



FINANCIAL STRESS AND MACROECONOMIC DYNAMICS: A SIGN RESTRICTED SVAR ANALYSIS ON TÜRKİYE

K. Batu TUNAY*

Necla TUNAY**

*Prof. Dr., Marmara Üniversitesi, Finansal Bilimler Fakültesi, Sermaye Piyasası Bölümü,
batu.tunay@marmara.edu.tr, ORCID ID: 0000-0002-9040-5831

**Prof. Dr., Marmara Üniversitesi, Finansal Bilimler Fakültesi, Sigortacılık Bölümü,
necla.tunay@marmara.edu.tr, ORCID ID: 0000-0002-8765-276X

Received Date: 10.02.2026

Accepted Date: 02.04.2026

Copyright © 2026 K. Batu TUNAY, Necla TUNAY. This is an open access article distributed under the Eurasian Academy of Sciences License, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

ABSTRACT

This study analyzes the dynamic interactions between financial stress, exchange rate, interest rate, inflation, and real economic activity in the Turkish economy within the framework of a sign restricted structural vector autoregression (SVAR) model. The analysis, conducted using monthly data covering the period 2005:1–2026:2, includes a financial stress index calculated and incorporated into the model. This comprehensively examines the effects of vulnerabilities in financial markets on macroeconomic variables. The findings indicate a strong pass-through effect between the exchange rate and inflation in the Turkish economy, with exchange rate shocks having rapid and significant effects on the general price level. Monetary policy shocks, on the other hand, have a lowering effect on the exchange rate and a delayed but permanent deflationary effect on inflation. These results point to the effectiveness of the monetary policy transmission mechanism operating through interest rate and exchange rate channels. Examining the effects of financial stress shocks on real economic activity, it was determined that increased financial stress leads to a significant decrease in the level of production by contracting the credit supply. Furthermore, it was observed that financial stress has a strong interaction with the exchange rate, and these two variables tend to move together. The variance decomposition results reveal that inflation dynamics are largely explained by exchange rate and monetary policy shocks, while financial stress also plays a significant complementary role. These findings indicate a strong interdependence between price stability and financial stability in the Turkish economy. In this context, it is concluded that monetary policy implementations should be designed with a holistic approach that considers financial stability.

Keywords: Financial stress, macroeconomic interactions, sign restricted SVAR

JEL-Classifications: C32, E50, G01, G17

FINANSAL STRES VE MAKROEKONOMİK DİNAMİKLER: TÜRKİYE ÜZERİNE İŞARET SINIRLANDIRMALI BİR SVAR ANALİZİ

ÖZET

Bu çalışmada, Türkiye ekonomisinde finansal stres, döviz kuru, faiz oranı, enflasyon ve reel ekonomik faaliyet arasındaki dinamik etkileşimler işaret sınırlandırılmalı yapısal vektör otoregresyon (SVAR) modeli çerçevesinde analiz edilmektedir. 2005:1–2026:2 dönemini kapsayan aylık veriler kullanılarak gerçekleştirilen analizde, finansal stres endeksi tarafımızca hesaplanmış ve modele dahil edilmiştir. Böylece finansal piyasalardaki kırılma noktalarının makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri kapsamlı bir biçimde incelenmiştir. Elde edilen bulgular, Türkiye ekonomisinde döviz kuru ve enflasyon arasında güçlü bir geçişkenlik olduğunu ve kur şoklarının fiyatlar genel düzeyi üzerinde hızlı ve belirgin etkiler yarattığını göstermektedir. Para politikası şoklarının ise döviz kuru üzerinde düşürücü, enflasyon üzerinde ise gecikmeli fakat kalıcı bir azaltıcı etki yarattığı tespit edilmiştir. Bu sonuçlar, faiz ve kur kanalları üzerinden işleyen para politikası aktarım mekanizmasının etkinliğine işaret etmektedir. Finansal stres şoklarının reel ekonomik faaliyet üzerindeki etkileri incelendiğinde, artan finansal stresin kredi arzını daraltarak üretim düzeyinde belirgin bir düşüşe yol açtığı belirlenmiştir. Ayrıca finansal stresin döviz kuru ile güçlü bir etkileşim içinde olduğu ve bu iki değişkenin birlikte hareket etme eğilimi sergilediği



gözlenmiştir. Varyans ayrıştırması sonuçları, enflasyon dinamiklerinin büyük ölçüde döviz kuru ve para politikası şokları tarafından açıklandığını ortaya koyarken, finansal stresin de önemli bir tamamlayıcı rol oynadığını göstermektedir. Elde edilen bulgular, Türkiye ekonomisinde fiyat istikrarı ile finansal istikrar arasında güçlü bir karşılıklı bağımlılık olduğuna işaret etmektedir. Bu çerçevede, para politikası uygulamalarının finansal istikrarı gözetilen bütüncül bir yaklaşımla tasarlanması gerektiği sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Finansal stres, makroekonomik etkileşimler, işaret sınırlandırılmalı SVAR

JEL-Sınıflandırması: C32, E50, G01, G17

1. GİRİŞ

Küresel finansal sistemde son yirmi yılda yaşanan gelişmeler, finansal piyasalar ile reel ekonomi arasındaki etkileşimin giderek daha karmaşık ve güçlü hale geldiğini göstermektedir. Özellikle 2008 Küresel Finansal Krizi sonrasında, finansal istikrarsızlıkların makroekonomik performans üzerindeki belirleyici rolü daha görünür hale gelmiş; finansal stres ve belirsizlik şoklarının ekonomik büyüme, enflasyon dinamikleri ve para politikası aktarım mekanizması üzerindeki etkileri akademik literatürde yoğun biçimde tartışılmaya başlanmıştır. Bu süreçte, finansal şokların yalnızca finansal piyasalarla sınırlı kalmayıp, kredi kanalı, beklentiler ve risk primi gibi çeşitli iletim mekanizmaları aracılığıyla reel ekonomi üzerinde derin ve kalıcı etkiler yarattığı yönünde güçlü bulgular elde edilmiştir.

Gelişmekte olan ekonomiler açısından bu etkileşim daha da kritik bir nitelik taşımaktadır. Sermaye hareketlerine duyarlılığın yüksek olması, döviz kuru oynaklığının belirginliği ve finansal sistemlerin yapısal özellikleri, bu gibi ülkelerde finansal şokların makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini daha şiddetli hale getirebilmektedir. Bu bağlamda Türkiye ekonomisi, yüksek döviz kuru geçişkenliği, banka ağırlıklı finansal sistemi ve dönemsel olarak artan finansal kırılganlıkları ile makro-finance etkileşimlerin analiz edilmesi açısından önemli bir örnek sunmaktadır. Özellikle döviz kuru, enflasyon ve faiz oranları arasındaki güçlü etkileşim ile finansal stres göstergelerinin bu değişkenlerle birlikte hareket etme eğilimi, politika yapıcılar açısından bütüncül bir analiz yapılmasını gerekli kılmaktadır.

Literatürde finansal stres ve makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkileri inceleyen çalışmaların önemli bir kısmı, çok değişkenli zaman serisi modellerine dayanmaktadır. Bu modeller arasında yapısal vektör otoregresyon (SVAR) yaklaşımı, şokların ekonomik sistem içindeki nedensel etkilerini ayrıştırabilme kapasitesi ile öne çıkmaktadır. Bununla birlikte, geleneksel SVAR modellerinin değişken sıralamasına duyarlı olması ve katı tanımlama varsayımlarına dayanması, alternatif tanımlama stratejilerinin geliştirilmesine yol açmıştır. Bu çerçevede işaret sınırlandırılmalı SVAR modelleri, daha esnek ve teoriyle uyumlu bir tanımlama imkânı sunarak son yıllarda yaygın biçimde kullanılmaktadır. Bu yaklaşım, şokları değişkenlerin tepkilerinin yönü üzerinden tanımlayarak aşırı kısıtlamalardan kaçınmakta ve daha geniş bir olası çözüm kümesi üzerinden çıkarım yapılmasına olanak tanımaktadır.

Bu çalışmanın temel amacı, Türkiye ekonomisinde finansal stres, döviz kuru, faiz oranı, enflasyon ve reel ekonomik faaliyet arasındaki dinamik etkileşimleri işaret sınırlandırılmalı SVAR modeli çerçevesinde analiz etmektir. Bu doğrultuda, 2005:1–2026:3 dönemini kapsayan aylık veriler kullanılarak finansal şoklar, para politikası şokları ve kur şoklarının makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri incelenmiştir. Çalışmada, ayrıca, finansal stres endeksi tarafımızca hesaplanarak modele dahil edilmiş ve bu endeks aracılığıyla finansal piyasalardaki kırılganlıkların reel ekonomi üzerindeki yansımaları araştırılmıştır.



Çalışmanın literatüre birkaç açıdan katkı sağlaması beklenmektedir. İlk olarak, Türkiye ekonomisi için finansal stres, döviz kuru ve para politikası etkileşimini birlikte ele alan ve işaret sınırlandırılmalı SVAR yaklaşımını kullanan güncel bir ampirik analiz sunulmuştur. İkincisi, finansal stresin yalnızca bir sonuç değişkeni olarak değil, aynı zamanda makroekonomik dalgalanmaların önemli bir belirleyicisi olarak modele dahil edilmesi ile finansal koşulların ekonomik faaliyet üzerindeki rolünü daha kapsamlı bir şekilde ortaya konulması hedeflenmiştir. Üçüncüsü de elde edilen bulguların, para politikası ve finansal istikrar politikalarının eşgüdümüne yönelik bazı çıkarımlar yapmaya imkân vermesidir.

Çalışma, giriş ve sonuç haricinde iki ana bölümden oluşmaktadır. Önce ilgili literatür özetlenmekte, uluslararası ve ulusal çalışmaların önemli bulguları ele alınmıştır. Ardından yapılan deneysel analizlerin sonuçları sunulmuş ve bu sonuçlar değerlendirilerek politika önerileri tartışılmıştır.

2. LİTERATÜR İNCELEMESİ

2.1. Uluslararası Çalışmalar ve Bulguları

Finansal piyasalardaki aksamalar ve ekonomik belirsizlik, özellikle 2008 Küresel Finansal Krizi'nden bu yana makroekonomik istikrarsızlığın temel itici güçleri olarak kabul edilmektedir. Dolayısıyla, literatürdeki güncel çalışmalar finansal stres ve belirsizlik şoklarının büyüme, enflasyon, işsizlik ve para politikası üzerindeki etkilerini farklı yöntemlerle çeşitli ülke örnekleri üzerinden incelemeye odaklanmıştır.

Literatürdeki çalışmaların büyük bir çoğunluğu, değişkenler arasındaki dinamik etkileşimleri yakalamak için VAR gibi çok değişkenli zaman serisi modellerini kullanmıştır. Ancak, bunlar arasında şokların tanımlanması ve modellerin yapısı konusunda önemli farklılıklar bulunmaktadır. Mallick ve Sousa (2013), Abbate vd. (2016), Meinen ve Roehle (2018) gibi araştırmacılar, şokları tanımlamak için teorik temelli işaret kısıtlamalarına (sign restrictions) başvurmuşlardır. Bu çerçevede, Abbate vd. (2016), enflasyon tepkisini serbest bırakan bir tanımlama şeması önerirken; Meinen ve Roehle (2018) hem finansal hem de belirsizlik şoklarını ayırtmak için işaret kısıtlamalarını kullanmıştır.

Diğer yandan, Alessandri ve Mumtaz (2019), Wichmann vd. (2024) gibi ekonomik ilişkilerin finansal stres seviyesine göre değiştiğini savunan bazı araştırmacılar, analizlerinde doğrusal olmayan TVAR modellerini tercih etmiştir. Örneğin, Alessandri ve Mumtaz (2019), belirsizliğin etkisinin finansal sıkıntı dönemlerinde “normal” dönemlere göre altı kat daha fazla olduğunu bu yöntemle ortaya koymuştur.

