



## Küresel Risk, Brüt Portföy Giriřleri ve Aktif Fiyatları: Türkiye Örneđi

Cemil VARLIK\*

### Öz

Bu makalede Türkiye ekonomisinin 2003:Q1-2019:Q4 dönemine ait verileri kullanılarak küresel risk, brüt portföy giriřleri ve aktif fiyatları arasındaki dinamik iliřki yapısal vektör otoregresif model yardımıyla incelenmektedir. Etki-tepki analizinin bulguları, pozitif volatilité endeksi (VIX) řokuna brüt portföy giriřlerinin ve Borsa İstanbul (BIST) 100 reel getiri endeksinin iki çeyrek dönemde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı tepki verdiđini göstermektedir. Pozitif bir portföy giriři řoku ise, reel efektif döviz kuru ve Borsa İstanbul reel getiri endeksi üzerinde bir çeyrek dönem pozitif ve anlamlı etki yaratmaktadır. İlave olarak, borsa getiri endeksi reel efektif döviz kuru řokuna bir çeyrek dönem pozitif ve anlamlı tepki vermektedir. Bu bulgular, küresel risk řoklarının Türkiye ekonomisinde aktif fiyatları üzerinde yarattığı yayılma etkilerinin aktarımında brüt portföy giriřlerinin önemli bir rolü olduđunu ispatlamaktadır.

**Anahtar Kelimeler:** Küresel Risk; Brüt Portföy Akımları; Aktif Fiyatları; Döviz Kuru.

**Makalenin Türü:** Arařtırma Makalesi.

## Global Risk, Gross Portfolio Inflows, and Asset Prices: The Case of Turkey

### Abstract

In this article, using the data of the Turkish economy for the period 2003:Q1-2019:Q4, the dynamic relationships among global risk, gross portfolio inflows and asset prices are examined with a structural vector autoregressive model. The findings of impulse-response analysis show that the gross portfolio inflows and the Borsa İstanbul (BIST) 100 real return index give a negative and statistically significant response to a positive volatility index (VIX) shock in two quarters. A positive portfolio inflow shock, on the other hand, has a positive and significant effect on the real effective exchange rate and the Borsa İstanbul real return index for one quarter. In addition, the stock market return gives a positive and significant response to a real effective exchange rate shock for one quarter. These findings prove that gross portfolio inflows play an important role in transmitting the spillover effects of global risk shocks on asset prices in the Turkish economy.

**Keywords:** Global Risk; Gross Portfolio Flows; Asset Prices; Exchange Rate.

**Article Type:** Research Article.

---

\* Doç. Dr., Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, cemil.varlik@hbv.edu.tr, ORCID ID: 0000-0001-9977-2876

## 1. GİRİŞ

Günümüzün artan finansal entegrasyon ortamında sınır ötesi finansal işlemlerin giderek yaygınlaşması, uluslararası şokların ülkeler arasında hızlı bir biçimde yayılma etkileri yaratmasına sebep olmaktadır. Özellikle küresel riskteki değişimler, uluslararası yatırımcıların kararları üzerinde etkili olmak suretiyle gelişen piyasa ekonomilerindeki finansal koşulları önemli ölçüde belirlemektedir (Bhattarai, Chatterjee ve Park, 2020). Küresel riskin ölçümünde kullanılan en önemli göstergelerden birisi, Chicago opsiyon borsasındaki oynaklığı gösteren VIX endeksidir (Forbes ve Warnock, 2012; Bekaert, Hoerova ve Lo Duca, 2013; Rey, 2015). Rey (2015), VIX endeksindeki dalgalanmaların, uluslararası sermaye akımlarında, kredilerde ve aktif fiyatlarında ortak hareketlere yol açarak küresel bir finansal çevrimi yönlendirdiğini vurgulamaktadır. Buna göre küresel risk algısının düştüğü dönemlerde, uluslararası yatırımcılar yüksek getirili ve yüksek riskli gelişen piyasa aktiflerine yönelik yatırımlarını artırmaktadır (Anaya, Hachula ve Offermanns, 2017). Böyle olunca gelişen piyasa ekonomilerine yönelik artan sermaye girişleri, söz konusu ekonomilerde yurtiçi kredi genişlemelerine, yerli paraların aşırı değer kazanmasına ve aktif fiyatlarında aşırı artışlara eşlik edebilmektedir. Finansal kırılganlıkların arttığı böyle bir ortamda, küresel koşulların değişmesine bağlı olarak sermaye akımlarının aniden tersine dönmesi sonucunda, kredi genişlemesi ve aktif fiyatlarındaki artışlar daralma aşamasına dönebilmektedir (Taguchi, Sahoo ve Nataraj, 2015). Bu yüzden küresel risk algısındaki düşüşten kaynaklanan yoğun sermaye girişleri, gelişen piyasa ekonomilerinde aktif fiyatlarındaki dalgalanmaların yarattığı finansal risklerin artmasına ve bir krizle sonuçlanabilecek genişleme-daralma çevrimlerinin ortaya çıkmasına yol açabilmektedir. Dolayısıyla küresel risk şoklarının ülkeler arasında yarattığı yayılma etkilerinin aktarımında sermaye akımlarının önemli rol oynadığını belirtmek gerekir (Ananchotikul ve Zhang, 2014). Bu açıdan bakıldığında küresel risk, sermaye akımları ve aktif fiyatları arasındaki etkileşimin önemi anlaşılmaktadır.

Bu çalışmanın amacı, Türkiye ekonomisinin 2003:Q1-2019:Q4 dönemine ait verilerini kullanarak küresel risk, yabancı sermaye girişleri ve aktif fiyatları arasındaki dinamik ilişkiyi yapısal vektör otoregresif (SVAR) model yardımıyla ortaya koymaktır. Çalışmada küresel riskin göstergesi olarak VIX endeksi kullanılırken, yurtiçi aktif fiyatlarına ilişkin reel efektif döviz kuru endeksi ve Borsa İstanbul (BİST) 100 reel getiri endeksi ele alınacaktır. VIX endeksinin yurtiçi aktif fiyatları üzerinde yaratması muhtemel etkilerin aktarım mekanizmasını takip edebilmek için brüt portföy (tahvil ve hisse senedi) girişleri kullanılacaktır. Söz konusu aktarım mekanizmasını belirlemek için sermaye akımlarının bileşenleri arasından brüt portföy girişlerinin tercih edilmesinin gerekçesi, Shin (2013) ve Anaya vd. (2017) çalışmalarının bulgularına dayanmaktadır<sup>1</sup>. Shin (2013), 2008 Küresel Finans Krizinin ortaya çıkışından itibaren gelişen piyasalara yönelik sermaye akımlarının içinde portföy (tahvil ve hisse) akımlarının payının giderek arttığını göstermektedir. Ayrıca Anaya vd. (2017), VIX endeksinde ortaya çıkan değişimlerin gelişen piyasaların aktif fiyatları üzerinde yarattığı yayılma etkilerinin aktarımında portföy akımlarının çok önemli rol oynadığını kanıtlamaktadır. Diğer taraftan net portföy girişleri yerine brüt portföy girişlerinin kullanılmasının iki sebebi vardır. Birincisi, son yıllarda brüt girişler ile brüt çıkışlar arasındaki birlikte hareketin artması nedeniyle, brüt akımların net akımlara göre daha oynak ve istikrarsız hale geldiği gözlenmektedir (Forbes ve Warnock, 2012; Ledochowski ve Zuk, 2022). Bu koşullar altında net girişlerde herhangi bir oynaklık olmadan, brüt girişlerdeki oynaklığın finansal değişkenlerde önemli dalgalanmalara yol açması muhtemeldir. Dolayısıyla brüt sermaye girişlerinin finansal değişkenlerdeki hareketlerin daha güvenilir bir göstergesi olduğu söylenebilir. İkincisi, ampirik bulgular brüt sermaye girişlerinin, küresel şoklardan kaynaklanan yayılma ve bulaşma etkilerinin ülkeler

<sup>1</sup> Brüt sermaye girişleri, yabancı yatırımcıların yurtiçi aktif alım-satımlarının net değeridir. Brüt sermaye çıkışları ise, yerleşik yatırımcıların yurtdışı aktif alım-satımlarının net değeridir. Dolayısıyla brüt girişler (çıkışlar), yabancılar (yerleşikler) tarafından gerçekleştirilen işlemlere işaret eder. Bu yüzden çalışmada brüt portföy girişleri ve yabancı portföy girişleri aynı anlamda kullanılmıştır.

arasındaki aktarımında ve genişletilmesinde kilit rol oynadığını göstermektedir (BIS, 2021; Davis, Valente ve Wincoop, 2021).

