <https://doi.org/10.1016/j.joep.2010.03.012>

---

**Çıkar Çatışması:** Yoktur.

**Finansal Destek:** Yoktur.

**Etik Onay:** Yoktur

**Yazar Katkısı:** Mehmet ÖBEKCAN (%50), Serdar VARLIK (%50)

**Conflict of Interest:** None.

**Funding:** None.

**Ethical Approval:** None.

**Author Contributions:** Mehmet ÖBEKCAN (%50), Serdar VARLIK (%50)

---