Forni ve Gambetti (2010), Caldara vd. (2016) gibi bazı araştırmacılar ana akımın dışında analiz yaklaşımları benimsemişlerdir. Forni ve Gambetti (2010), geleneksel VAR modellerinin sınırlı bilgi kümesi sorununu aşmak için analizlerinde, 112 seriden oluşan geniş bir veri setiyle yapısal faktör modeli kullanmıştır. Bu yaklaşımın, “fiyat bilmecesi” (price puzzle) gibi ampirik sorunların çözümüne katkı sağladığı ileri sürülmektedir. Öte yandan, Caldara vd. (2016), finansal şokları ve belirsizlik şoklarını birbirinden ayırmak için şokun hedef değişken üzerindeki etkisini maksimize eden ceza fonksiyonu yöntemini tercih etmiştir.

Tüm bu çalışmalar değerlendirildiğinde, yöntem ve örneklem farklılıklarına karşın belirli konularda fikir birliği içinde oldukları görülür. Mesela Cardarelli vd. (2009), Caldara vd. (2016), Giannellis ve Tzanaki (2025) gibi araştırmacılar, finansal stres ve belirsizlik şoklarının üretim üzerinde daraltıcı bir etki yarattığı konusunda hemfikirdir. Cardarelli vd. (2009),



özellikle bankacılık sektöründen kaynaklanan stresin, menkul kıymet veya döviz piyasası stresine göre çok daha derin ve uzun süreli ekonomik durgunluklara yol açtığını belirlemiştirler. Giannellis ve Tzanaki (2025) ise, finansal stresin hem ABD hem de Euro Bölgesi'nde üretimi düşürdüğünü, ancak ABD iş gücü piyasasının kurumsal yapısı sayesinde daha hızlı toparlandığını saptamışlardır.

Finansal şokların enflasyon üzerindeki etkisi, literatürde en çok tartışılan ve deneysel sonuçların en çok farklılaştığı alandır. Örneğin Abbate vd. (2016), genişleyici finansal şokların borçlanma maliyetlerini düşürerek (maliyet kanalı) enflasyonu geçici olarak azalttığını, negatif finansal şokların ise kriz dönemlerinde enflasyonu yukarı çekerek deflasyonu önlediğini savunmaktadır. Alessandri ve Mumtaz (2019), belirsizlik şoklarının normal zamanlarda (ihtiyati fiyatlama nedeniyle) enflasyonist, finansal kriz dönemlerinde ise (talep çöküşü nedeniyle) deflasyonist olduğunu göstermiştir. Meinen ve Roehle (2018) ise, fiyat tepkilerinin belirsiz olduğunu ve tahmin edilen modeldeki kısıtlamalara göre bu tepkilerin değişebileceğini vurgulayarak "agnostik" bir yaklaşımı tercih etmiştir. Yani, Uhlig'in (2005) yaklaşımını izleyerek, işaret sınırlandırılmalı yapısal VAR modellerine dayalı bir analiz uygulamıştır. Böylece, aşırı sınırlandırmalardan kaçınarak makroekonomik teoriyle daha iyi bağdaşan bir analiz yapabilmıştır.

Bazı araştırmacılar şokların iletim mekanizmaları, özellikle de finansal bağlantılar üzerinde durmuştur. Balakrishnan vd. (2009), gelişmiş ekonomilerdeki finansal stresin gelişmekte olan ülkelere geçişinin çok hızlı (1-2 ay) ve güçlü (%70 oranında) olduğunu belirlemiştirler. Bunun temel nedeninin banka kredileri ve portföy akışları gibi finansal bağlantılar olduğunu ortaya koymuşlardır. Cardarelli vd. (2009) ve Boeckx vd. (2017) ise, bankaların sermaye yapısının önemine dikkat çekmişlerdir. Boeckx vd. (2017), Avrupa Merkez Bankasının (ECB) bilanço genişletme politikalarının, bankaların sermayesinin daha güçlü olduğu ülkelerde daha etkili olduğunu saptamışlardır. Yani bankaların sermaye yapısı, genişletici veya daraltıcı politikaların neden olduğu şokların ekonomiye etki hızı ve düzeyini değiştirebilmektedir.

Bu da gündeme politika tepkileri konusunu getirmektedir. Mallick ve Sousa (2013), Wichmann vd. (2024) gibi araştırmacılar farklı örneklemeler üzerinden politika tepkilerini incelemiştirler. Wichmann vd. (2024), Brezilya örneği üzerinden bir analiz yapmışlar ve maliye politikasının finansal stres dönemlerinde "döngü yanlı" (procyclical) bir eğilim sergilediğini saptamışlardır. Diğer bir saptamaları da para politikasının yüksek stres dönemlerinde döngü karşıtı hareket ediyor olduğudur. Mallick ve Sousa (2013) ise, Euro Bölgesi'nde finansal stresin çıktığı dalgalanmalarını açıklama gücünün yüksek olduğunu ve para otoritesinin bu duruma agresif tepki vermesi gerektiğini vurgulamışlardır.

Sıralanan çalışmalarda, bankacılık sektöründen kaynaklanan stresin, menkul kıymet piyasası kaynaklı strese göre çok daha derin ve (genellikle "U tipi" toparlanma süreci olan) uzun süreli durgunluklara yol açtığı konusunda ortak tespitler vardır. Örneğin Cardarelli vd., (2009), Giannellis ve Tzanaki (2025) çalışmaları bu tespiti destekler. Ayrıca, kriz öncesindeki aşırı kredi büyümesinin kriz sonrası çıktı kaybını artırdığı da genel bir kabuldür. Bununla beraber, bazı bulgular önemli oranda farklılaşmaktadır. Mesela, finansal krizlerin enflasyon üzerindeki etkisi konusunda literatür ikiye bölünmüştür. Abbate vd. (2016), negatif finansal şokların borçlanma maliyetlerini artırarak (maliyet kanalı) enflasyonu yukarı çekebileceğini



savunurken; Alessandri ve Mumtaz (2019), Giannellis ve Tzanaki (2025) gibi arařtırmacılar, kriz dönemlerinde talep çöküşünün baskın gelerek deflasyonist bir etki yarattığını ileri sürmektedir.

Genel bir değerlendirme yapılacak olursa, küresel krizin ardından yapılan deneysel çalışmalar finansal stresin makroekonomik istikrar için kritik bir tehdit oluşturduğunu, ancak bu etkinin şiddetinin finansal sistemin yapısına bağlı olduğunu göstermiştir. Daha açık deyişle, bu tehdidin boyutları finansal sistemin “ilişki temelli” mi “piyasa temelli” mi olduğuna yakından bağlıdır. Ülkeler arası finansal bağlantıların derinliğine ve mevcut kurumsal düzenlemelere bağlı olarak da düzeyi değişecektir (Cardarelli vd., 2009; Balakrishnan vd., 2009, 2011). Bir başka ortak bulgu da finansal stresin üretimi olumsuz etkilediği ve ekonomiyi durgunluğa sürüklediğidir. Finansal stres fiyatlar genel düzeyi üzerinde de etkilidir. Ancak fiyatlar üzerindeki bu etki, arz veya talep yönlü kanallardan hangisinin baskın çıktığına göre, ülkeden ülkeye ve dönemden dönem farklılık gösterecektir.

2.2. Türkiye’de Yapılan Çalışmalar

Türkiye’de 2008 küresel krizinin ardından finansal stres üzerine artan oranda çalışma yapılmaya başlanmıştır. Elde edilen sonuçlar genel olarak uluslararası çalışmaların bulgularıyla tutarlılık içindedir. Aşağıda bunların belli başlıları ve ulaştıkları temel bulgular kronolojik bir sıra içinde ana hatlarıyla değerlendirilmektedir.

Elekdağ ve Kanlı’nın (2010) çalışması, Türkiye’de finansal stresin ekonomik faaliyete olan etkilerini ilk inceleyen arařtırmalardan birisidir. Gelişmekte olan ülkelerde kullanılabilecek bir finansal stres endeksi oluşturmuşlar ve bununla finansal strese neden olan dış kaynaklı şokların Türkiye’deki ekonomik faaliyete etkilerini analiz etmişlerdir. Diğer bazı gelişmekte olan ülkeleri de kapsayan bu karşılaştırmalı analiz sonucunda, finansal stresi arttıran şokların sanayi üretimini belirgin bir biçimde genel eğilimin altına düşürebileceğini saptamışlardır.

Çamlıca ve Güneş (2016), finansal stresin ölçümü için yaygın kullanılan yöntemleri kullanarak üç alternatif endeks geliştirmişler ve bunlarla Türkiye’de 2002-2015 dönemindeki finansal stres düzeylerini karşılaştırmışlardır. Bu çalışmada yöntemsel üstünlükler yanında, 2. Körfez Savaşı, Fed politika şokları, 2008 küresel krizi gibi önemli dış şoklar ağırlıklı olmak üzere, içi ve dış kaynaklı şokların finansal stresi yükselttiği saptanmıştır.

Kaya ve Kılınç (2017), Türkiye için aylık bir finansal sıkıntı endeksi geliştirmişler ve bunun ekonomik faaliyetle olan ilişkisini analiz etmişlerdir. Bu endeksin incelenen dönemdeki krizleri başarıyla yansıtmının yanında ekonomik faaliyet üzerinde anlamlı etkileri olduğu da saptanmıştır. Çalışmada ayrıca bu endeksin makroekonomik politikaların belirlenmesi sürecinde kullanılabilirliği de tartışılmıştır.

Özaytürk (2023), TCMB’nin politikalarının finansal strese tepkilerini incelemiştir. Bu bağlamda, 1995-2022 döneminde finansal stres endeksi ile politika faiz oranı arasındaki etkileşimi çeşitli zaman serisi yöntemleriyle analiz etmiştir. Elde ettiği bulgular, uzun dönemde finansal stres endeksi ve enflasyon oranının, politika faiz oranını pozitif yönde, para arzının ise negatif yönde etkilediğini göstermiştir. Bu bulgular, TCMB’nin finansal strese karşı duyarlı olduğunun bir kanıtı olarak yorumlanmıştır.

Özdemir (2024), dış kaynaklı finansal stresin Türkiye’deki çeşitli finansal sektörlerin pay piyasalarına olan etkilerini analiz etmiştir. Sonuçlar, ekonomik krizler, savaşlar, salgınlar



gibi önemli dış şokların yaşandığı dönemlerde incelenen pay piyasalarında stresin yayılma etkisinin arttığını göstermiştir.

3. EKONOMETRİK ANALİZ VE BULGULAR

3.1. Analiz Edilen Modelin Yapısı

Caldara vd. (2016), Abbate vd. (2016), Boeckx vd. (2017), Meinen ve Röhe (2018), Giannellis ve Tzanaki (2025) gibi araştırmacıların çalışmaları finansal stres, finansal şoklar ile temel makroekonomik ve finansal değişkenler arasındaki dinamik etkileşimleri farklı yönleriyle ele almaktadır. Bu çerçevede, Abbate vd. (2016), finansal şokların reel ekonomi üzerindeki etkilerini ele almıştır. Caldara vd. (2016), finansal şokları, kredi marjları (credit spreads) ve finansal stres göstergeleri arasındaki dinamik etkileşimler üzerinden analiz eder. Boeckx vd. (2017), Avrupa Merkez Bankasının (ECB) bilanço şokları ile finansal stres etkileşimini incelemiştir. Finansal stres endeksini doğrudan SVAR modeline entegre eden öncü bir çalışmadır. Meinen ve Röhe (2018), belirsizlik şoklarını ve finansal şokları çıktı düzeyindeki dalgalanmaların en önemli belirleyicisi olarak kabul etmiş ve bazı makroekonomik ve finansal göstergeler yardımıyla bunları birlikte modellemişlerdir. Giannellis ve Tzanaki (2025) ise, beklenmeyen bir finansal stres şokunun makroekonomik etkilerini, özellikle de işsizlik üzerindeki etkisini analiz etmişlerdir. Ayrıca böyle bir şok karşısında para politikası tepkisini de incelemişlerdir.

Çalışmamızda, işaret sınırlandırılmalı bir SVAR modeli kullanılmış ve Boeckx vd. (2017), Meinen ve Röhe (2018), Giannellis ve Tzanaki'nin (2025) çalışmaları temel alınarak değişkenlerin seçimi yapılmış ve kısıtlar tablosu oluşturulmuştur. Modelin endojen değişkenler vektörü aşağıdaki gibi tanımlanabilir:

$$Y_t = [\Delta y_t, \pi_t, i_t, \Delta ex_t, fsi_t]' \quad (1)$$

(1) numaralı eşitlikte; Δy_t sanayi üretiminin önceki döneme göre farkını, yani çıktı düzeyinin değişimini, π_t tüketici fiyatlarına dayalı enflasyon oranını, i_t kısa dönem nominal faiz oranını, Δex_t ortalama kurlardaki değişim oranını ve fsi_t finansal stres endeksinin cari değerini temsil eder.