Bu çalışma literatürün üç koluyla ilişkilidir. Literatürün birinci kolu, sermaye akımlarının küresel (iten) ve yurtiçi (çeken) belirleyicilerini araştırmaktadır. Söz konusu literatürde küresel risk algısının, gelişen piyasa ekonomilerine yönelik sermaye girişlerini yönlendirmede en önemli iten faktörlerden biri olduğu gösteren çok sayıda çalışma göze çarpmaktadır (Forbes ve Warnock, 2012; Fratzscher, 2012; Ahmed ve Zlate, 2014; Nier, Sedik ve Mondino, 2014; Koepke, 2019). Bu makalenin bulguları, VIX endeksindeki artışların Türkiye ekonomisine dönük brüt portföy girişleri üzerinde negatif etki yarattığını kanıtlayarak, önceki çalışmaların bulgularına paralel sonuçlar ortaya koymaktadır. Literatürün ikinci kolu, sermaye akımlarındaki ve aktif fiyatlarındaki değişmelerin ülkeler arasında ortak hareketini vurgulayan küresel finansal çevrime ilişkindir. Söz konusu literatürde, gelişmiş ülkelerin para politikalarındaki ve/veya küresel likiditedeki değişmelerin, uluslararası yatırımcıların risk algısını değiştirmek suretiyle, gelişen piyasa ekonomilerinin sermaye girişlerini ve aktif fiyatlarını etkilediği ifade edilmektedir. Bu çerçevede küresel risk ile yurtiçi aktif fiyatları arasındaki ilişki araştırılmaktadır. Konuya dair birçok ampirik çalışmada, küresel risk ile gelişmekte olan ülkelerin aktif fiyatları arasında negatif ilişki olduğu bulgusuna ulaşılmaktadır (Ananchotikul ve Zhang, 2014; Rey, 2015; Yıldırım, 2016; Bhattarai vd., 2020). Bu makalenin sonuçları, küresel risk şoklarının Türkiye ekonomisinde hisse senedi fiyatları üzerinde anlamlı etkiye sahip olduğunu göstererek, ilgili literatürün bulgularını doğrulamaktadır. Literatürün üçüncü kolu ise, sermaye girişlerinin yurtiçi aktif fiyatları üzerindeki etkilerini ele almaktadır. Teorik olarak sermaye girişlerinin (özellikle portföy yatırımlarının) aktif fiyatları üzerinde dolaysız ve dolaylı olarak etki yaratacağı iki kanal olduğu söylenebilir (Taguchi vd., 2015). Dolaysız kanal, sermaye girişlerinin doğrudan aktif talebini ve böylece aktif fiyatlarını değiştirmesi yoluyla işlerken; dolaylı kanal ise, sermaye girişleri karşısında merkez bankasının döviz piyasasına müdahalesi sonucunda para arzında ve likiditede artış olması ve artan likiditenin de aktif talebini artırması yoluyla çalışabilir. Üstelik düzenlemelerin yetersiz olduğu finansal piyasalara sahip gelişen piyasa ekonomilerde, sermaye akımları ile aktif fiyatları arasındaki karşılıklı ilişki, aktif fiyatlarında aşırı artışlarla da sonuçlanabilir (Caballero ve Krishnamurthy, 2006; Aoki, Benigno ve Kiyotaki, 2009). Konuya ilişkin ampirik çalışmalar, sermaye girişleri ile döviz kurları ve hisse senedi fiyatları arasında pozitif ilişki olduğunu göstermektedir (Kim ve Yang, 2011; Tillmann, 2013; Jongwanich ve Kohpaiboon, 2013; Davis, 2015). Bu makalenin bulguları, Türkiye ekonomisinde ele alınan dönemde brüt portföy girişi şoklarının, reel efektif döviz kuru ve reel hisse senedi fiyatları üzerinde güçlü ve anlamlı etki yarattığını ispatlamaktadır.

Bu makalenin literatüre iki yönden katkı yapacağı düşünülmektedir. Birincisi, Türkiye ekonomisi için yapılmış olan birçok çalışmada, VIX endeksi ile yurtiçi aktif fiyatları arasındaki ilişki genellikle eşbütünlük ve nedensellik analizi yapılarak ortaya konulmuştur<sup>2</sup>. Ancak bu çalışmalarda VIX endeksindeki değişmelerin yurtiçi aktif fiyatları üzerinde yarattığı etkilerin hangi kanaldan ortaya çıktığına dair bulgular zayıf kalmaktadır. Bu makalede VIX endeksi ile yurtiçi aktif fiyatları arasındaki ilişkinin aktarım mekanizmasında brüt portföy girişlerinin önemli bir rol oynadığı hipotezi ele alınmaktadır. Bu hipotezin test edilmesi amacıyla VIX endeksindeki değişmeler ile yurtiçi aktif fiyatları arasındaki bağlantıyı kurmak üzere brüt portföy girişlerinin dâhil edildiği bir SVAR modeli kullanılmaktadır. Küresel risk göstergesi (VIX), brüt portföy girişleri ve aktif fiyatlarını (reel döviz kuru ve reel hisse fiyatları) içeren dört değişkenli bir SVAR modeli sayesinde, küresel risk şoklarının yurtiçi aktif fiyatları üzerindeki etkilerinin aktarım mekanizmasında yabancı portföy girişlerinin rolünün açıklığa kavuşturulması amaçlanmaktadır. Konuya dair önceden yapılmış çalışmalarda, VIX endeksinin

<sup>2</sup> VIX endeksi ile yurtiçi finansal değişkenler arasındaki ilişkiyi inceleyen literatür taraması için Akdağ (2019) ve İltaş ve Güzel (2021) çalışmalarına bakılabilir.

döviz kurları ve aktif fiyatları üzerindeki etkileri çeşitli ampirik yöntemlerle belirlenmiş olsa da, küresel risk ile yurtiçi aktif fiyatları arasındaki aktarım sürecinde bağlantıyı kuran yabancı portföy yatırımlarının rolü ön plana çıkmamaktadır.

Bu makalenin ikinci katkısı, Türkiye ekonomisinin bir SVAR modeli çerçevesinde, yurtiçi aktif fiyatları üzerinde VIX ve yabancı portföy girişi şoklarının etkilerinin ayrıştırılmış olarak ortaya konulması olacaktır. Konuya dair VAR modeli kullanılarak yapılmış bazı çalışmalarda (Yıldırım, 2016; Sarıtaş ve Nazlıoğlu, 2019) VIX şoklarının aktif fiyatları üzerindeki etkileri, başka bazı çalışmalarda (Gümüş, Duru ve Güngör, 2013; Berument, Denaux ve Emirmahmutoğlu, 2015; Şenol ve Koç, 2018; Usta, 2021) sermaye girişi şoklarının aktif fiyatları üzerindeki etkileri ele alınmıştır. Ancak hem VIX şoklarının hem de sermaye girişi şoklarının aktif fiyatları üzerindeki etkilerinin aynı yapısal model içerisinde ayrıştırılmasının, ele alınan değişkenler arasındaki etkileşimin daha açık biçimde ortaya çıkarılması açısından önemli olduğunu belirtmek gerekir. Zira küresel risk algısı, sermaye akımlarını yönlendirmek suretiyle yurtiçi aktif fiyatlarını etkileyebileceği gibi; örneğin yerli yatırımcılar üzerindeki psikolojik etkiler gibi sermaye akımları dışındaki kanallar yoluyla da aktif fiyatlarını etkileyebilir (Ananchotikul ve Zhang, 2014). Bu nedenle hem küresel risk hem de sermaye akımı şoklarının aynı modelde aktif fiyatlarını etkilemesine izin vermek, söz konusu kanalların belirlenmesi açısından anlamlı olacaktır.

Bu makalenin ikinci bölümünde konuya dair çalışmalarda ulaşılan ampirik sonuçlar ele alınacaktır. Üçüncü bölümde yapısal VAR modeli tanıtıldıktan sonra çalışmada kullanılacak veriler açıklanacaktır. Dördüncü bölümde Türkiye ekonomisi için oluşturulmuş olan model çerçevesinde etki-tepki ve varyans ayrıştırması analizlerinden elde edilen bulgulara yer verilecektir. Makale sonuç bölümünde yapılacak değerlendirme ile sonlandırılacaktır.

## 2. LİTERATÜR

Bu makaledeki küresel risk algısı, portföy girişleri ve yurtiçi aktif fiyatları arasındaki etkileşim ile ilişkili olan ve bu etkileşimi vektör otoregresif model kullanarak araştıran ampirik çalışmalar iki grup halinde ele alınabilir. Birinci gruptaki çalışmalar, küresel risk ile aktif fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemektedir. İkinci gruptaki çalışmalar ise, sermaye akımları ile aktif fiyatları arasındaki ilişkiyi araştırmaktadır.

### 2.1. Küresel Risk ve Aktif Fiyatları

Yıldırım (2016), küresel finansal koşulların beş gelişen piyasa ekonomisinin (Brezilya, Hindistan, Endonezya, Güney Afrika ve Türkiye) aktif piyasaları üzerindeki etkilerini araştırmaktadır. Çalışmada küresel finansal riski temsilen VIX endeksi kullanılmakta ve 2006-2015 dönemine ait günlük veriler yardımıyla blok dışsallık içeren bir Bayesian yapısal VAR modeli tahmin edilmektedir. Modele iki küresel değişken (federal fon oranı ve VIX) ve dört yurtiçi değişken (devlet tahvili getirisi, CDS primi, hisse senedi fiyatları ve döviz kuru) dâhil edilmektedir. Çalışmanın bulguları, pozitif bir VIX şokunun (yani küresel riskteki artışın) devlet tahvili getirilerini ve CDS primlerini artırdığını, yerli paranın değer kaybına yol açtığını ve yurtiçi hisse senedi fiyatlarını düşürdüğünü göstermektedir.

French ve Li (2017) yapısal VAR modeli yardımıyla Tayland ekonomisinde küresel risk algısı, yatırımcı güveni, hisse senedi getirisi ve net yabancı hisse girişleri arasındaki dinamik ilişkileri tahmin etmektedir. Çalışmada 2003:01-2014:12 dönemine ait aylık veriler kullanılmaktadır. Ulaşılan sonuçlar, VIX şoklarının Tayland hisse senedi piyasalarına dönük yabancı sermaye girişleri üzerinde güçlü olumsuz etkisi olduğunu ispatlamaktadır. Yazarlara göre bu sonuç küresel risk arttığında, yabancı yatırımcıların Tayland gibi gelişen piyasalara sermaye tahsislerini azalttığı görüşünü desteklemektedir. Çalışmanın bulguları ayrıca, yatırımcı güvenindeki artışın hisse senedi getirilerini ve yabancı sermaye

girişlerini artırdığını, hisse senedi getirilerindeki yükselişin de yabancı sermaye girişlerini beslediğini göstermektedir.

Bhattacharai vd. (2020) VIX ile temsil edilen küresel belirsizlik şokunun, aralarında Türkiye'nin de bulunduğu on beş gelişen piyasa ekonomisi üzerindeki yayılma etkilerini incelemektedir. Çalışmada 2004:04-2015:12 dönemine ait aylık veriler kullanılarak Bayesian panel VAR modeli tahmin edilmektedir. Makalede öncelikle ABD ekonomisi için oluşturulan VAR modelinden VIX için sürpriz bileşen tahmin edilmekte ve sonra VIX'in tahmin edilen sürpriz bileşeni gelişen piyasa ekonomileri için kurulan VAR modeline dâhil edilmektedir. Gelişen piyasa ekonomileri için oluşturulan VAR modelinde sekiz yurtiçi değişken (kısa vadeli faiz oranı, uzun vadeli faiz farkı, hisse fiyat endeksi, nominal efektif döviz kuru, sermaye girişi, sanayi üretim endeksi, tüketici fiyat endeksi ve net ihracat) yer almaktadır. Çalışmada pozitif bir VIX şokunun hisse senedi fiyatlarını ve döviz kurlarını negatif etkilediği, uzun vadeli faiz farkını artırdığı ve sermaye girişlerini azalttığı bulgularına ulaşılmaktadır. Yazarlara göre finansal değişkenler üzerindeki bu etkiler, küresel belirsizlik şokunun güvenli limana kaçışı tetiklediğini göstermektedir. Bir başka deyişle yatırımcılar, ABD'deki risk ve belirsizlik artışına rağmen ABD'den daha riskli olduğu düşünülen gelişen piyasalardan sermayeyi çekmektedir.