Çalışmamızda analiz edilecek modelin işaret sınırlandırmaları veya kısıtları tablosu aşağıdaki gibi oluşturulmuştur:

Tablo 1: Modelde Dikkate Alınan İşaret Sınırlandırmaları

Değişken / Şok	Para Politikası Şoku	Finansal Şok	Kur Şoku
Δy_t	+/-	-	+/-
π_t	-	+/-	+
i_t	+	+/-	+
Δex_t	-	+	+
fsi_t	+/-	+	+/-

Modeldeki bağımlı değişkenlerin sayısı beş olmasına karşın, finansal stres, ortalama faiz oranı ve ortalama kurları temel alan daha dar bir çerçevede kısıtlar tanımlanmıştır. Bunun birkaç temel nedeni vardır. Öncelikle, her konulan kısıt k boyutlu çözüm uzayında olası çözümlerin yarısını eleyecektir. Bu da kısıt sayısı arttıkça, çözüm kümesinin giderek daralması ve çözüm olasılıklarının geometrik dizi ile azalması anlamına gelir. Örneğin modele 10 farklı kısıt



uygulanırsa, yapılan örneklemenin bir adımında tüm kısıtları sağlamanın olasılığı teorik olarak $(1/2)^{10}$ oranında, yani 1024'de 1'e düşecektir. Ekonomi ve/veya finans teorisine bağlı olarak belirlenen kısıtlar konulmasına rağmen, analiz edilen örnekleme bazı değişkenlerin birbirleriyle korelasyonlarının düşük olması halinde, çözüm olasılığı sıfıra yaklaşacaktır.

Diğer yandan, SVAR modellerinde, şokların birbirlerinden bağımsız veya teknik tabirle “dik” (orthogonal) olması gerekir. Kısıt sayısı arttıkça, hesaplama algoritması hem tüm işaretleri doğru yönde hem de tüm şokları birbirinden bağımsız kılan bir matris bulması da imkânsız hale gelebilir. Çok fazla kısıt eklenmesi, modelde “aşırı tanımlama” (over-identification) denilen bir başka soruna daha neden olabilir. Yani, aşırı sayıda kısıt eklenmesi halinde, model verilerin kendi hikayesini anlatmasına olanak vermeyecektir. Bu takdirde algoritma, verideki doğal hareketlerle teoriden gelen kısıtlar arasında uyumsuzluk bulursa, kısıtların tümünü sağlayan bir model üretemez.

Bu teknik gerekçeler de dikkate alınarak sınırlandırmalar daha dar bir çerçevede tutulmuştur. Modele özellikle finansal şokları, sıkılaştırıcı para politikası şokları ve kur şoklarına yönelik kısıtlar konulması tercih edilmiştir. Toplam arz ve talep şoklarına dair kısıtlar uygulanmamıştır. Öncelikle, cari enflasyonist koşullar da göz önüne alınarak, bir sıkı para politikası şokunun olası sonuçlarına odaklanılmıştır. Yani para otoritesinin faiz oranlarındaki bir artışı teşvik ederek, faiz kanalı üzerinden toplam talebi ve yatırımları baskılamayı ve bu yolla enflasyonu düşürmeyi hedefleyeceği kabulleri yapılmıştır. Ancak faiz oranlarındaki artışın yurtiçi varlıkların getiri oranlarını arttırarak nominal döviz kurlarını düşürmesi de güçlü bir olasılık olduğundan negatif bir kısıt olarak dikkate alınmıştır. Böylece, para politikası şoku ile enflasyonun ve kurların aynı anda yükseldiği toplam arz ve kur şokları birbirinden ayrılmıştır.

Modelde kur şoku, dışsal olarak dikkate alınmıştır. Örneğin küresel likidite koşulları veya jeopolitik riskler nedeniyle doğabilecek bir kur şokunun maliyet baskılarına neden olması ve enflasyonu uyarması güçlü bir olasılıktır. Dolayısıyla kurun enflasyona etkisi pozitif bir kısıt olarak tanımlanmıştır. Merkez bankasının bu gelişmelere politika reaksiyon fonksiyonu çerçevesinde faiz oranlarını arttırarak tepki vermesi beklenir. Ancak bu kez, faiz oranlarının artmasına bağlı olarak kur düşmeyecektir. Çünkü bu şokun kaynağı merkez bankası değil döviz piyasası olacaktır. Özetle, modelde kurlar hem sıkılaştırıcı para politikası nedeniyle negatif hem de dışsal şoklar nedeniyle pozitif etkilere açık kabul edilmiş ve bu zıt etkiler bağımsız olarak tanımlanmıştır.

Finansal şoklar, finansal stresin artması ile tanımlanmıştır. Çünkü finansal stres, finansal sistemdeki belirsizliğin ve buna bağlı olarak risk priminin (CDS gibi) düzeyini yansıtır. Finansal stres arttıkça, bankalar yeni kredi açmakta isteksizleşecek ve kredi arzı daralacaktır. Bu yatırım harcamalarının ve çıktı düzeyinin düşmesine neden olur. Dolayısıyla finansal stresin etkisi modelde negatif bir kısıt olarak tanımlanmıştır. Diğer taraftan, bu gelişmeler yabancı yatırımcıların risk iştahını düşürebilir ve ülkeden sermaye çıkışlarını uyarabilir. Bu da haliyle döviz kurlarında bir artış baskısına neden olacaktır. Finansal şoklar, ekonomide daralmanın faiz artışından değil, bundan bağımsız olarak sistemik riskten kaynaklandığı durumları tanımlar.



3.2. Analiz Yöntemi: İşaret Sınırlandırılmalı SVAR Modeli

Yapısal vektör ardışık bağlanım (structural vector autoregression / SVAR) modelleri, makro ekonomide nedensel etkiyi (casual impact) ayrıştırma ve buna göre politika analizleri yapma ihtiyacından doğmuştur. Standart VAR modelleri ile yapılan tahminler sadece değişkenler arası yalın ilişkileri yansıtırken, SVAR modelleri teoriye dayalı yapısal analizler ve yorumlar yapmayı sağlar. Temel SVAR modelleri, değişkenlere analiz sürecinde belirli bir sıralama dayattığı ve bazı değişkenlerin anlık etkileri yansıtmadığı gibi varsayımlara dayanır. Ama bunlar teorik olarak zayıf ve deneysel olarak tartışılmalı varsayımlar olduğundan eleştirilmiş ve araştırmacıları yeni arayışlara itmiştir. Çünkü temel modellerin şokları yanlış tanımlama ve politika çıkarımlarının hatalı olması riski barındırır.

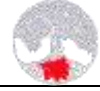
İşaret sınırlandırılmalı SVAR modelleri, Uhlig'in (2005) çalışması ile uygulamalı ekonomi ve finans literatüründe popüler hale gelmiştir. Uhlig (2005), klasik SVAR modellerinin değişken sıralamasına aşırı duyarlı olması ve ekonomi teorisiyle her olayda yeterince uyumlu olmaması gibi sorunlarını aşmak için "agnostik tanımlama" olarak nitelenen bir yaklaşım önermiştir. Bu yaklaşım, kurulacak SVAR modelinin olabildiğince az varsayım yapması esasına dayanır. Bunun yerine, "faiz oranı artarsa çıktı düzey düşer" örneğindeki gibi teoriden gelen ve değişkenler arası ilişkinin olası yönünü gösteren kısıtlara dayanır. Uhlig (2005), şokları, değişkenlerin tepkilerinin işaretine göre tanımlamıştır. Bu yaklaşımın başlıca özelliği, tek bir çözüm yerine bir model kümesi veya "tanımlama seti"i (identification set) elde edilmesidir. Böylece tek bir etki-tepki yerine çok sayıda etki-tepki üretilir ve bunların medyanına itibar edilir. Özetle, aşırı kısıtlar koymadan ekonomi ve finans teorisiyle daha uyumlu bir analiz sonucuna ulaşılabilir.

Daha sonraları, Rubio-Ramirez vd. (2010) ve Antolin-Diaz ve Rubio-Ramirez (2018) gibi araştırmacılar, Uhlig'in (2005) yaklaşımını geliştirmişlerdir. Rubio-Ramirez vd. (2010), SVAR modellerinin tanımlama sorununu matematiksel olarak çözmüş ve bu bağlamda işaret sınırlandırılmalı SVAR modellerine de değinmiştir. Bu çalışmada, bir modelin tanımlanmasında hangi kısıtların dikkate alınması gerektiği konusunda genel bir yaklaşım geliştirilmiştir. Antolin-Diaz ve Rubio-Ramirez (2018) ise, tarihsel ayrıştırmayı (historical decomposition) modele dahil ederek işaret sınırlandırmaları ile tarihsel olayları bağdaştırmıştır. Böylece, saptanan şoklar ile bunların ekonomideki izdüşümleri veya "hikayeleri"ni eşleştirmek mümkün olmuştur. Özetle, model politika analizine daha uygun hale gelmiştir.

İşaret sınırlandırılmalı SVAR modellerinin tahmin sürecinde, indirgenmiş bir VAR modelinin tahmini temel alınır. Bu tahminin ardından elde edilen kalıntıların kovaryans matrisi Cholesky yöntemiyle ayrıştırılır ve Bayesyen bir örnekleme ile işaret sınırlandırmaları sağlanana kadar rasgele bir ortogonal matris çekilir. Her aday şok için etki-tepki fonksiyonları hesaplanır. Belirlenen işaret sınırlandırması sağlanıyorsa, aday şoka ait etki-tepki fonksiyonu "kabul" edilir, sağlanmıyorsa "red" edilir. Son adımda, kabul edilen modeller üzerinde medyan etki-tepki fonksiyonları ile bunların güven aralıkları hesaplanır.

Tahmin sürecinin ilk adımında indirgenmiş yapıda (reduced-form) bir VAR modeli tahmin edilir:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + u_t \quad (2)$$



(2) numaralı eşitlikte Y_t bağımlı değişkenler vektörü, u_t ise sıfır ortalama ve Σ_u varyansı ile normal dağıldığı varsayılan hatalardır: $u_t \sim N(0, \Sigma_u)$. Modelin yapısal hale gelmesi için aşağıdaki gibi bir tanımlama yapılır:

$$B_0 Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + v_t \quad (3)$$

$$Y_t = B_0^{-1} A_1 Y_{t-1} + \dots + B_0^{-1} A_p Y_{t-p} + B_0^{-1} v_t \quad (4)$$

(3) ve (4) numaralı eşitliklerde, B_0 yapısal etki matrisini, v_t sıfır ortalama ve birim varyanslı olduğu varsayılan yapısal şoklardır: $v_t \sim N(0, I)$. SVAR modelinin temel varsayımı indirgenmiş modelin tahmin hataları ile yapısal şokların ilişkili olduğu ve bu nedenle sürecin bir ön adımı olarak indirgenmiş modelin parametrelerinin tahmin edilmesi gerektiğidir. Söz konusu ilişki şu şekilde tanımlanabilir:

$$u_t = B_0^{-1} v_t \quad (5)$$

Dolayısıyla, yapısal etki matrisi (B_0) indirgenmiş modelin hatalarının varyansı (Σ_u) ayrıştırılarak elde edilir. Bu amaçla genellikle Cholesky ayrıştırması kullanılır:

$$\Sigma_u = B_0^{-1} (B_0^{-1})' \quad (6)$$

Bu çözüm, temel SVAR modellerinde yaygın olarak kullanılsa da işaret sınırlandırılmış modellerde, sadece tahmin sürecinin ilk adımında kullanılır. İzleyen adımlarda, Rubio-Ramirez vd. (2010) gösterdiği gibi aşağıdaki çözüm kullanılır:

$$\dot{B} = B_0^{-1} = PQ \quad (7)$$

(7) numaralı eşitlikte, P üst üçgen ve Q ise ortonormal bir matristir: $QQ' = I$.