Türkiye ekonomisi için yapılmış bir çalışmada, Sarıtaş ve Nazlıoğlu (2019) 2009-2018 dönemine ait günlük verileri kullanarak, VIX endeksi ile Borsa İstanbul 100 endeksi ve döviz kurları arasındaki dinamik etkileri VAR modeli çerçevesinde etki-tepki analizi ve varyans ayrıştırması yoluyla belirlemektedir. Etki tepki analizi sonucunda, VIX endeksi şokunun BİST100 endeksini negatif ve dolar kurunu pozitif etkilediği tespit edilirken; varyans ayrıştırması yoluyla VIX endeksinin BİST'in öngörü hata varyansını açıklama oranının döviz kuruna göre daha düşük olduğu ispatlanmaktadır.

## 2.2. Sermaye Girişleri ve Aktif Fiyatları

Kim ve Yang (2011) beş Asya ekonomisinin (Güney Kore, Endonezya, Malezya, Filipinler ve Tayland) 1999:Q1-2006:Q1 dönemine ait üç aylık verilerini içeren panel VAR modeli yardımıyla, sermaye girişlerinin (ve portföy girişlerinin) aktif fiyatları üzerindeki etkilerini araştırmaktadır. Modele beş yurtiçi değişken (reel GDP, GDP deflatörü, sermaye girişleri, hisse senedi fiyatları ve gayrimenkul fiyatları) dâhil edilmektedir. Çalışmanın sonuçları, sermaye girişi şoklarının aktif fiyatlarının değerlendirilmesine katkıda bulunduğunu göstermektedir. Buna göre pozitif sermaye akımı şokları, hisse senedi fiyatlarını hemen, gayrimenkul fiyatlarını ise gecikmeli olarak artırırken; yerli paranın nominal ve reel olarak değer kazanmasına neden olmaktadır.

Taguchi vd. (2015) on gelişen piyasa ekonomisinin 2000:Q1-2010:Q4 dönemine ait verilerini kullanarak panel yapısal VAR modeli tahmin etmekte ve bu sayede net portföy girişleri ile aktif fiyatları arasındaki ilişkiyi belirlemeye çalışmaktadır. Modelde üç yurtiçi değişken (net portföy girişleri, hisse senedi fiyatları ve parasal taban) arasındaki dinamik ilişki incelenmektedir. Elde edilen bulgular, portföy girişlerinin hisse senedi fiyatları üzerinde pozitif etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Yazarlara göre bu sonuç, sermaye girişlerinin hisse senedi piyasaları üzerinde kur rejiminden bağımsız olarak ortaya çıkan dolaysız kanalın çalıştığını ispatlamaktadır. Ayrıca bulgular, sermaye girişlerinin parasal tabandaki artış yoluyla hisse fiyatlarını yükselttiği dolaylı kanalın, farklı kur rejimlerinde farklı şekilde çalıştığını göstermektedir. Buna göre dolaylı kanal; sabit ya da bağlanmış kur rejiminde döviz piyasası müdahaleleri yoluyla işlerken, esnek kur rejimi altında muhtemelen müdahalenin sterilize edilmesi nedeniyle çalışmamaktadır.

Wang, Hwang ve Chung (2016) Çin ekonomisinin 2006:M2-2011:M12 dönemine ait aylık verilerini kullanarak, kısa vadeli sermaye girişlerinin yurtiçi aktif (hisse senedi ve konut) fiyatları üzerindeki etkilerini belirlemek amacıyla yapısal VAR modeli tahmin etmektedir. Modelde dört değişken (FDI hariç sermaye girişleri, parasal tabanın sterilize edilmeyen kısmı, konut fiyatları ve hisse

senedi fiyatları) yer almaktadır. Modelin bulguları, kısa vadeli uluslararası sermaye girişleri ile aktif fiyatlarının karşılıklı olarak birbirini beslediğini göstermektedir. Buna göre kısa vadeli uluslararası sermaye girişlerindeki artışlar, aktif fiyatları üzerinde pozitif etki yaratmaktadır. Özellikle hisse senedi fiyatları üzerindeki etki, gayrimenkul fiyatlarına kıyasla daha düşük olsa da daha uzun sürmektedir. Diğer taraftan artan aktif fiyatları, tekrar kısa vadeli uluslararası sermaye girişlerine neden olmaktadır. Ayrıca para tabanının sterilize edilmeyen kısmı, aktif fiyatlarını daha da yükseltmektedir. Dolayısıyla kısa vadeli uluslararası sermaye girişleri, sadece döviz rezervlerinde artışa yol açmakla kalmayıp, aynı zamanda yurtiçi para arzının genişlemesine neden olmakta ve aktif fiyatlarını yükseltmektedir.

Cuestas (2017) İspanya ekonomisinin 2001:Q1-2008:Q4 dönemine ait üç aylık verileri ile yapısal Bayesian VAR modeli tahmin ederek, yabancı sermaye akımları ile konut fiyatları arasındaki ilişkiyi belirlemeyi amaçlamaktadır. Modelde dört yurtiçi değişken (reel gelir, sermaye akımları, reel konut fiyatları ve faiz oranı) yer almaktadır. Ulaşılan sonuçlar, nominal faiz oranındaki ve reel gelirdeki artışların sermaye girişlerini artırdığını; sermaye girişlerindeki artışın da konut fiyatlarını yükselttiğini göstermektedir. Diğer taraftan konut fiyatlarındaki artışın da tekrar yabancı sermayeyi teşvik ettiği tespit edilmektedir. Ayrıca konut fiyatlarının faiz oranından olumsuz etkilendiği belirlenmektedir. Bu sonuçlar ışığında ele alınan dönemde, sermaye girişi şoklarının ve konut fiyat şoklarının birbirini karşılıklı olarak etkilediği değerlendirilmesi yapılmaktadır.

Mara vd. (2021) Endonezya ekonomisinin 2004:Q1-2017:Q4 dönemine ait üç aylık verileri ile yapısal VAR modeli tahmin etmektedir. Modelde sekiz yurtiçi değişken (reel gayri safi yurtiçi hasıla, enflasyon oranı, faiz oranı, brüt sermaye girişleri, döviz kuru, yurtiçi krediler, devlet tahvili getirisi ve borsa endeksi) kullanılmaktadır. Çalışmanın odak noktası toplam sermaye girişlerinin ve bileşenlerinin yurtiçi krediler üzerindeki etkilerinin araştırılması olsa da, aktif fiyatları üzerindeki etkiler de tespit edilmektedir. Makalede brüt sermaye girişlerini içeren sermaye akımlarının yükümlülük tarafı dikkate alınmakta ve toplam brüt sermaye girişlerinin doğrudan yabancı yatırımlar, portföy yatırımları ve diğer yatırımlar bileşenleri için ayrı ayrı tahminler yapılmaktadır. Ulaşılan bulgular, sermaye girişlerine yönelik pozitif bir şokun, devlet tahvili getirisinin düşmesine ve borsa endeksinin yükselmesine neden olduğunu ispatlamaktadır. Diğer taraftan portföy girişlerinin, tahvil getirisi ve borsa endeksi üzerinde diğer bileşenlere göre daha büyük ve anlamlı etkiler yarattığı belirtilmektedir.

Türkiye ekonomisi için yapılmış çalışmalardan birinde, Gümüş vd. (2013) 2006:12-2011:12 dönemi için aylık verilerle yabancı portföy girişleri ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi VAR modeli çerçevesinde ele almaktadır. Modelde sekiz değişken (yabancı portföy yatırımları, bütçe dengesi, cari işlemler dengesi, BİST100 endeksi, nominal döviz kuru, tüketici fiyat endeksi, faiz oranı ve sanayi üretim endeksi) yer almaktadır. Etki-tepki analizinin bulguları, yabancı portföy yatırımı şokuna BİST100 endeksinin pozitif, nominal dolar kurunun ise negatif tepki verdiğini ispatlamaktadır.

Berument vd. (2015) Türkiye ekonomisinin 2000:01-2012:12 dönemine ait aylık verilerini kullanarak VAR modeli tahmin etmektedir. Çalışmada brüt toplam sermaye girişlerinin ve bunun farklı bileşenlerinin yurtiçi değişkenler üzerindeki etkileri incelenmektedir. İlk olarak tahmin edilen temel VAR modelinde beş yurtiçi değişken (brüt sermaye girişleri, faiz oranı, reel efektif döviz kuru, reel GDP ve tüketici fiyat endeksi) bulunmaktadır. Temel model tahminlerinin ardından brüt toplam sermaye girişlerinin üç bileşeni (brüt FDI, brüt portföy yatırımları ve brüt diğer yatırımlar) modele ilave edilmektedir. Çalışmanın bulguları, brüt sermaye girişlerinin yerli paranın değer kazancına yol açtığını, özellikle portföy girişlerinin reel efektif döviz kuru üzerinde en fazla etki yaratan bileşen olduğunu göstermektedir.

Şenol ve Koç (2018) Türkiye ekonomisinin 2006:Q1-2016:Q4 dönemini kapsayan üç aylık verilerini kullanarak VAR modeli tahmin etmekte ve yabancı portföy girişleri ile BİST100 endeksi ve makroekonomik faktörler arasındaki ilişkiyi analiz etmektedir. Modelde sekiz değişken (yabancı portföy

girişi, BİST100, faiz oranı, GDP, döviz kuru, Avro faiz oranı, ABD faiz oranı, S&P500 endeksi) yer almaktadır. Etki tepki analizi, yabancı portföy yatırımı şokuna Borsa İstanbul 100 endeksinin iki çeyrek dönemde pozitif tepki verdiği bulunurken; döviz kurunun yabancı portföy yatırımı şokuna tepkisinin iki çeyrek dönem boyunca negatif olduğu gösterilmektedir.

Usta (2021) ise 2009:M1-2020:M4 dönemi için Türkiye verileri ile iki yapısal VAR modeli tahmin etmektedir. Sermaye girişlerinin küresel ve yurtiçi belirleyicilerinin incelendiği birinci modelde VIX, ülke CDS primi ve sermaye girişleri yer almaktadır. Sermaye girişlerinin aktif fiyatları üzerindeki etkilerinin araştırıldığı ikinci modelde ise sermaye girişleri, reel efektif döviz kuru ve hisse senedi getirisi bulunmaktadır. Her iki modelde de brüt sermaye girişleri, hisse girişleri (FDI girişleri artı portföy hisse girişleri) ve borç girişleri (portföy borç girişleri artı diğer yatırım girişleri) biçiminde sınıflandırılarak ayrı ayrı tahminler yapılmaktadır. Birinci modelin bulguları çerçevesinde brüt toplam ve brüt borç girişlerinin, pozitif VIX ve CDS şoklarına negatif tepki verdikleri; fakat hisse girişlerinin VIX ve CDS şoklarına tepkisinin anlamlılığının düşük olduğu gösterilmektedir. İkinci modelin sonuçlarından, hem brüt toplam sermaye girişlerindeki hem de hisse ve borç girişlerindeki pozitif şokun, reel efektif döviz kurunu ve hisse senedi getirilerini sadece bir dönem anlamlı biçimde artırdığı (ardından bu etkinin tersine döndüğü) anlaşılmaktadır.

### 3. YÖNTEM VE VERİLER

Bu bölümde Türkiye ekonomisinde aktif fiyatları üzerindeki yapısal şokların etkilerini analiz etmek için yapısal vektör otoregresif (SVAR) model tahmin edilecektir. VAR modelleri, ekonomik zaman serilerinin dinamik analizinde kullanılır ve bir VAR modelinde bütün değişkenler içsel olarak kabul edilir. Ancak modele dâhil edilen değişkenlerin ekonomik teorinin öngörülerine göre seçilmemesi, VAR modellerinin herhangi bir ekonomik içeriği olmadığı yönünde eleştirilmesine yol açmaktadır. Öte yandan şokların belirlenmesi için değişkenlerin sıralanması gerekir ki, modelde yer alan değişkenlerin sırasına bağlı olarak sonuçlar da değişebilmektedir (Enders, 1995). VAR modelinin yukarıda bahsedilen sakıncalarını, SVAR modelleri sayesinde ortadan kaldırmak mümkündür. SVAR modellerinde kısıt matrisi oluşturulurken ekonomik teorinin öngörülerinden faydalanılır.

#### 3.1. SVAR Modeli

Küresel risk, brüt portföy girişleri ve aktif fiyatları arasındaki yapısal ilişkinin şu denklemlerle tanımlanabileceğini varsayalım:

$$AY_t = C(L)Y_t + Bu_t \quad (1)$$

Burada A, n sayıdaki değişkenin aralarındaki eşzamanlı (aynı dönem içinde) ilişkiye ait katsayıların nxn matrisidir. Y<sub>t</sub>, makroekonomik değişkenlerin nx1 vektörüdür. C(L), değişkenler arasındaki dinamik etkileşimleri tanımlayan matristir. u<sub>t</sub>, Ω kovaryans matrisine sahip yapısal şokların nx1 vektörüdür. B ise, yapısal şoklar arasındaki eşzamanlı ilişkiyi tanımlayan nxn matristir.

Modelin indirgenmiş formu şöyle yazılabilir:

$$Y_t = B(L)Y_t + e_t \quad (2)$$

Burada B(L)=A<sup>-1</sup>C(L) ve e<sub>t</sub>=A<sup>-1</sup>Bu<sub>t</sub>'dir. Yapısal şok (gözlemlenmeyen) vektörü (u<sub>t</sub>) ile indirgenmiş form (gözlemlenen) artık vektörü (e<sub>t</sub>) arasındaki ilişki şöyle yazılabilir:

$$Ae_t = Bu_t \quad (3)$$

Bu son ifade, indirgenmiş form kovaryans matrisi (Σ) ile yapısal form kovaryans matrisi (Ω) arasındaki ilişkiyi gösterir:

$$\Sigma = A^{-1} \Omega A^{-1} \quad (4)$$

Yapısal şokları ayırt edebilmek için, A ve B matrislerine uygun kısıtlar koyarak indirgenmiş form artıklarından  $u_t$ 'yi tahmin etmek gerekir. Bunun için de, A ve B matrislerindeki bilinmeyen yapısal parametrelerin sayısının, indirgenmiş form kovaryans matrisinin tahmin edilmiş (bilinen) parametrelerinin sayısına eşit veya ondan az olması gerekir<sup>3</sup>. Bu çalışmada eşzamanlı yapısal parametreler üzerine (kısa dönem) sıfır kısıtlaması konularak yapısal şoklar ayırt edilecektir.

### 3.2. Veri Seti

Türkiye ekonomisi için oluşturulan SVAR modeli dört değişken içermektedir. Bu değişkenler, küresel riskin göstergesi olarak VIX, yabancı portföy girişlerinin GSYH'ye oranı, reel efektif döviz kuru endeksi ve reel Borsa İstanbul 100 getiri endeksi olacaktır.

VIX, S&P 500 hisse senedi piyasasında opsiyon fiyatlarının oynaklığını ölçmektedir. VIX endeksi, hem finansal piyasa oynaklığının hem de finansal piyasalardaki belirsizliğin bir göstergesi olarak görülmektedir (Forbes ve Warnock, 2012). VIX endeksindeki yükselişler, küresel risk algısının ve uluslararası finansal piyasalarda belirsizliklerin arttığı; endekste düşüşler ise küresel risklerin ve belirsizliklerin azaldığı anlamına gelmektedir. SVAR modelinde VIX, bir önceki yılın aynı dönemine göre değişme oranı (dvix) biçiminde kullanılacaktır.

SVAR modelinde yer alan ikinci değişken brüt portföy girişlerinin GSYH'ye oranı olacaktır. Brüt portföy girişleri, yabancı yatırımcıların yurtiçi aktif alım satımlarının net değerini göstermekte ve ödemeler bilançosunda net yükümlülük oluşumu biçiminde ifade edilmektedir. Tahminlerde brüt portföy girişleri, cari GSYH'ye oran olarak ( $\pi\_gdp$ ) kullanılacaktır.

Modelde yurtiçi aktif fiyatlarını temsilen iki değişken bulunacaktır. Birincisi, TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru endeksidir. Bu endekste artışlar, Türk Lirasının reel olarak değer kazandığını göstermektedir. Tahminlerde reel efektif kur endeksinin logaritmasının birinci farkı ( $d(lrer)$ ) kullanılacaktır. İkincisi, Borsa İstanbul 100 getiri endeksidir. BİST 100 getiri endeksi, 2003=100 bazlı tüketici fiyat endeksi ile reel hale getirilmiş ve birinci farkı alınmış biçimde tahminlerde ( $d(rbist)$ ) yer alacaktır.

Dolayısıyla SVAR modelinde brüt portföy girişleri dışındaki üç değişken değişim biçiminde, brüt portföy girişleri ise GSYH'ye oran olarak kullanılacaktır. Modele ilişkin yapılan testler sırasında brüt portföy girişleri/GSYH değişkeninin farkı alınarak tahmin yapılmış; ancak bu durumda hata terimleri arasında serisel bağlantı olduğu görülmüştür. Bu yüzden ilgili değişkenin GSYH'ye oran olarak kullanılmasının daha uygun olacağı düşünülmüştür. SVAR modelinin bulguları değerlendirilirken başvurulacak olan etki-tepki analizinde, hata terimlerindeki değişmelere (şoklara) verilen tepkilerin yönü yorumlanacağı için, brüt portföy girişlerini GSYH'ye oran biçiminde kullanmanın bir sakınca yaratmayacağı düşünülmektedir.

Modelde dışsal değişken olarak iki kukla değişken yer alacaktır. 2008 Küresel Finans Krizi için oluşturulan kukla değişken 2008:Q4 döneminde, ABD merkez bankasının (FED) varlık alımlarını azaltma beklentisinin ortaya çıktığı dönemi temsilen oluşturulan kukla değişken ise 2013:Q2 döneminde 1 değerini almaktadır. VIX endeksine ilişkin veriler, St Louis FED veri tabanından elde edilmiştir. Türkiye ekonomisinin verilerinin tümü Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (EVDS) sağlanmıştır.

## 4. BULGULAR

<sup>3</sup> Kovaryans matrisi  $\Sigma$ ,  $(n^2+n)/2$  bilinen momente sahiptir. Kovaryans matrisinin  $(n^2+n)/2$  bilinen bağımsız elemanından  $n^2$  bilinmeyen belirlenmesi amacıyla, sistem üzerine en az ilave  $n^2 - [(n^2+n)/2] = (n^2-n)/2$  kısıtlama koymak gerekir.



Yapısal VAR modellerinde yapısal şokların etkilerini ayırt etmek için, denklem sistemleri üzerine bazı kısıtlar koymak gereklidir. Yapısal modelin parametrelerini tahmin etmek ve şokların etkilerini belirlemek amacıyla, ekonomik teorinin öngörülleri çerçevesinde A matrisi üzerine eşzamanlı kısıtlar konulmaktadır<sup>4</sup>. Buna göre, VIX'in modele dâhil edilen diğer tüm değişkenlere eşzamanlı olarak dışsal olduğu kabul edilmektedir. Türkiye ekonomisinin küçük bir ekonomi olduğu düşünüldüğünde, yurtiçi değişkenlerin VIX üzerinde etki yaratmadığını varsaymak gerekir (Kim ve Roubini, 2000). Ayrıca yabancı portföy girişlerinin, VIX'e eşzamanlı tepki verdiği; buna karşın reel efektif döviz kurundaki ve reel hisse senedi fiyatlarındaki değişimlerden eşzamanlı etkilenmediği kabul edilmektedir. Bir başka deyişle portföy girişlerinin, VIX dışındaki değişkenlere gecikmeli olarak tepki verdiği varsayılmaktadır. Reel efektif döviz kurunun, VIX ve portföy girişlerine eşzamanlı tepki verdiği; fakat reel hisse senedi fiyatlarından eşzamanlı etkilenmediği kabul edilmektedir. Son olarak reel hisse senedi fiyatlarının, modeldeki diğer tüm değişkenlerden eşzamanlı etkilendiği varsayılmaktadır. Son iki kısıtlama, finansal kesimde intibakın nispeten hızlı olduğu ve finansal kesim değişkenlerinin diğer değişkenlere hızlı biçimde tepki verdiği biçimindeki teorik öngörüye dayanmaktadır (Obstfeld ve Rogoff, 1996). Dolayısıyla A ve B matrislerindeki eşzamanlı yapısal parametreler üzerine şu kısıtlar konulmaktadır:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e^{dvix} \\ e^{pi\_gdp} \\ e^{d(lrer)} \\ e^{d(rbist)} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u^{dvix} \\ u^{pi\_gdp} \\ u^{d(lrer)} \\ u^{d(rbist)} \end{bmatrix} \quad (5)$$

Burada  $u^{dvix}$  küresel risk şokunu,  $u^{pi\_gdp}$  portföy girişi şokunu,  $u^{d(lrer)}$  reel efektif döviz kuru şokunu ve  $u^{d(rbist)}$  reel hisse senedi fiyat şokunu ifade etmektedir. Ayrıca  $e^{dvix}$ ,  $e^{pi\_gdp}$ ,  $e^{d(lrer)}$  ve  $e^{d(rbist)}$ , indirgenmiş form VAR modelinin denklem artıklarını göstermektedir. Sonuçta modeldeki değişkenler eşzamanlı etkiler açısından en dışsal kabul edilenden başlayarak {DVIX, PI\_GDP, D(LRER), D(RBIST)} biçiminde sıralanmaktadır. Yukarıda oluşturulmuş olan modelin indirgenmiş formu, Türkiye ekonomisinin 2003:Q1–2019:Q4 dönemine ait üç aylık verileri kullanılarak tahmin edilmiştir.