Bu kabuller temel alınarak, genellikle Bayesyen bir örnekleme algoritması ile binlerce tekrar yapılır ve normal dağılımdan rastgele matrisler (X) çekilir ve çekilen bu matrislere QR ayrıştırması uygulanarak Q matrisi elde edilir. QR ayrıştırması, $X = PQ$ örneğindeki gibi üst üçgen (ve ortonormal iki matrisi ayrıştıran bir doğrusal cebir yöntemidir: $Q = QR(X)$).

Q matrisinin hesaplanmasının ardından, Y_t 'nin $MA(\infty)$ gösteriminden hareketle kestirim ufku kadar ($h = 1, 2, \dots, H$) etki-tepki fonksiyonları (IRF) hesaplanır:

$$Y_t = \sum_{k=0}^{\infty} \Phi_k \dot{B} v_{t-k} \text{ ise } IRF(k) = \Phi_k \dot{B} = \Phi_k PQ \quad (8)$$

Hesaplanan etki-tepki fonksiyonlarına belirli şoklar için kısıtlar uygulanır ve bu kısıtları sağlayıp sağlamadıkları kontrol edilir. Örneğin belirli bir j şoku için i değişkeninin tepkisi belirlenen koşulu sağlamalıdır:

$$IRF_{i,j}(h) \geq 0 \text{ veya } IRF_{i,j}(h) < 0$$

Örneğin bir para politikası şoku meydana geldiğinde faiz oranının buna tepkisinin pozitif, ama çıktı düzeyinin tepkisinin negatif olması tanımlanmış olabilir. Bu tanımlamalar, araştırmacı tarafından tahmin sürecinin en başında oluşturulan bir kısıtlar tablosunda yer alır ve tahmin sürecinde her Q matrisi için bu kısıtların sağlanıp sağlanmadığı kontrol edilir. Eğer tüm kısıtlar sağlanırsa, o adımdaki Q matrisi kabul edilir. Aksi halde reddedilir. Bu işlem bir Monte Carlo döngüsü içinde N kez tekrarlanır ve kabul seti oluşturulur (Q^*):

$$Q^{(1)}, Q^{(2)}, \dots, Q^{(N)} \Rightarrow Q^* = \{Q^{(i)} | \text{kısıtları sağlıyor}\}$$

Kabul edilen her set için etki-tepki fonksiyonları ($IRF^{(i)}(k)$), ardından bunların medyanları ve güven aralıkları (örneğin %16-84 bandı gibi) hesaplanır: $medyan\{IRF^{(i)}(k)\}$. Ardından istenirse, sonuçlara tarihsel ayrıştırma uygulanabilir.



3.3. Veri Seti

Çalışmada kullanılan veri seti, TCMB'nin Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden ve TÜİK'in resmi internet sitesinden derlenen verilerle oluşturulmuştur. Örnekleme, 2005:1 ile 2026:2 dönemini kapsayan aylık verilerden meydana gelmektedir. Örneklemede, değişken bazında 254 ve toplamda 1270 gözlem bulunmaktadır. Verilerin, tanımı, uygulanan dönüşümler ve kaynakları Tablo 2'de sunulmuştur. Finansal stresi temsil eden, finansal stres endeksi (*fse*) ise tarafımızca hesaplanmıştır. Endeks, dikkate alınan değişkenlerin ($x_{i,t}$) z skorlarının basit ağırlıklı bir ortalamasıdır ve aşağıdaki gibi hesaplanmıştır (Illing – Liu, 2006: 255; Çamlıca ve Güneş, 2016: 6):

$$fse_t = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k z_{i,t}, \quad z_{i,t} = \frac{x_{i,t} - \bar{x}_i}{\sigma_{x_i}}$$

Tablo 2: Değişken Tanımları ve Kaynakları

Değişken	Tanımı	Uygulanan Dönüşüm	Kaynağı
SÜE	Aylık sanayi Üretim Endeksi (2003=100)	Logaritma	TCMB, EVDS
TÜFE	Aylık tüketici fiyatları endeksi	Logaritma	TCMB, EVDS
Faiz	Ortalama Faiz	On yıllık tahvil, kredi ve mevduat faizleri, reeskont, avans ve repo oranları ile gecelik para piyasası oranlarının ortalamasının logaritması	TCMB, EVDS
Kur	Ortalama Döviz Kuru	Dolar ve Avro satış kurlarının ortalamasının logaritması	TCMB, EVDS
FSE	Finansal Stres Endeksi		Tarafımızca hesaplanmıştır.

Finansal stres endeksinin hesaplanmasında; hisse senetleri piyasası hareketlerini temsilen Bist100 endeksi, tahvil piyasalarını temsilen Türkiye'nin beş yıllık kredi temerrüt riski primleri (CDS), on yıllık devlet tahvillerinin getiri oranı kullanılmıştır. Ayrıca kısa vadeli faiz oranlarını temsilen gecelik para piyasası faizleri, döviz piyasasını temsilen de ABD Doları ve Avro satış kurları dikkate alınmıştır. Beş yıllık temerrüt riski primleri ve devlet tahvillerinin getiri oranları Investing.com'dan alınmıştır. Diğer veriler TCMB'nin Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden derlenmiştir. Hesaplanan finansal stres endeksi Grafik 1'de sunulmuştur.

Grafik 1: Finansal Stres Endeksi





Analizde yer alan deęişkenlere ilişkin tanımsal istatistikler hesaplanmış ve Tablo 3’de sunulmuştur. Bu tablo incelendiğinde, Jarque-Bera test istatistiklerinden deęişkenlerin hiçbirinin normal dağılmadıkları belirlenmiştir. Normal dağılımda basıklık deęerinin 3 çarpıklık deęerininse sıfır olması beklenir. Buna karşın, logaritmik fiyatlar (3.11) ve finansal stres endeksi (4.23) daha dik, logaritmik sanayi üretim endeksi (1.70) ise oldukça basık bir dağılıma sahiptir. Deęişkenler arasında en simetrik dağılımı çarpıklık deęeri -0.11 olan logaritmik sanayi üretim endeksi göstermektedir. Çarpıklığı en yüksek deęişken ise, 1.54 deęeri ile sağa kuyruk yapan finansal stres endeksidir. Dięer deęişkenler, bu uç deęerler arasında sıralanmaktadır.

Tablo 3: Tanımsal İstatistikler

	Log(SÜE)	Log(TÜFE)	Log(Faiz)	Log(Kur)	FSE
Ortalama	1.85234	1.04689	1.19494	0.64688	-0.02881
Medyan	1.86405	0.91328	1.16007	0.47505	-0.39252
Maksimum	2.05160	2.08846	1.69500	1.67825	2.38353
Minimum	1.62229	0.55630	0.86776	0.16079	-0.79354
Std. Sapma	0.13241	0.41433	0.21328	0.46912	0.81874
Çarpıklık	-0.10985	1.07373	0.83987	0.89624	1.54290
Basıklık	1.70573	3.10896	2.83678	2.47477	4.22907
Jarque-Bera	18.31100	49.12417	30.26175	37.06919	117.22370
p Deęeri	0.00011	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000

Deęişkenlerin birbirleriyle olan korelasyonları da incelenmiş ve Tablo 4’de sunulmuştur. Korelasyonlar incelendiğinde, ortalama kurlar ile tüketici fiyatları arasında 0.98 gibi çok yüksek bir ilişki olduğu görülmektedir. Bu, döviz kuru ile fiyatlar genel düzeyi arasında güçlü bir geçişkenliğe (pass-through) işaret etmektedir. Dięer bir güçlü ilişki de kurlar ile sanayi üretimi arasında vardır. 0.89’luk korelasyon katsayısı bu deęişkenlerin birbirlerinden pozitif etkilendiklerini göstermektedir. Finansal stres endeksi ile tüketici fiyatları ve kurlar arasında da güçlü pozitif ilişkiler (sırasıyla 0.93, 0.92) belirlenmiştir. Bu da finansal stresin enflasyondaki ve kurlardaki artışlar sonucunda yükseldiğini ifade etmektedir. Dięer yandan, faiz oranının sanayi üretimi ile ilişkisi pozitif, ama oldukça zayıftır (0.26). Finansal stresle ile 0.80 gibi güçlü bir pozitif ilişkisi vardır.

Tablo 4: Deęişkenler Arasındaki İlişkiler: Korelasyon Katsayıları

	Log(SÜE)	Log(TÜFE)	Log(Faiz)	Log(Kur)	FSE
Log(SÜE)	1.00000				
Log(TÜFE)	0.88540	1.00000			
Log(Faiz)	0.25869	0.56360	1.00000		
Log(Kur)	0.89838	0.98996	0.56627	1.00000	
FSE	0.71438	0.92890	0.80234	0.92356	1.00000



3.4. Bulgular ve Değerlendirmeler

Tahmin sürecinin ilk aşamasında, değişkenlere birim kök sınamaları uygulanmış ve testlerin sonuçları Tablo 5’de sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde, tüm değişkenlerin düzeyde durağan olmadıkları, ama ilk farkları alındıktan sonra durağan hale geldikleri (yani I(1) oldukları) saptanmıştır. Bunun üzerine Johansen eşbütünleşme testleri uygulanmıştır ve test sonuçları Ek Tablo 1’de verilmiştir. Sistemde 3 tane eşbütünleşme ilişkisi olduğu saptanmıştır. Ancak bu çalışma, uzun dönemli yapısal ilişkilerden ziyade, kısa dönemli şokların anlık makro-finance yansımalarına ve bu şokların aktarım mekanizmalarına odaklanmıştır. Bu nedenle bir VECM analizi yerine değişkenlerin 1. farkları kullanılarak işaret sınırlandırılmış SVAR modelinin tahmin edilmesi tercih edilmiştir. Diğer yandan, örneklem döneminde yaşanan yoğun yapısal kırılmalar (kur şokları, pandemi, Rusya-Ukrayna Savaşı gibi rejim değişiklikleri vb.) uzun dönemli bir denge ilişkisinin istikrarını bozabileceği için, analizde sadece kısa dönemli dinamikleri yansıtan fark serilerinin kullanılması tercih edilmiştir. Bunlara ek olarak, farkı alınmış modellerin bu tür örneklemelerde kısa dönemli kestirim (forecasting) başarısının daha yüksek olabileceği hususu da bu kararda etkili olmuştur.

Tablo 5: Birim Kök Testlerinin Sonuçları

		Genişletilmiş Dickey-Fuller Testi (ADF)			Phillips-Perron Testi			KPSS Testi	
		t İstatistiği	p Değeri*	Gecikme**	t İstatistiği	p Değeri*	Band Gen.***	LM İstat.	Band Gen.***
Log(SÜE)	Düzye	-4.0471	0.0085	0	-3.7560	0.0205	4	0.1017	11
	1. Fark	-17.7650	0.0000	0	-19.5205	0.0000	18	0.0608	19
Log(TÜFE)	Düzye	1.4514	1.0000	1	1.5815	1.0000	8	0.4316	12
	1. Fark	-8.9112	0.0000	0	-8.9794	0.0000	1	0.0248	9
Log(Faiz)	Düzye	-2.2996	0.4322	3	-1.7220	0.7389	10	0.4041	12
	1. Fark	-5.2109	0.0001	2	-12.2429	0.0000	9	0.0266	10
Log(Kur)	Düzye	-0.9619	0.9460	2	-1.0091	0.9398	8	0.4955	12
	1. Fark	-12.1258	0.0000	1	-10.6262	0.0000	15	0.0410	8
FSE	Düzye	0.0058	0.9962	0	-0.2956	0.9904	4	0.4523	12
	1. Fark	-13.9348	0.0000	0	-13.9266	0.0000	1	0.0477	4

Tüm birim kök modellerinde deterministik terim olarak sabit ve doğrusal trend yer almaktadır.

Kritik Değerler: ADF ve PP için %1 -3.994, %5 -3.427, %10 -3.137; KPSS için %1 0.216, %5 0.146, %10 0.119.****

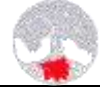
(*) MacKinnon (1996) tek yanlı p değerleri.

(**) Gecikme uzunlukları Schwarz kriterine göre otomatik olarak hesaplanmıştır.

(***) Bant genişliği Newey-West yöntemine göre otomatik olarak hesaplanmıştır.

(****) Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) Tablo 1’den alınmıştır.