#### 4.1. Tamı Testleri

Bir VAR modelinden anlamlı bir etki-tepki fonksiyonu ve varyans ayrıştırma analizi elde edebilmek için, VAR modelinin istikrarlı olması gerekir. İstikrarlı bir VAR, şokların içsel değişkenler üzerindeki etkilerinin hesaplanabilir ve sonlu (finite) olmasını sağlar. VAR modelinin istikrarlı olması demek, otoregresif polinom B(L)'nin birim köke sahip olmaması demektir. Modelin istikrarını ölçerken ilk adım, her bir değişkenin durağan olup olmadığını değerlendirmektir. Eğer SVAR modelindeki değişkenler durağan değilse, otoregresif polinom birim köke sahip olabilir ki bu da, modelin istikrarsız olması anlamına gelir. Durağanlık testi sonuçlarına göre, modelde yer alan tüm serilerin ele alınan dönem için durağan oldukları anlaşılmıştır (Tablo 1).

VAR modelinin tahmini sırasında gecikme uzunluğu seçilirken beş kriter göz önünde bulundurulmuştur: LR test istatistiği (LR), Nihai tahmin hatası (FPE), Akaike bilgi kriteri (AIC), Schwarz bilgi kriteri (SC) ve Hannan-Quinn bilgi kriteri (HQ). Tablo 2'de görüldüğü gibi, beş kriterden dördü (LR, FPE, AIC ve HQ) optimal gecikme uzunluğunun 1 olduğuna işaret etmektedir. Bu yüzden modelde gecikme uzunluğu 1 olarak seçilmiştir.

**Tablo 1.** Birim Kök Test Sonuçları

Değişken	Augmented Dickey-Fuller Testi	Phillips-Perron Testi
----------	-------------------------------	-----------------------

<sup>4</sup> Teorik olarak bir değişkenin başka bir değişkenden eş zamanlı etkilenmediği öngörülüyorsa, A matrisinde ilgili katsayıya sıfır kısıtı konulmaktadır (Enders, 1995).

	Test istatis. (Prob.)	Kritik değerler	Test istatis. (Prob.)	Kritik değerler
DVIX	-4.4153* (0.0007)	%1 -3.5300	-4.457835* (0.0006)	%1 -3.5300
PI_GDP	-6.2466* (0.0000)	%5 -2.9048	-6.241880* (0.0000)	%5 -2.9048
D(LRER)	-10.023* (0.0001)	%10 -2.5899	-10.04014* (0.0001)	%10 -2.5899
D(RBIST)	-6.9857* (0.0000)		-6.950246* (0.0000)	

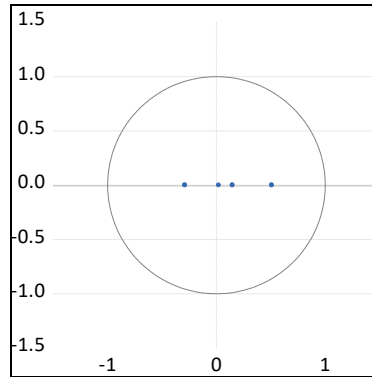
Notlar: (\*) işareti, %1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Augmented Dickey-Fuller testi uygulanırken, Schwarz bilgi kriteri kullanılmıştır. Tahmin denklemlerine sabit terim eklenmiştir.

**Tablo 2.** VAR Gecikme Uzunluğunun Seçimi

Gecikme	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	214.0365	NA	3.09e-08	-5.942249	-5.550571*	-5.787054
1	238.8240	44.47169*	2.39e-08*	-6.200704*	-5.286790	-5.838583*
2	251.2363	20.80890	2.68e-08	-6.095185	-4.659033	-5.526137
3	262.2263	17.13147	3.16e-08	-5.947832	-3.989443	-5.171858
4	277.9361	22.64060	3.29e-08	-5.939297	-3.458670	-4.956397
5	291.7616	18.29846	3.69e-08	-5.875341	-2.872478	-4.685514
6	301.7110	11.99784	4.74e-08	-5.697383	-2.172282	-4.300630

Not: (\*) işareti, ilgili kritere göre seçilen optimal gecikme uzunluğunu göstermektedir.

Bir gecikmeli VAR modeli tahmin edildikten sonra, modelin istikrarlı olup olmadığını test etmek için ters kökler araştırılmıştır. Otokoregresif polinomun ters köklerinin hepsinin birim çember içinde yer aldığı ve dolayısıyla istikrar koşulunun sağlandığı tespit edilmiştir (Şekil 1).



**Şekil 1.** AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri

A ve B matrisleri tahmin edilerek yapısal parametrelere ulaşıldıktan sonra, tahmin edilen modelin artıklarına ilişkin ilave testler yapılmıştır. İlk olarak, modelin artıkları arasında otokorelasyon olup olmadığı belirlemek amacıyla Lagrange çarpan (LM) testi uygulanmıştır. Tablo 3'te verilen LM testi sonuçlarına göre, indirgenmiş form artıkları arasında serisel bağlantı olmadığı biçimindeki boş hipotez reddedilememiştir. Daha sonra artıkların normal dağılıma sahip olup olmadığını anlayabilmek için Jarque-Bera normallik testi yapılmıştır. Tablo 4'te görüldüğü gibi, artıkların birlikte normal olduğu biçimindeki boş hipotez reddedilememiştir.

**Tablo 3.** Otokorelasyon LM Testi Sonuçları

Gecikme	LRE ist.	sd	Prob.	Rao F-ist.	sd	Prob.
---------	----------	----	-------	------------	----	-------

1	16.01427	16	0.4520	1.006259	(16, 165.6)	0.4527
2	21.84172	16	0.1484	1.396222	(16, 165.6)	0.1489
3	11.07186	16	0.8050	0.685684	(16, 165.6)	0.8054
4	20.63931	16	0.1928	1.314678	(16, 165.6)	0.1934
5	18.64779	16	0.2874	1.180860	(16, 165.6)	0.2881
6	16.11585	16	0.4449	1.012945	(16, 165.6)	0.4457

**Tablo 4.** Jarque-Bera Normallik Testi Sonuçları

Bileşen	Jarque-Bera	sd	Prob.
1	1.173441	2	0.5561
2	2.008321	2	0.3664
3	0.798356	2	0.6709
4	0.345886	2	0.8412
Model	4.326004	8	0.8266

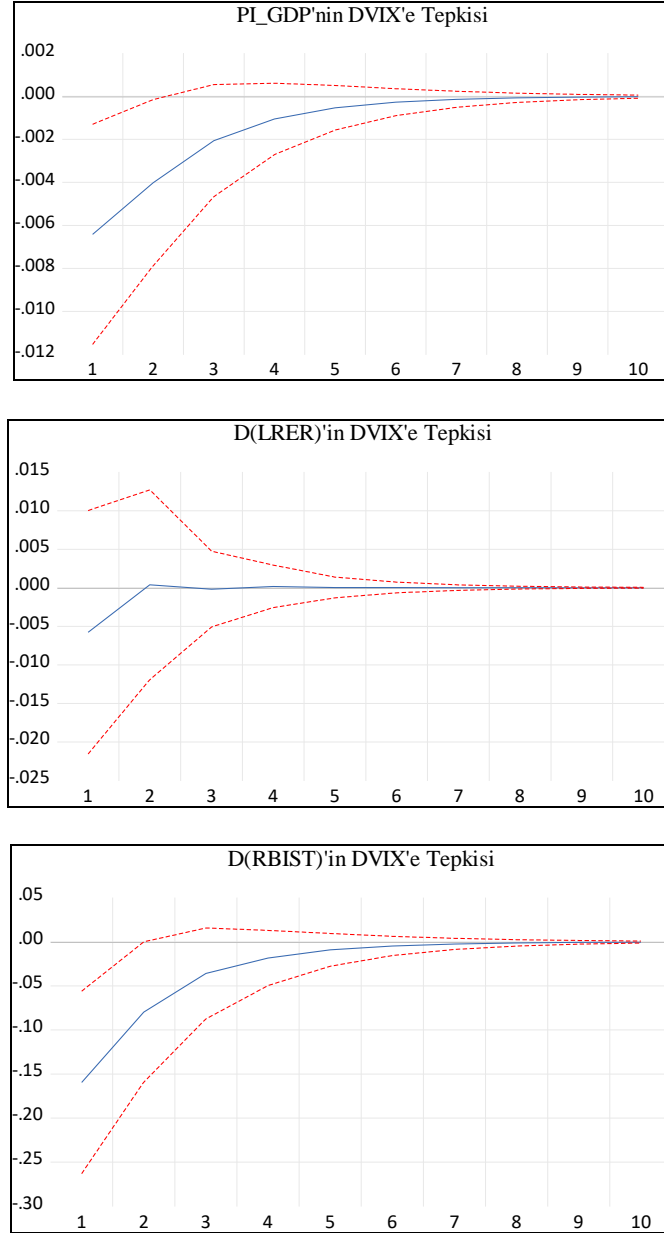
Tablo 5'te White değişen varyans testi sonuçları yer almaktadır. Buna göre modelin artıkları arasında değişen varyans problemi olmadığı biçimindeki boş hipotez reddedilememiştir. Dolayısıyla modelin artıklarının çok değişkenli tanı testleri, artıklar arasında serisel bağlantı olmadığını, bunların normal dağıldığını ve değişen varyans problemi bulunmadığını göstermektedir. Buna göre modelde yapısal bir sorun olmadığı anlaşılmaktadır.

**Tablo 5.** White Değişen Varyans Testi

Chi-sq	sd	Prob.
91.48461	100	0.7165

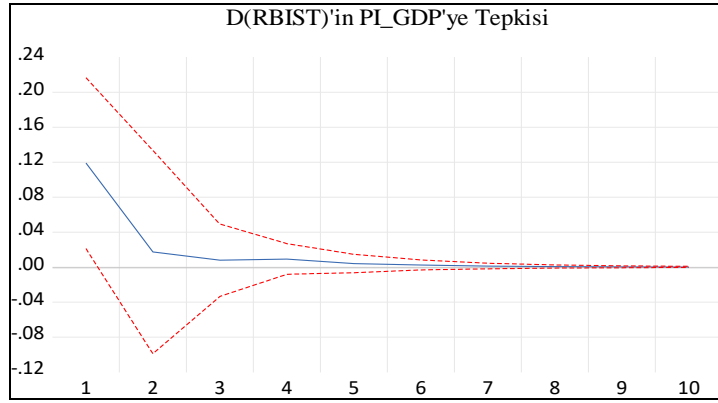
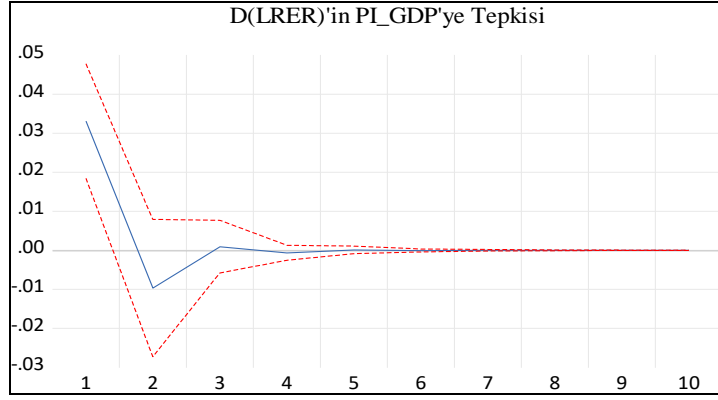
#### 4.2. Etki-Tepki ve Varyans Ayrıştırması Analizi

Modelde yer alan değişkenlerin yapısal şoklara tepkilerini değerlendirmek için etki-tepki fonksiyonları elde edilmiştir. Şekil 2'de VIX endeksinde (DVIX) ortaya çıkan bir standart sapma yapısal şoka model içindeki diğer değişkenlerin verdikleri tepkiler gösterilmektedir. Pozitif küresel risk (DVIX) şokuna brüt portföy girişlerinin (PI\_GDP) verdiği tepki sekiz dönem boyunca negatif olurken, bu tepki ilk iki dönem istatistiksel olarak anlamlıdır. Buna göre küresel riskteki artış, Türkiye ekonomisine dönük portföy girişlerinde azalmaya yol açmaktadır. Diğer taraftan küresel riskteki (DVIX) bir standart sapma pozitif şoka reel efektif döviz kurunun (D(LRER)) tepkisi birinci ve ikinci dönemde negatif olmaktadır; fakat bu tepki istatistiksel olarak anlamlı değildir. Ayrıca bir standart sapma pozitif küresel risk (DVIX) şoku karşısında reel borsa getiri endeksi (D(RBIST)) sekiz dönem boyunca negatif tepki vermekte ve bu tepki ilk iki çeyrekte anlamlı bulunmaktadır. Buna göre küresel riskteki artış, reel hisse senedi fiyatlarında düşüşe yol açmaktadır.

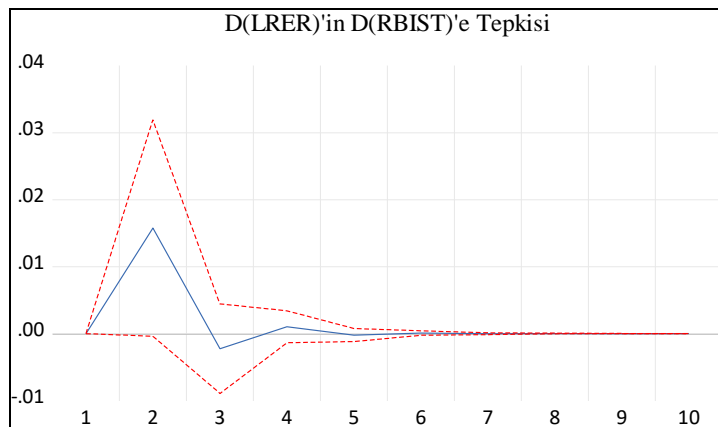
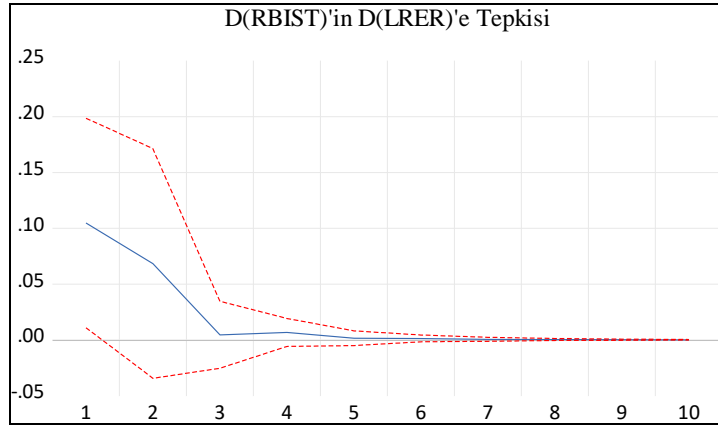


**Şekil 2. Küresel Risk Şoklarına Yurtiçi Değişkenlerin Tepkileri**

Şekil 3'te Türkiye ekonomisine dönük yabancı portföy girişlerinde (PI\_GDP) ortaya çıkan bir standart sapma yapısal şoka, reel efektif döviz kurunun ve reel BIST100 getiri endeksinin verdikleri tepkiler gösterilmektedir. Pozitif bir portföy girişi (PI\_GDP) şokuna reel efektif döviz kurunun (D(LRER)) birinci çeyrekte pozitif tepki verdiği ve bu tepkinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu anlaşılmaktadır. Ayrıca brüt portföy girişlerinde ortaya çıkan bir standart sapmalı pozitif şok karşısında reel hisse senedi getirisinin (D(RBIST)) beş dönem boyunca pozitif tepki verdiği ve bu tepkinin birinci çeyrek için istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu sonuçlar ele alınan dönem için Türkiye ekonomisinde brüt portföy girişlerindeki artışın, Türk Lirasının değer kazanmasına ve hisse senedi getirilerinin yükselmesine yol açtığına işaret etmektedir.



Şekil 3. Brüt Portföy Girişi Şoklarına Yurtiçi Aktif Fiyatlarının Tepkileri



Şekil 4. Yurtiçi Aktif Fiyatlarındaki Şoklara Karşılıklı Tepkiler

Şekil 4’teki birinci grafikte reel borsa getiri endeksinin (D(RBIST)) reel efektif döviz kurunda (D(LRER)) ortaya çıkan bir standart sapma yapısal şoka verdiği tepki gösterilmektedir. Pozitif reel kur şokuna borsa getiri endeksinin altı dönem boyunca pozitif tepki verdiği ve yedinci dönemden itibaren şokun etkisinin ortadan kalktığı anlaşılmaktadır. Bu tepkinin birinci çeyrekte istatistiksel olarak anlamlı olduğunu belirtmek gerekir. Şekil 4’teki ikinci grafikte ise reel efektif döviz kurunun (D(LRER)) reel borsa getiri endeksinde (D(RBIST)) görülen bir standart sapma yapısal şoka verdiği tepki gösterilmektedir. Pozitif borsa getiri endeksi şokuna reel efektif döviz kurunun şoku izleyen dönemde pozitif tepki verdiği, fakat bu tepkinin yüzde 5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olmadığı görülmektedir. Bu bulgular Türk Lirasının değer kazancının reel hisse senedi fiyatlarındaki artışı pekiştirdiğini, buna karşın reel hisse senedi fiyatlarının reel efektif döviz kuru üzerinde böyle bir etkisinin olmadığını ispatlamaktadır. PI\_GDP, D(LRER) ve D(RBIST) değişkenlerine ait etki-tepkilerin istatistiksel anlamlılık düzeyleri Tablo 6’da verilmektedir.

**Tablo 6:** Etki-Tepkilerin İstatistiksel Anlamlılık Düzeyleri

Dönem	PI_GDP’nin Tepkisi:			
	DVIX	PI_GDP	D(LRER)	D(RBIST)
1	-0.006418** (0.00256)	0.02060*** (0.00177)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)
2	-0.004018** (0.00193)	0.002416 (0.00282)	0.000928 (0.00250)	-0.000701 (0.00264)
3	-0.002059 (0.00130)	0.001017 (0.00098)	0.000420 (0.00066)	-0.000297 (0.00095)

Dönem	D(LRER)’in Tepkisi:			
	DVIX	PI_GDP	D(LRER)	D(RBIST)
1	-0.005773 (0.00789)	0.033126*** (0.00734)	0.055827*** (0.00479)	0.000000 (0.00000)
2	0.000383 (0.00615)	-0.009656 (0.00879)	-0.007580 (0.00781)	0.015761* (0.00808)
3	-0.000172 (0.00245)	0.000931 (0.00337)	0.003535 (0.00342)	-0.002263 (0.00335)

Dönem	D(RBIST)’in Tepkisi:			
	DVIX	PI_GDP	D(LRER)	D(RBIST)
1	-0.159597*** (0.05174)	0.118995** (0.04885)	0.104691** (0.04692)	0.379741*** (0.03256)
2	-0.079725** (0.03985)	0.017341 (0.05812)	0.068369 (0.05141)	0.008170 (0.05396)
3	-0.035854 (0.02578)	0.007844 (0.02066)	0.004497 (0.01501)	0.008242 (0.02007)

Not: \*, \*\* ve \*\*\* işaretleri, sırasıyla % 10, %5 ve %1 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir. Standart hatalar parantez içinde verilmiştir.