Bunu takiben, tahmin edilecek yapısal modelin gecikme uzunluğunun saptanabilmesi amacıyla, (1) indirgenmiş VAR modeli tahmin edilmiş ve gecikme uzunluğu sınamaları yapılmıştır. Tablo 5’de sunulan sonuçlar incelendiğinde, tüm test istatistiklerinin aynı yönde sonuç vermediği görülmüştür. Olabilirlik oranı, nihai tahmin hatası ve Akaike bilgi kriterleri, modelin ideal gecikme uzunluğunu “6” olarak, Schwarz ve Hannan-Quinn bilgi kriterleri ise “1” olarak göstermiştir. Literatürde, örneklemde değişken bazında gözlem sayısının yüzden fazla olması (n = 254) ve bu tür büyük örneklemelerde modelin tutarlılığı öncelikli olduğunda Schwarz ve Hannan-Quinn bilgi kriterlerine itibar edilmektedir. Çünkü bu kriterler, modeldeki parametre sayısı arttıkça daha yüksek bir cezalandırma yaparlar.

**Tablo 6: Gecikme Uzunluğu Testleri**

Gecikme	Log. Olab. Or.	Olab. Or.	Nihai Tah. Ht.	Akaike B.K.	Schwarz B.K.	H-Q B.K.
0	3084.945		9.18E-18	-25.0402	-24.9690	-25.0115
1	3215.283	254.3194	3.90E-18	-25.8966	-25.46913 *	-25.7245 *
2	3249.307	65.0054	3.62E-18	-25.9700	-25.18627	-25.6544
3	3291.883	79.6131	3.14E-18	-26.1129	-24.97293	-25.6539
4	3310.817	34.6352	3.31E-18	-26.0636	-24.56738	-25.4611
5	3342.047	55.8588	3.15E-18	-26.1142	-24.26179	-25.3683
6	3371.727	51.8793 *	3.04E-18 *	-26.1523 *	-23.94361	-25.2629
7	3388.871	29.2704	3.25E-18	-26.0884	-23.52351	-25.0556
8	3405.093	27.0366	3.51E-18	-26.0170	-23.09591	-24.8408

Ayrıca işaret sınırlandırılmalı SVAR modellerinde gecikme sayısının (p) artması, standart bir VAR modeline göre hesaplama maliyetlerini aşırı oranda attırmaktadır. Çünkü sıradan VAR modellerinde olduğu gibi artan parametre sayısı nedeniyle sadece serbestlik derecesi düşmez, buna ek olarak modeldeki “gürültü” (noise) artar ve etki-tepki fonksiyonları belirsiz hale gelebilir. Diğer yandan, işaret sınırlandırılmalı modellerde gecikme sayısındaki artışın yapılan Bayesyen örneklemelerde kabul oranını (acceptance rate) düşürdüğü ve yakınsama sorunlarına yol açtığı da gözlenmiştir. Bunda Bayesyen algoritmaların genişleyen parametre uzayı ve ardıl dağılımları hesaplamasının zorlaşması gibi etkenler rol oynar. Tüm bu gerekçelerle modelin gecikme uzunluğu bir (p=1) olarak belirlenmiştir.

Analizlerin ikinci aşamasında Uhlig (2005) ve Rubio-Ramirez vd. (2010) yaklaşımları temel alınarak model tahmin edilmiştir. Bu çerçevede indirgenmiş VAR(1) modelinin tahmin sonuçlarının girdi olarak kullanıldığı Minnesota öncülüne (prior) dayanan bir Gibbs örnekleme yapılmış ve modelin sınırlandırmaları da dikkate alınarak başarılı çekim sayısını yükseltmek için azami tekrar sayısı 500000 olarak belirlenmiştir. Gibbs örneklemesinin sonuçları Tablo 7’de özetlenmiştir. Sürecin sonunda 46 başarılı örnekleme yapılabildiği görülmüştür. Analizler kabul edilen tüm çekilişlerin dağılımına dayanmaktadır.

En başarılı örnekleme üzerinden, etki-tepki fonksiyonlarının ardıl (posterior) dağılımlarına ulaşılmış ve önce medyan sonra da medyan hedef yöntemiyle (median target method / MTM) etki tepkiler hesaplanmıştır. Medyan etki-tepkilerin hesaplanabilmesi için kabul edilen çekilişlerin medyanı alınır. Medyan hedefleme yönteminde ise, medyan etki-tepkiye en yakın gerçek tek bir çekiliş veya örnek seçilir. Bu yöntem modelin içsel tutarlılığını koruduğundan ilkinde göre daha üstün kabul edilmektedir. Grafik 2’de sınırlandırma veya kısıt konulan şoklar üzerinden, Grafik 3’de ise sınırlandırılmamış şoklar üzerinden hesaplanan medyan etki-tepki fonksiyonları sunulmuştur. Grafik 4 ve 5’de de aynı sırayla medyan hedefleme yöntemine (MTM) hesaplanan etki-tepki fonksiyonları görülmektedir.

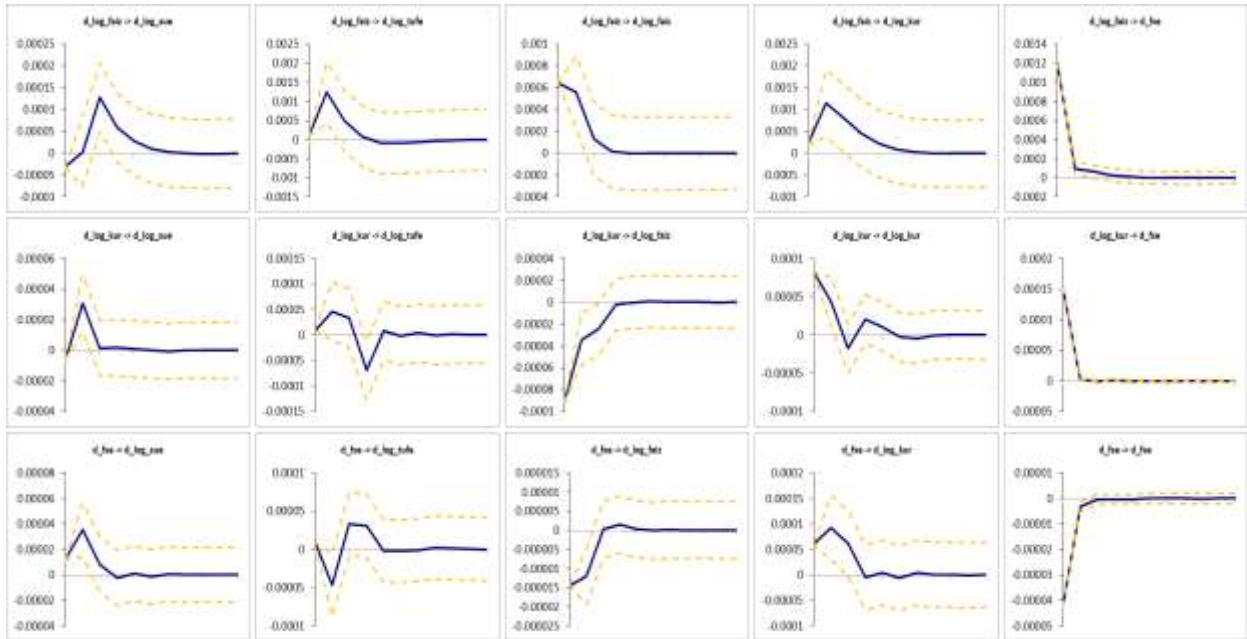


Tablo 7: İşaret Sınırlı SVAR Modeli Tanısal Analizi: Gibbs Örnekleme Sonuçları

Simülasyon Metrikleri	Sayı / Değer	Yüzdesi			
Toplam Deneme	500000	100.00%			
Kabul Edilen Çekim	46	0.01%			
Reddedilen Çekim	499955	99.99%			
Yapısal Parametrelerin (B0 Matrisi) Analizi:*					
	Şok: Δy_t	Şok: π_t	Şok: i_t	Şok: Δex_t	Şok: fsi_t
Tepki: Δy_t	-0.0000379 (0.000527)	-0.0001813 (0.000159)	-0.0000068 (0.000438)	-0.0001144 (0.000439)	-0.0000317 (0.000431)
Tepki: π_t	-0.0001307 (0.000111)	-0.0001344 (0.000129)	0.0001196 (0.000096)	0.0000124 (0.000113)	0.0000201 (0.000119)
Tepki: i_t	0.0006009 (0.000473)	-0.0001975 (0.000616)	0.0006424 (0.000455)	-0.0001119 (0.000517)	0.0000507 (0.000534)
Tepki: Δex_t	-0.0001766 (0.000174)	0.0001813 (0.000160)	0.0002618 (0.000260)	0.0000146 (0.000575)	0.0000244 (0.000580)
Tepki: fsi_t	-0.0010590 (0.000999)	0.0023990 (0.001237)	0.0013976 (0.001116)	-0.0001390 (0.001833)	0.0000163 (0.001811)

(*) Ortalama (Standart Sapma).

Grafik 2: Medyan Etki-Tepki Fonksiyonları: Tanımlı (Kısıtlı) Şoklara Tepkiler



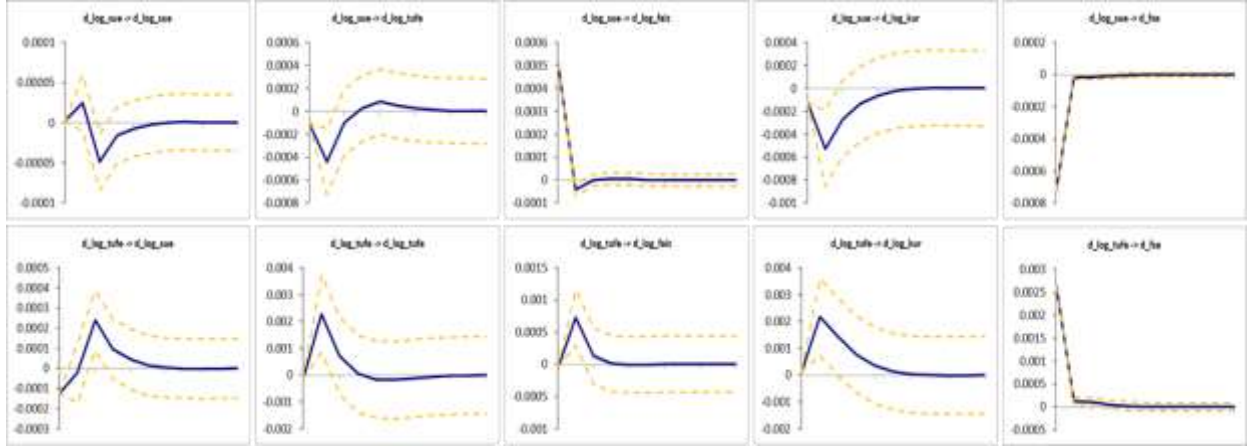
Bu fonksiyonlar birlikte değerlendirildiklerinde bizi birkaç önemli sonuca götürmektedir. Birincisi, sıkılaştırıcı bir para politikası şokunu yansıtan bir standart sapmalı şok, döviz kuru üzerinde anlık ve belirgin bir düşüşe neden olmaktadır. Beklendiği gibi, yüksek getiri beklentisi yabancı sermaye girişlerini tetikleyerek kurları aşağı çekmektedir. Enflasyon oranları da bu şoka tepki verir. Artan faiz oranı ve düşen kurların etkisiyle, enflasyon üzerinde gecikmeli ama kalıcı bir düşüş meydana gelecektir. Bu durum, para politikasının hem tasarrufları teşvik edip toplam talebi baskılayacağı hem de kur geçişkenliği sayesinde üretim sürecinde büyük önemi olan dış girdi maliyetlerini düşüreceği bir süreci harekete geçirir. Böylece fiyat istikrarının sağlanmasına katkıda bulunur.