SVAR modelinde bulunan değişkenlerde ortaya çıkan değişimlerin diğer değişkenler tarafından hangi oranda açıklandığını görebilmek için varyans ayrıştırması analizine başvurulmuştur. Tablo 7’deki her bir sütun PI\_GDP’nin öngörü hata varyansının diğer değişkenler tarafından ne ölçüde açıklandığını göstermektedir. Buna göre yabancı portföy girişlerindeki değişimin kendi şoku tarafından açıklanan kısmı birinci dönemde yüzde 91.15 olurken, izleyen dönemlerde azalarak onuncu dönemde yüzde 86.94’e düşmektedir. Diğer taraftan yabancı portföy girişlerindeki değişimin küresel risk tarafından açıklanan kısmı birinci dönemde yüzde 8.84 olurken, izleyen dönemlerde artarak onuncu dönemde

yüzde 12.70'e yükselmektedir. Sonuç olarak yabancı portföy girişlerini kendi şokları dışında en çok etkileyen değişkenin küresel risk olduğu ortaya çıkmaktadır.

**Tablo 7.** PI\_GDP Varyans Ayrıştırması

Dönem	DVIX	PI_GDP	D(LRER)	D(RBIST)
1	8.848498	91.15150	0.000000	0.000000
2	11.72911	87.99406	0.176275	0.100552
5	12.69034	86.96276	0.222823	0.124080
10	12.70730	86.94442	0.223728	0.124550

Tablo 8'de D(LRER)'in varyans ayrıştırma analizi sonuçları verilmektedir. Buna göre reel efektif döviz kurundaki değişimin ikinci çeyrekte yüzde 68.31 oranında kendinden, yüzde 25.62 oranında brüt portföy girişlerinden, yüzde 5.34 oranında reel borsa getirisinden ve yüzde 0.78 oranında küresel riskten kaynaklandığı anlaşılmaktadır. İzleyen dönemlerde bu etkilerde kayda değer bir değişim olmamaktadır. Sonuçta reel efektif döviz kurunu kendi şokları dışında en çok etkileyen değişkenlerin sırasıyla yabancı portföy girişleri ve reel borsa getirisi olduğu görülmektedir.

**Tablo 8.** D(LRER) Varyans Ayrıştırması

Dönem	DVIX	PI_GDP	D(LRER)	D(RBIST)
1	0.784575	25.83669	73.37873	0.000000
2	0.720314	25.62320	68.31016	5.346324
5	0.718454	25.53666	68.28965	5.455243
10	0.718491	25.53663	68.28951	5.455370

Tablo 9'da ise D(RBIST)'in varyans ayrıştırma analizi sonuçları görülmektedir. Buna göre BIST 100 getiri endeksindeki değişimin ilk çeyrekte yüzde 74.02 oranında kendinden, yüzde 13.07 oranında VIX endeksinden, yüzde 7.26 oranında yabancı portföy girişlerinden ve yüzde 5.62 oranında reel döviz kurundan kaynaklandığı görülmektedir. İzleyen dönemlerde D(RBIST) değişkeninin kendi şoklarının etkisi azalırken, VIX ve reel efektif döviz kurunun etkisi artmaktadır. Onuncu çeyreğe ulaşıldığında reel borsa getirisini kendi şokları dışında en çok etkileyen değişkenler sırasıyla küresel risk, reel efektif döviz kuru ve yabancı portföy girişleri olmaktadır.

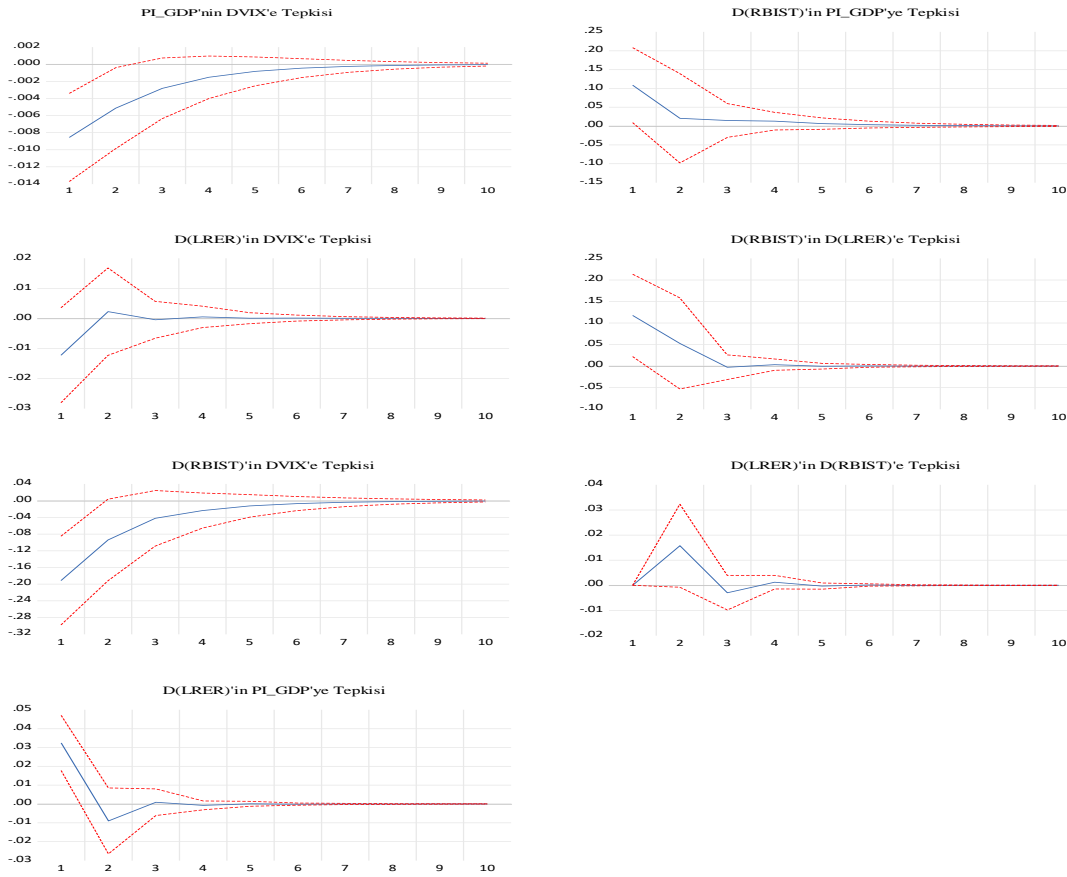
**Tablo 9.** D(RBIST) Varyans Ayrıştırması

Dönem	DVIX	PI_GDP	D(LRER)	D(RBIST)
1	13.07592	7.269154	5.626536	74.02839
2	15.43568	7.013168	7.582514	69.96864
5	16.10403	7.023370	7.540902	69.33169
10	16.11510	7.025635	7.540307	69.31896

Özetlemek gerekirse, Türkiye ekonomisinin SVAR modelinden elde edilen etki-tepki ve varyans ayrıştırması analizinin sonuçları, küresel risk şoklarının yurtiçi aktif fiyatları üzerinde yarattığı etkilerin aktarımında brüt portföy girişlerinin rolünü ortaya koymaktadır. Buna göre küresel riskteki bir düşüş, iki çeyrek dönem boyunca yabancı portföy girişlerini ve reel hisse fiyatlarını artırmaktadır. Diğer taraftan yabancı portföy girişlerindeki artışın tekrar reel döviz kuru ve reel hisse senedi fiyatları üzerinde pozitif etkisi olmaktadır. Üstelik Türk Lirasının değer kazancı da, reel hisse fiyatlarını artırıcı etki yaratmaktadır.

### 4.3. Kukla Değişkenlerin Sonuçlar Üzerindeki Etkileri

Daha önce belirtildiği gibi, SVAR modelinde 2008 Küresel Finans Krizinin başlangıcını ve FED'in varlık alımlarını azaltma beklentisinin ortaya çıkışını temsilen iki kukla değişkene yer verilmiştir. Kukla değişkenlerin etki-tepki ve varyans ayrıştırması analizlerinin bulguları üzerindeki etkilerini görebilmek amacıyla, model adı geçen kukla değişkenlere yer verilmeksizin yeniden tahmin edilmiştir. Bu tahminlerden elde edilen etki tepki-fonksiyonları incelendiğinde, kukla değişkenlerin etki tepkiler üzerinde önemli bir etkisi olmadığı anlaşılmaktadır (Şekil 5). Etki tepkilerin yönü ve süresi her bir grafikte neredeyse değişmeden kalırken; bunların istatistiksel anlamlılık düzeyleri kukla değişkenlerin yer aldığı tahminlerde ulaşılan sonuçlara oldukça yakın bulunmaktadır. Ancak kukla değişkenli modelde yüzde 5 düzeyinde anlamlı olan D(RBIST)'in DVIX'e ikinci çeyrekteki tepkisinin, kukla değişken içermeyen modelde yüzde 5 düzeyinde anlamlı olmadığını belirtmek gerekir.



Şekil 5. Kukla Değişken İçermeyen Modelde Etki-Tepki Fonksiyonları

Benzer şekilde kukla değişkenler modelden çıkarıldığı zaman varyans ayrıştırmasının bulgularında da kayda değer bir değişim olmadığı görülmektedir (Tablo 10). Buna göre her bir değişkende ortaya çıkan değişimlerin açıklanma oranlarının sıralamasında herhangi bir farklılık olmazken; değişkenlerin açıklama oranlarındaki farklılıklar yüksek düzeylere ulaşmamaktadır. Kukla değişkenli tahminlerde DVIX'in PI\_GDP ve D(RBIST)'teki değişimleri açıklama oranları onuncu dönemde sırasıyla yüzde 12.70 ve yüzde 16.11 iken, kukla değişken içermeyen modelde bu oranlar aynı dönemde sırasıyla yüzde 20.56 ve yüzde 21.25 olmaktadır.

Tablo 10. Kukla Değişken İçermeyen Modelde Varyans Ayrıştırması



PI_GDP Varyans Ayrıştırması				
Dönem	DVIX	PI_GDP	D(LRER)	D(RBIST)
1	15.01325	84.98675	0.000000	0.000000
2	19.01768	80.90588	0.001274	0.075166
5	20.52772	79.32358	0.004267	0.144435
10	20.56643	79.28313	0.004291	0.146147

D(LRER) Varyans Ayrıştırması				
Dönem	DVIX	PI_GDP	D(LRER)	D(RBIST)
1	3.486416	24.32725	72.18634	0.000000
2	3.287779	23.90604	67.56724	5.238938
5	3.276773	23.78339	67.51534	5.424498
10	3.277004	23.78333	67.51487	5.424796

D(RBIST) Varyans Ayrıştırması				
Dönem	DVIX	PI_GDP	D(LRER)	D(RBIST)
1	17.38739	5.587158	6.571025	70.45442
2	20.41043	5.476575	7.451743	66.66125
5	21.23832	5.594887	7.361591	65.80520
10	21.25906	5.601734	7.358758	65.78045

Diğer taraftan kukla değişkenlerin modelden çıkarılması, bazı tanı testi sonuçlarının kötüleşmesine yol açmaktadır. Belirtmek gerekirse, kukla değişken içermeyen modelde değişkenlerin hata terimlerinin birlikte normal dağıldığı biçimindeki boş hipotez reddedilmektedir. Bütün bu sonuçlar; adı geçen iki kukla değişkenin modelin bulgularında önemli bir sapmaya sebep olmadığını göstermesi yanında, bu değişkenlerin modelin tanı testlerinde iyileşme sağladığını ortaya çıkarmaktadır.