Diğer yandan, dış kaynaklı bir kur şokunun tüketici fiyatları üzerindeki etkisi oldukça hızlı ve yüksek olacaktır. Kurlardaki artışın, çok kısa süre içinde enflasyonu yükseltmesi ekonominin üretim yapısının ithal girdilere fazlasıyla bağlı olmasının bir sonucu olarak değerlendirilebilir. Böyle bir egzogen kur şoku karşısında, merkez bankasının faiz oranlarını

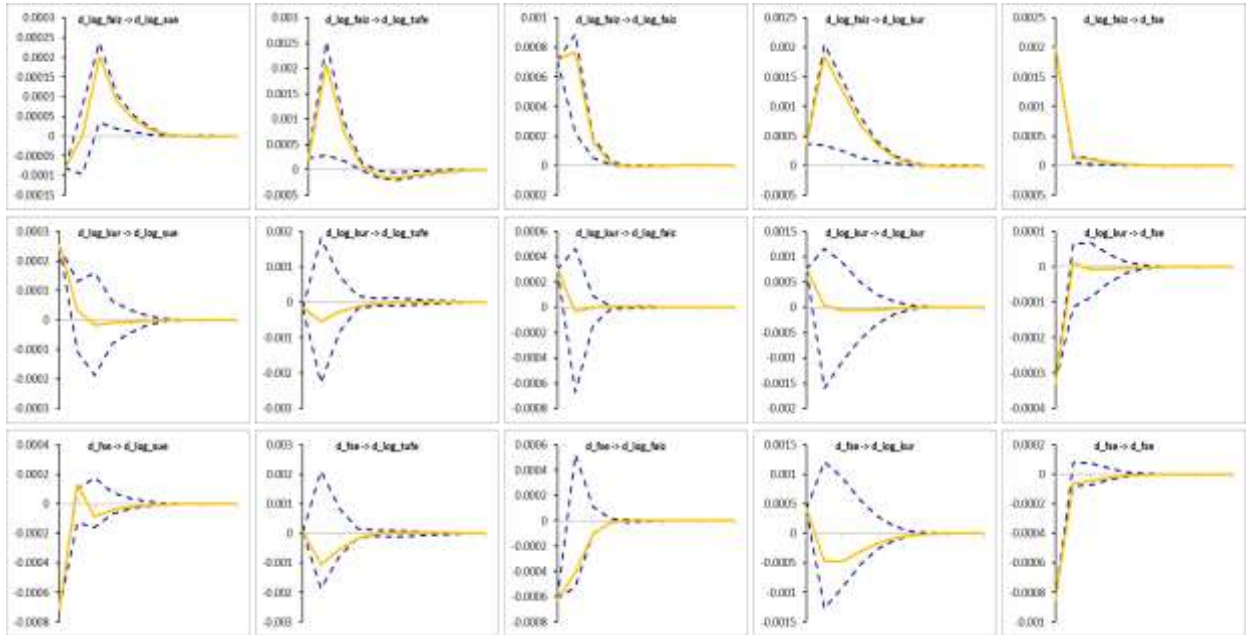


arttırarak tepki vereceği ve finansal istikrarı korumak için sıkılaştırıcı bir duruş sergileyeceği söylenebilir.

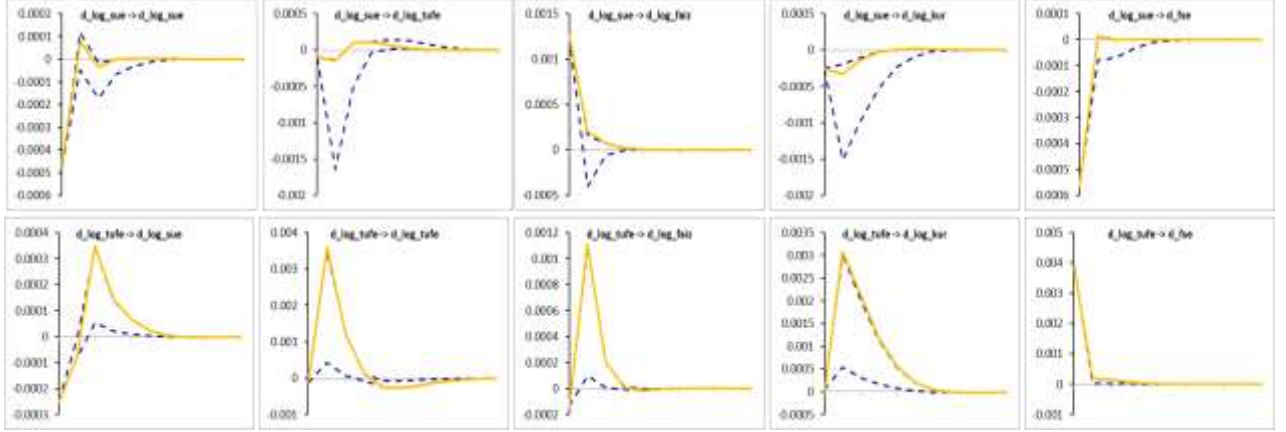
Grafik 3: Medyan Etki-Tepki Fonksiyonları: Tanımlı Olmayan (Kısıtsız) Şoklara Tepkiler



Grafik 4: Medyan Hedeflemesi ile Hesaplanan Etki-Tepki Fonksiyonları: Tanımlı (Kısıtlı) Şoklara Tepkiler



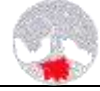
Modelin kilit değişkeni finansal stresle ölçülen finansal şoklardır. Olası bir finansal şok karşısında sanayi üretiminde hızlı ve derin bir daralma olacağı belirlenmiştir. Bu durum, finansal piyasalardaki belirsizliğin kredi arzını kısıtlaması ve yatırım iştahının azalmasına dayanan bir dizi mekanizma ile gerçekleşebilir. Öte yandan, finansal şok, yani finansal stresin artması, ülkeden hızlı ve masif sermaye çıkışlarına neden olacak gibi görünmektedir. Bu takdirde, kur riskindeki artışa dayalı kırılmalıklar makroekonomik istikrarı tehdit edecektir. Analizlerin bir sonraki adımında, kestirim varyans ayrıştırmaları yapılmıştır. Varyans ayrıştırmaları sonuçları, Tablo 8 ve Grafik 6'da sunulmuştur. Bu grafikler, modeldeki beş değişkenin (çıktı, enflasyon, faiz, kur ve finansal stres) kestirim hata varyansının hangi şoklar tarafından açıklandığını ortaya koymaktadır. Elde edilen bulgular, Türkiye ekonomisindeki makro-finansal geçişkenliğin baskın kanallarını net bir şekilde göstermektedir.


Grafik 5: Medyan Hedeflemesi ile Hesaplanan Etki-Tepki Fonksiyonları: Tanımlı Olmayan (Kısıtsız) Şoklara Tepkiler

Tablo 8: Kestirim Varyans Ayrıştırması Sonuçları*

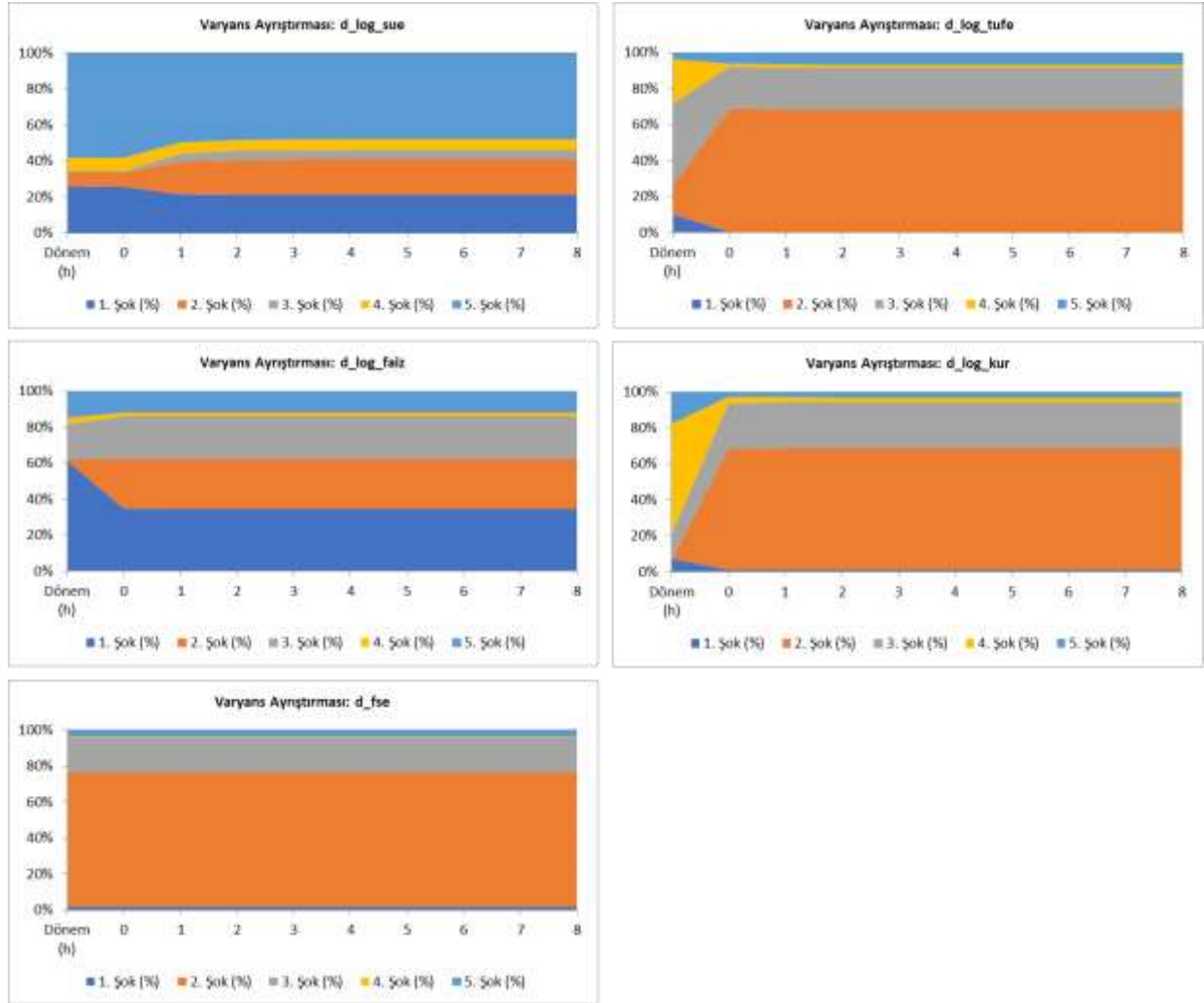
D(Log(SÜE))						D(Log(TÜFE))					
Dönem (h)	1. Şok (%)	2. Şok (%)	3. Şok (%)	4. Şok (%)	5. Şok (%)	Dönem (h)	1. Şok (%)	2. Şok (%)	3. Şok (%)	4. Şok (%)	5. Şok (%)
0	26.05295	7.383685	0.77487	7.354778	58.43372	0	10.22917	15.94563	45.33993	25.07221	3.413064
1	25.84224	7.844503	0.749048	7.238988	58.32523	1	0.173335	68.93287	23.14606	1.72761	6.020118
2	21.73748	18.13462	4.526532	6.086497	49.51486	2	0.204454	68.10981	23.11046	1.890266	6.685015
3	21.14043	19.51132	5.125129	5.927677	48.29544	3	0.263458	67.92856	23.05978	1.948910	6.799288
4	21.00596	19.81150	5.256802	5.894010	48.03173	4	0.284987	67.93550	23.05983	1.947659	6.772019
5	20.98954	19.84585	5.273092	5.890359	48.00116	5	0.288791	67.95287	23.07153	1.938638	6.748169
D(Log(Faiz))						D(Log(Kur))					
Dönem (h)	1. Şok (%)	2. Şok (%)	3. Şok (%)	4. Şok (%)	5. Şok (%)	Dönem (h)	1. Şok (%)	2. Şok (%)	3. Şok (%)	4. Şok (%)	5. Şok (%)
0	61.15264	0.694612	19.73973	3.518858	14.89416	0	7.043182	0.250494	14.30898	60.55956	17.83779
1	35.02979	27.16546	23.81137	1.985134	12.00824	1	1.212770	66.92809	25.13705	4.005046	2.717049
2	34.52469	27.57440	23.93047	1.950162	12.02029	2	0.920940	67.93667	25.39067	2.789920	2.961808
3	34.52710	27.56978	23.93093	1.950512	12.02168	3	0.843045	68.01084	25.45011	2.567302	3.128701
4	34.52585	27.57195	23.93016	1.950896	12.02114	4	0.827374	67.99111	25.46034	2.527931	3.193241
5	34.52524	27.57257	23.93003	1.951022	12.02113	5	0.826275	67.97906	25.46098	2.523813	3.209872
D(FSE)											
Dönem (h)	1. Şok (%)	2. Şok (%)	3. Şok (%)	4. Şok (%)	5. Şok (%)						
0	1.533493	75.02279	19.44923	0.518733	3.475751						
1	1.530491	74.98248	19.48317	0.517966	3.485893						
2	1.527688	74.96997	19.49685	0.517314	3.488183						
3	1.527081	74.96664	19.49963	0.517255	3.489393						
4	1.527015	74.96599	19.50003	0.517271	3.48969						
5	1.527019	74.96590	19.50006	0.517278	3.489742						

(*) Varyans ayrıştırmalarının sadece önemli olanları tabloya dahil edilmiştir.

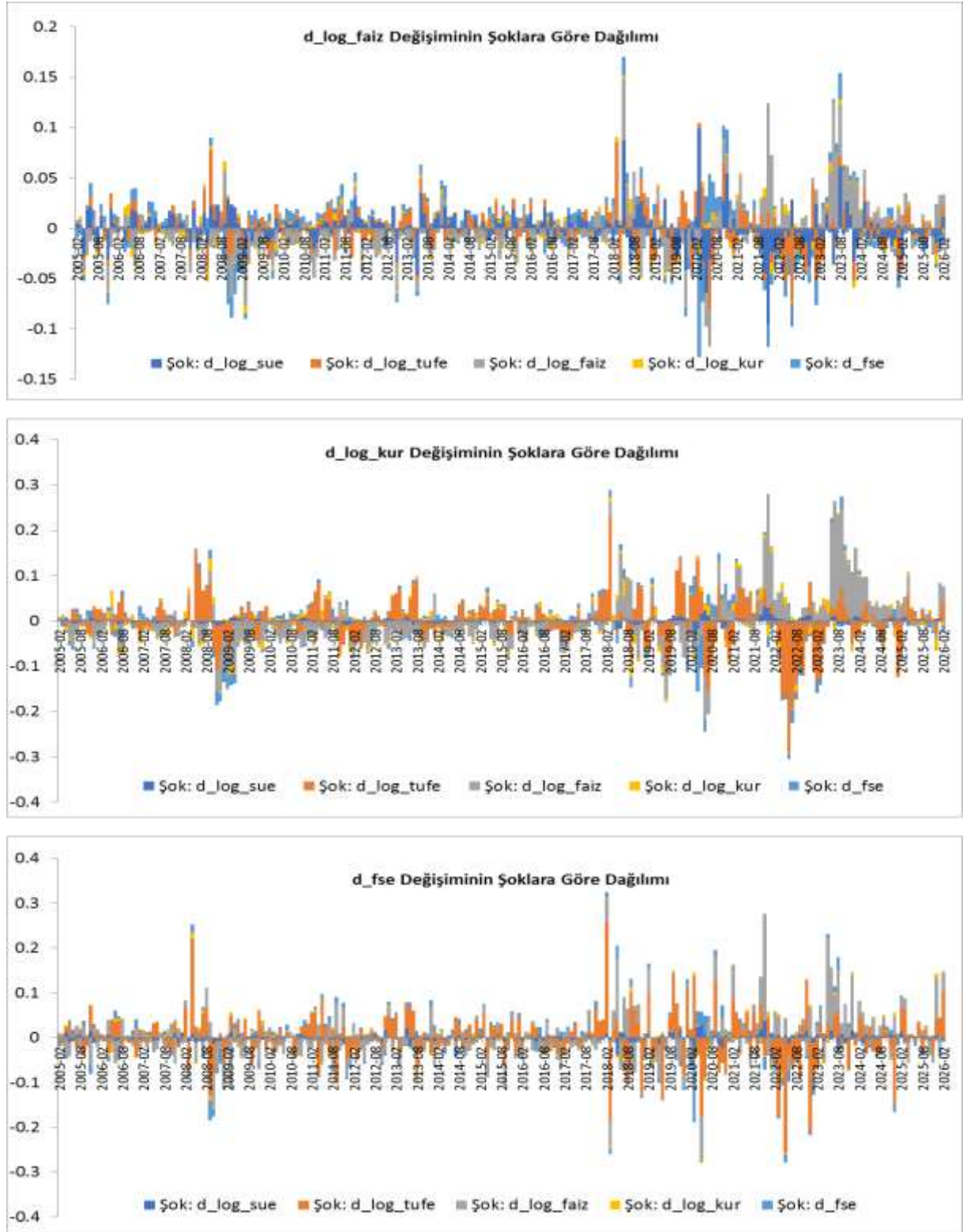
Enflasyonun varyans ayrıştırması, enflasyon oranlarındaki değişimin neredeyse %70'inin para politikası ve kur hareketleri tarafından açıklandığını ortaya koyar. Dolayısıyla, kalıcı bir fiyat istikrarı için kur ve faiz kanallarının belirleyici bir rolleri olduğu söylenebilir. Diğer taraftan, finansal stresin enflasyonun varyansının yaklaşık %23'ünü açıkladığı belirlenmiştir. Bu da finansal istikrarsızlığın sadece reel sektörü değil, fiyatlama davranışlarını da dolaylı yoldan (maliyet ve risk primleri üzerinden) önemli ölçüde etkilediğini göstermektedir.



Grafik 6: Kestirim Varyans Ayrıştırması Sonuçları



Reel çıktı düzeyi (sanayi üretimi) açısından şokların dağılımı oldukça dengelidir. Üretimdeki dalgalanmaların yaklaşık %48 toplam arz, %20'si ise toplam talep kaynaklıdır. Para politikası ve kur şokları, çıktı varyansının %25'ini belirlemektedir. Bu, finansal koşullardaki bozulmaların reel sektör üzerinde doğrudan bir daraltıcı etkisi olduğunu gösterir.


Grafik 7: Tarihsel Ayrıştırma: Tanımlı (Kısıtlı) Şoklar


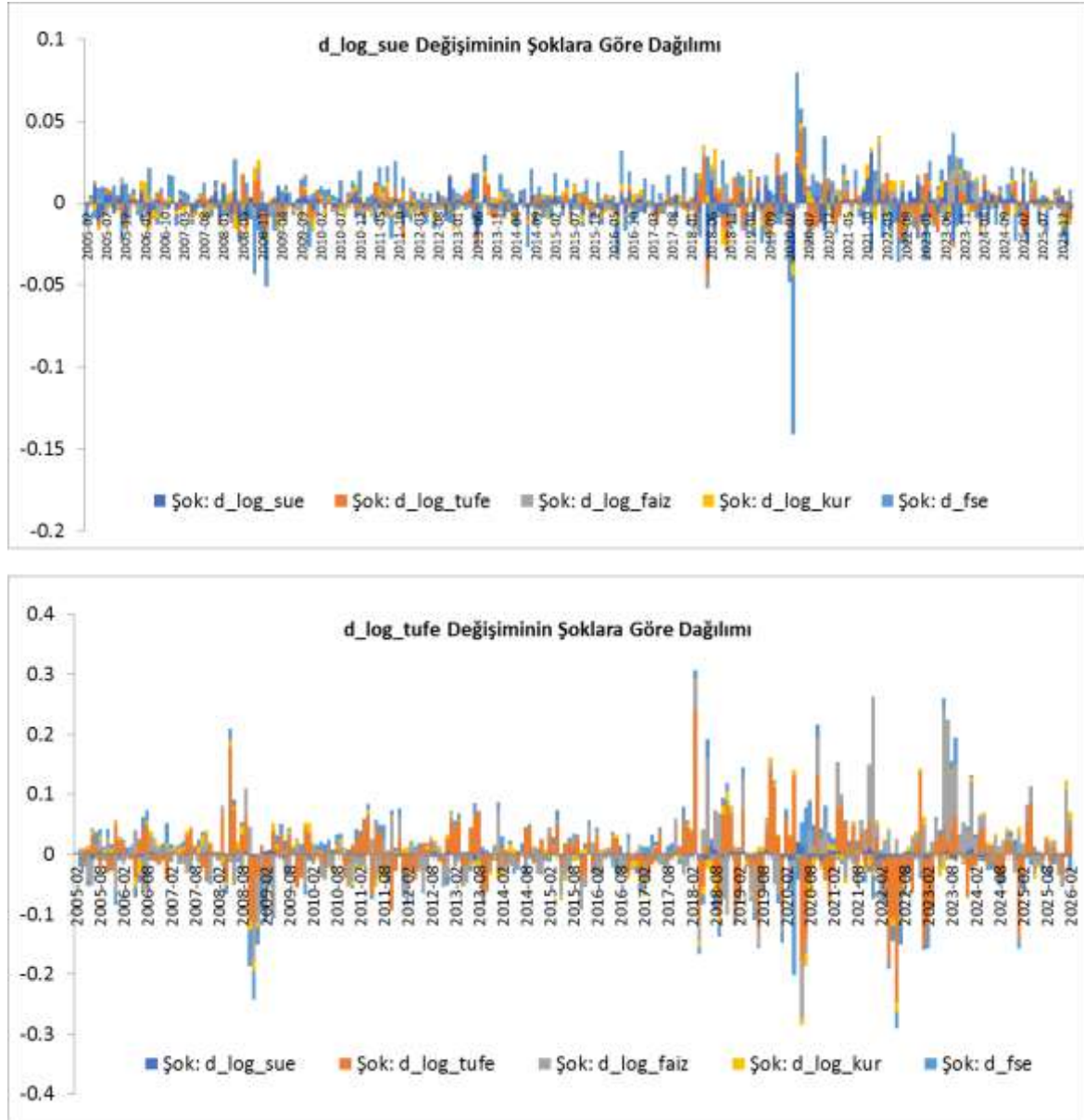
Finansal stres düzeyi ise, para ve kur hareketlerinden önemli oranda etkilenmektedir. Özellikle kurların finansal stresin varyansının %75'ini açıkladığı belirlenmiştir. Bu durum, finansal stresin Türkiye ekonomisinde büyük oranda döviz kuru ve para politikası gelişmelerine



endojen olarak tepki verdiğini göstermektedir. Finansal stres, kurdaki dalgalanmalardan beslenen bir yapı sergilemektedir.

Buraya dek elde edilen bulgular değerlendirildiğinde, fiyat istikrarının büyük oranda döviz kuru ve finansal koşullara duyarlı olduğu; reel büyümenin ise hem arz yönlü yapısal unsurlardan hem de finansal sıkılaştırma kanallarından beslendiği söylenebilir.

Grafik 8: Tarihsel Ayrıştırma: Tanımlı Olmayan (Kısıtsız) Şoklar



Analizlerin son aşamasında, tarihsel ayrıştırma yapılmış ve her bir değişkenin (örneğin enflasyonun) gerçekleşen değerinin, geçmişte hangi şoklar tarafından (finansal stres, kur, para politikası vb.) yönlendirildiğini dönem bazında incelenmiştir. Grafik 7’de kısıt uygulanan değişkenler için, Grafik 8’de de kısıtlanmayan değişkenler için tarihsel ayrıştırma sonuçları sunulmuştur. Bu çerçevede, üretimdeki negatif sapmaların genellikle finansal stres ve kur şoklarıyla eşleştiği görülmüştür. Finansal stresin artmasının, Türkiye’de banka baskın bir



finansal sistem olması nedeniyle kredi daralması kanalıyla çıktı düzeyi üzerinde etkili olduğuna inanılmaktadır. Enflasyon, özellikle kur oynaklığının arttığı ve faiz şokları ile buna tepki verilen dönemlerde yükselmektedir. Bu da Türkiye’de kur kaynaklı fiyat artışlarının önemine ve para politikasının buna verdiği gecikmeli tepkilere işaret etmektedir.

Finansal stres, 2018 ve 2021’deki önemli kur şokları ve 2020’deki Pandemi gibi olaylarda ciddi artışlar göstermiştir. Bunda kendi iç dinamikleri kadar kur şoklarının da etkili olduğu saptanmıştır. Özellikle 2018 ve 2021’deki büyük sapmalar, kur şokunun finansal stresi arttıran ana faktör olduğunu kanıtlar niteliktedir.

Yapılan tarihsel ayrıştırılmalar ışığında, bazı dönemlerde tüm şokların aynı yönde birleştiği görülmektedir. bu ekonominin türbülansa girdiği dönemleri temsil etmektedir. Böyle dönemlerde şoklar birbirlerini beslemektedir. 2008 küresel krizi, 2018 ve 2021 kur şokları, 2020’deki pandemi bu tür toplu hareketlerin gözlemlendiği dönemlerdir. Merkez bankasının tarihsel olarak şoklara ne kadar “proaktif” veya “reaktif” tepki verdiği incelendiğinde, enflasyon dönemlerinde sıkı para politikalarının yeterince uygulanmadığı, genişlemeci bir duruş sergilendiği görülmektedir.

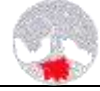
Tarihsel ayrıştırma bulguları, Türkiye’de finansal stres ve döviz kuru şoklarının adeta “ikiz şoklar” gibi hareket ettiğini göstermektedir. Yapısal dönüşüm dönemlerinde (özellikle 2018 ve 2021 sonrası), para politikasının (faiz şokları) kur üzerindeki dengeleyici rolünün zayıfladığı gözlenir. Böyle dönemlerde, finansal stresin reel sektör üzerindeki daraltıcı etkisi iyiden iyiye artmaktadır. Bu durum, bizi fiyat istikrarı sağlanmadan finansal istikrarın sürdürülemeyeceği sonucuna götürür.

4. SONUÇ

Bu çalışmada, Türkiye ekonomisinde finansal stres ile önemli makro-finansal değişkenler arasındaki dinamik etkileşimler araştırılmış ve bu amaçla işaret sınırlandırılmı yapısal VAR modeline dayalı analizler yapılmıştır. Yapılan analizler hem kısa dönemli dinamikler hem de şokların iletim mekanizmaları hakkında bazı değerli bulgular ortaya koymuştur.

Analiz sonuçları, Türkiye ekonomisinde makro-finansal değişkenler arasında güçlü ve çok boyutlu bir etkileşim olduğunu göstermektedir. Özellikle döviz kuru ve enflasyon arasındaki yüksek korelasyon ve varyans ayrıştırması bulguları, kur geçişkenliğinin fiyatlandırma davranışları üzerindeki belirleyici rolünü açık biçimde ortaya koymaktadır. Döviz kurunda meydana gelen şokların enflasyon üzerinde hızlı ve güçlü etkiler yaratması, üretim yapısının ithal girdilere bağımlılığı ile uyumlu bir bulgudur. Bu durum, fiyat istikrarının sağlanmasında kur istikrarının kritik bir ön koşul olduğunu göstermektedir.

Para politikası şoklarının etkileri incelendiğinde, sıkılaştırıcı bir para politikası uygulanmasının döviz kuru üzerinde hızla, enflasyon üzerinde ise gecikmeli fakat kalıcı bir düşüş etkisi yarattığı görülmüştür. Bu bulgu, faiz kanalı ile birlikte kur kanalı üzerinden işleyen geleneksel para politikası aktarım mekanizmasının Türkiye ekonomisinde geçerli olduğunu teyit etmektedir. Ancak tarihsel ayrıştırma sonuçları, özellikle belirli dönemlerde para politikasının yeterince proaktif olmadığını ve enflasyonist baskılara karşı gecikmeli tepkiler verdiğini göstermiştir.



Finansal stres şoklarının reel ekonomi üzerindeki etkileri oldukça belirgindir. Finansal stresin artması, kredi arzını daraltarak yatırım ve üretim üzerinde güçlü bir daraltıcı etki yaratmaktadır. Bu durum, Türkiye’de finansal sistemin büyük ölçüde banka temelli bir yapıya sahip olmasıyla doğrudan ilişkilidir. Ayrıca finansal stresin döviz kuru üzerindeki etkileri, sermaye çıkışları ve risk algısındaki bozulmalar yoluyla makroekonomik istikrarı tehdit eden bir unsur olarak öne çıkmaktadır. Varyans ayrıştırması bulguları da finansal stresin önemli ölçüde döviz kuru hareketlerinden beslendiğini ve bu iki değişkenin birlikte hareket ettiğini göstermektedir.

Çalışmanın bir diğer önemli bulgusu, incelenen değişkenlerin bazıları arasında uzun dönemli ilişkilerin (eşbütünleşme) varlığıdır. Bu durum, söz konusu değişkenlerin yalnızca kısa dönemli şoklarla değil, aynı zamanda uzun dönemli denge ilişkileri çerçevesinde birlikte belirlendiğini göstermektedir. Dolayısıyla Türkiye ekonomisinde makro-finansal istikrarın sağlanabilmesi için politikaların sadece kısa vadeli dalgalanmalara değil, aynı zamanda bu uzun dönemli yapısal ilişkilere de odaklanması gerekmektedir. Ancak çalışma kısa vadeli gelişmelere odaklandığından, konunun bu yönüne dair daha detaylı analizler yapılmamış ve bu daha sonraki çalışmalara bırakılmıştır.

Elde edilen bulgular ışığında bazı temel politika çıkarımları yapılabilir. Öncelikle, fiyat istikrarının sağlanabilmesi için döviz kuru oynaklığının azaltılması kritik öneme sahiptir. Bu bağlamda, para politikasının güvenilirliği ve öngörülebilirliği artırılmalı, gerektiğinde makro-ihiyati politikalarla desteklenmelidir. İkinci olarak, finansal stresin reel ekonomi üzerindeki olumsuz etkilerini sınırlayabilmek için bankacılık sektörünün sermaye yapısının güçlendirilmesi ve finansal sistemin şoklara karşı dayanıklılığının artırılması gerekmektedir. Üçüncüsü de finansal stres ve kur şoklarının birlikte hareket etme eğilimi dikkate alındığında, para politikası ile finansal istikrar politikaları arasında güçlü bir eşgüdüm sağlanmalıdır.

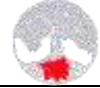
Özetle, bu çalışma, Türkiye ekonomisinde finansal stres, döviz kuru ve para politikası arasındaki etkileşimlerin makroekonomik istikrar açısından kritik olduğunu ortaya koymaktadır. Bu bağlamda, fiyat istikrarı ile finansal istikrarın birbirinden bağımsız hedefler olmadığı, aksine birbirini tamamlayan politika alanları olduğu söylenebilir. Gelecek çalışmaların, bu ilişkileri doğrusal olmayan modeller veya rejim değişimi çerçevesinde incelemesi, elde edilen bulguların daha da derinleştirilmesine katkı sağlayacaktır.

REFERENCES

- Abbate, A., Eickmeier, S., ve Prieto, E. (2016). Financial shocks and inflation dynamics (No. 41/2016). Deutsche Bundesbank Discussion Paper.
- Alessandri, P., ve Mumtaz, H. (2019). Financial regimes and uncertainty shocks. *Journal of Monetary Economics*, 101, 31-46. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2018.05.001>
- Antolin-Diaz, J., ve Rubio-Ramirez, J. F. (2018). Narrative sign restrictions for SVARs. *American Economic Review*, 108(10), 2802–2829. <https://doi.org/10.1257/aer.20161852>
- Balakrishnan, R., Danninger, S., Elekdag, S., ve Tytell, I. (2009). The transmission of financial stress from advanced to emerging economies (No. 09/133). IMF Working Paper.



- Balakrishnan, R., Danninger, S., Elekdag, S., ve Tytell, I. (2011). The transmission of financial stress from advanced to emerging economies. *emerging markets finance and trade*, 47(2), 40 - 68. <https://doi.org/10.2753/REE1540-496X4703S203>
- Boeckx, J., Dossche, M., ve Peersman, G. (2017). Effectiveness and transmission of the ECB's balance sheet policies. *International Journal of Central Banking*, 13(1), 297-333.
- Caldara, D., Fuentes-Albero, C., Gilchrist, S., ve Zakrajšek, E. (2016). The macroeconomic impact of financial and uncertainty shocks. *European Economic Review*, 88, 185-207. <https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2016.02.020>
- Cardarelli, R., Elekdag, S., ve Lall, S. (2009). Financial stress, downturns, and recoveries (No. 09/100). IMF Working Paper.
- Çamlıca, F. ve Güneş, D. (2016). Türkiye'de Finansal Stresin Ölçülmesi: Yöntemsel Bir Karşılaştırma. TCMB, Ekonomi Notları, Sayı 2016-6, Mart.
- Elekdag, S. ve Kanlı, İ.B. (2010). Finansal stres ve iktisadi faaliyet. TCMB, Ekonomi Notları, Sayı 2010-6, Nisan.
- Forni, M., ve Gambetti, L. (2010). The dynamic effects of monetary policy: A structural factor model approach. *Journal of Monetary Economics*, 57(2), 203-216. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2009.11.009>
- Giannellis, N., ve Tzanaki, M.-A. (2025). Macroeconomic responses to financial stress shocks: Evidence from the US and the Eurozone. *International Economics*, 181, 100573. <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2024.100573>
- Kaya, E. ve Kılınc, A. (2017). Türkiye için finansal sıkıntı endeksinin ölçümü ve finansal sıkıntı endeksinin reel ekonomik faaliyetler ile ilişkisi. *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 18(1), 57-70. <https://izlik.org/JA62LP35XN>
- Illing, M. ve Liu, Y. (2006). Measuring financial stress in a developed country: An application to Canada. *Journal of Financial Stability*, 2, 243-265. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2006.06.002>
- Mallick, S. K., ve Sousa, R. M. (2013). The real effects of financial stress in the Eurozone. *International Review of Financial Analysis*, 30, 1-17. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2013.05.003>
- Meinen, P., ve Roehe, O. (2018). To sign or not to sign? On the response of prices to financial and uncertainty shocks. *Economics Letters*, 171, 189-192. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2018.07.045>
- Özaytürk, G. (2023). Finansal stresin merkez bankası kararları üzerine etkisi: Türkiye örneği. *Uluslararası Akademik Birikim Dergisi*, 6(4), 528-537.
- Özdemir, H. (2024). Finansal stresin Türk bankacılık, sigorta, finansal kiralama, finansal sektör endeksleri ve döviz piyasası üzerine yayılma etkisi. *Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi*, 59(1), 468-487. <https://doi.org/10.15659/3.sektor-sosyal-ekonomi.24.02.2330>
- Rubio-Ramirez, J. F., Waggoner, D. F., ve Zha, T. (2010). Structural vector autoregressions: Theory of identification and algorithms for inference. *Review of Economic Studies*, 77(2), 665-696. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2009.00578.x>
- 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. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2004.05.007>



- Wichmann, R. M., Cordeiro, W., ve Caldeira, J. F. (2024). How financial stress can impact fiscal and monetary policies: Threshold VAR analysis for Brazilian economy. *Econometrics*, 12(37). <https://doi.org/10.3390/econometrics12040037>

Ek Tablo 1: Johansen Eşbütünlük Testi Sonuçları

1. Rank Testi (İz)	Hipotez / Değişken	İstatistik (p Değ.)	Kritik Değer (0.05)	Log. Olab. Or.
	r=0 (Hiçbiri)*	106.07 (0.000)	69.81	3390.288
	r≤1 (En az 1)*	64.24 (0.000)	47.85	3406.809
	r≤2 (En az 2)*	31.20 (0.034)	29.79	3417.928
2. Rank Testi (En Yüksek Özdeğer)				
	r=0 (Hiçbiri)*	41.83 (0.004)	33.87	
	r≤1 (En az 1)*	33.04 (0.009)	27.58	
	r≤2 (En az 2)*	22.23 (0.034)	21.13	
3. Uzun Dönem Katsayıları (Log(SÜE) üzerine normalize edilmiş)				
	Değişken	Katsayı (β)	Std. Hata	t İstat.
	Log(TÜFE)	-1.92220	0.4587	-4.1905 ***
	Log(Faiz)	-1.91130	0.3388	-5.6414 ***
	Log(Kur)	0.10680	0.3212	0.3325
	FSE	1.17210	0.1984	5.9078 ***
4. Hata Düzeltme Terimi				
	Değişken	Katsayı (α)	Std. Hata	t İstat.
	D(Log(SÜE))	-0.09648	0.0233	-4.1409 ***

(*) sembolü başarılı eşbütünlük ilişkilerini, (***) sembolü ise %1 düzeyinde anlamlı t istatistiklerini gösterir.