## 5. SONUÇ

Gelişmiş ülkelerin para politikalarındaki ve/veya küresel likidite koşullarındaki değişimler sonucunda küresel risk iştahında ortaya çıkan dalgalanmalar, uluslararası yatırımcıların kararları üzerinde etkili olmak suretiyle gelişen piyasa ekonomilerindeki aktif fiyatlarını önemli ölçüde etkilemektedir. Küresel risk algısının düştüğü dönemlerde uluslararası yatırımcıların yüksek getirili ve yüksek riskli gelişen piyasa aktiflerine yönelik yatırımlarını artırması; bu ekonomilerde yabancı portföy girişlerinin artmasına yol açarken, yerli paranın değer kazanmasına ve hisse senedi fiyatlarının yükselmesine sebep olmaktadır. Böyle olunca gelişen piyasalarda finansal kırılganlıklar artmakta ve bu ekonomiler küresel koşulların değişmesine bağlı olarak sermaye girişlerindeki bir ani duruşa karşı dayanıksız hale gelmektedir. Nitekim 2008 Küresel Finans Krizini takiben gelişmiş ekonomilerin para politikası uygulamalarından kaynaklanan uluslararası piyasalardaki düşük risk algısı; gelişen piyasa ekonomilerinde geniş hacimli yabancı portföy girişleri eşliğinde yerli paraların değer kazanmasına ve hisse fiyatlarının aşırı artmasına yol açmıştır. Ancak 2013 yılının ikinci çeyreğinde ortaya çıkan ABD'nin daraltıcı para politikasına geçeceği beklentisi sonucunda küresel risk iştahının artmasıyla birlikte; gelişen piyasalarda portföy akımlarında azalma, yerli paralarda değer kaybı ve hisse senedi fiyatlarında düşüş biçiminde kendini gösteren bir finansal çalkantı dönemi yaşanmıştır. Bütün bu gelişmeler, brüt portföy akımlarının küresel risk iştahındaki değişimler gibi küresel finansal koşullara oldukça duyarlı olduğunu ve bu akımların küresel risk şoklarının ülkeler arasında yarattığı yayılma etkilerinin aktarımında önemli rolü olduğunu göstermiştir.

Bu çalışmada küresel risk şoklarının Türkiye ekonomisinin aktif fiyatları üzerinde yarattığı yayılma etkilerini ve bu etkilerinin aktarımında yabancı portföy akımlarının rolünü belirlemek amacıyla dört değişken içeren bir SVAR modeli tahmin edilmiştir. SVAR modeli çerçevesinde yapılan etki-tepki

ve varyans ayrıştırması analizi sonucunda, küresel riskteki bir düşüşün, iki çeyrek dönem boyunca yabancı portföy akımlarını ve reel hisse senedi fiyatlarını artırdığı; yabancı portföy girişlerindeki artışın ise reel hisse senedi fiyatları ve reel döviz kuru üzerinde pozitif etki yarattığı bulgularına ulaşılmaktadır. Analiz ayrıca Türk Lirasındaki değer kazancının da, reel hisse fiyatlarını artırıcı etki yarattığını ispatlamaktadır. Bu bulgular, küresel risk şoklarının Türkiye ekonomisinin aktif fiyatları üzerinde yarattığı etkilerin aktarımında (diğer kanallar yanında) brüt portföy girişlerinin önemli rolü olduğunu ortaya koymaktadır.

Politika çıkarımı açısından, Türkiye ekonomisi için dışsal olan küresel risk şoklarının yurtiçi aktif fiyatları üzerinde yarattığı etkilerden kaynaklanan finansal kırılganlıkların hafifletilebilmesi için, makro ihtiyati tedbirlerin ve/veya sermaye kontrollerinin rol oynayabileceğini gözden kaçırmamak gerekir. Bu çerçevede küresel risk algısının düşük olduğu ve brüt portföy girişlerinin arttığı dönemlerde, aktif fiyatlarındaki aşırı artışların yaratması muhtemel riskleri hafifletmek amacıyla makro ihtiyati politikaların veya sermaye kontrollerinin sıkılaştırılması; brüt portföy girişlerinde düşüşe yol açan küresel riskin yükseldiği dönemlerde ise söz konusu politika uygulamalarının gevşetilmesi önerilebilir. Diğer taraftan küresel risk şoklarının yurtiçi faiz oranları ve konut fiyatları üzerindeki yayılma etkilerinin aktarımında farklı sermaye akımı bileşenlerinin rolünün incelenmesi, gelecekteki muhtemel bir araştırma konusu olabilir.

### **Etik Beyan**

“Küresel Risk, Brüt Portföy Girişleri ve Aktif Fiyatları: Türkiye Örneği” başlıklı çalışmanın yazılması ve yayınlanması süreçlerinde Araştırma ve Yayın Etiği kurallarına uyulmuştur. Çalışma için etik kurul izni gerekmemektedir.

### **Katkı Oranı Beyanı**

Çalışmadaki yazarların tümü çalışmanın yazılmasından taslağın oluşturulmasına kadar tüm süreçlere katkı yapmış ve son halini okuyarak onaylamıştır.

### **Çatışma Beyanı**

Yapılan bu çalışma gerek bireysel gerekse kurumsal/örgütsel herhangi bir çıkar çatışmasına yol açmamıştır.

### **KAYNAKÇA**

- Ahmed, S. ve Zlate, A. (2014). Capital Flows to Emerging Market Economies: A Brave New World?. *Journal of International Money and Finance*, 48, 221-248.
- Akdağ, S. (2019). VIX Korku Endeksinin Finansal Göstergeler Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği. *Hitit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 12(1), 235-256.
- Ananchotikul, N. ve Zhang, L. (2014). Portfolio Flows, Global Risk Aversion and Asset Prices in Emerging Markets. *IMF Working Paper*, No. 156.
- Anaya, P., Hachula, M. ve Offermanns, C. J. (2017). Spillovers of US Unconventional Monetary Policy to Emerging Markets: The Role of Capital Flows. *Journal of International Money and Finance*, 73, 275-295.
- Aoki, K., Benigno, G. ve Kiyotaki, N. (2009). Capital Flows and Asset Prices. Clarida, R., ve Giavazzi, F., (Ed.). *NBER international seminar on macroeconomics 2007* içinde (ss.175-216). Chicago: University of Chicago Press.
- Bank for International Settlements (2021). Changing Patterns of Capital Flows. *CGFS Papers*, No. 66.

- Varlık, C. (2022). Küresel Risk, Brüt Portföy Girişleri ve Aktif Fiyatları: Türkiye Örneği. *KMÜ Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 24(42), 415-434.
- Bekaert, G., Hoerova, M. ve Lo Duca, M. (2013). Risk, Uncertainty and Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, 60 (7), 771–788.
- Berument, M.H., Denaux, Z.S. ve Emirmahmutoglu, F. (2015). The Effects of Capital Inflows on Turkish Macroeconomic Performance. *Empirica*, 42, 813–824.
- Bhattarai, S., Chatterjee, A. ve Park, W.Y. (2020). Global Spillover Effects of US Uncertainty. *Journal of Monetary Economics*, 114, 71–89.
- Caballero, R. ve Krishnamurthy, A. (2006). Bubbles and Capital Flow Volatility: Causes and Risk Management. *Journal of Monetary Economics*, 53(1), 35–53.
- Cuestas, J.C. (2017). House Prices and Capital Inflows in Spain During the Boom: Evidence from a Cointegrated VAR and a Structural Bayesian VAR. *Journal of Housing Economics*, 37, 22–28.
- Davis, J.S. (2015). The Macroeconomic Effects of Debt-and Equity-Based Capital Inflows. *Journal of Macroeconomics*, 46, 81–95.
- Davis, J.S., Valente, G. ve Wincoop, E. (2021). Global Drivers of Gross and Net Capital Flows. *Journal of International Economics*, 128, 1–21.
- Enders, W. (1995), *Applied Econometric Time Series*, John Wiley and Sons, Inc., USA.
- Forbes, K.J. ve Warnock, F.E., (2012). Capital Flow Waves: Surges, Stops, Flight, and Retrenchment. *Journal of International Economics*, 88 (2), 235–251.
- Fratzcher, M. (2012). Capital Flows, Push versus Pull Factors and the Global Financial Crisis. *Journal of International Economics*, 88 (2), 341–356.
- French, J. ve Li, W. (2017). Sentiment, Foreign Equity Flows, and Returns: Evidence from Thailand's Stock Markets. *Research in International Business and Finance*, 42, 816–831.
- Gümüő, G.K., Duru, A. ve Güngör, B. (2013). The Relationship Between Foreign Portfolio Investment and Macroeconomic Variables. *European Scientific Journal*, 9(34), 209-226.
- İltaő, Y. ve Güzel, F. (2021). Borsa Endeksi ve Belirsizlik Göstergeleri Arasındaki Nedensellik İliőkisi: Türkiye Örneği. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 39(3), 411-424.
- Jongwanich, J. ve Kohpaiboon, A. (2013). Capital Flows and Real Exchange Rates in Emerging Asian Countries. *Journal of Asian Economics*, 24, 138–146.
- Kim, S. ve Roubini, N. (2000). Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach” *Journal of Monetary Economics*, 45, 561–586.
- Kim, S. ve Yang, D.Y. (2011). The Impact of Capital Inflows on Asset Prices in Emerging Asian Economies: Is too Much Money Chasing too Little Good?, *Open Economies Review*, 22, 293–315.
- Koepke, R. (2019). What Drives Capital Flows to Emerging Markets? A Survey of the Empirical Literature. *Journal of Economic Surveys*, 33(2), 516–540.
- Ledochowski, M. ve Zuk, P. (2022). What Drives Portfolio Capital Inflows into Emerging Market Economies? The Role of The Fed's and ECB's Balance Sheet Policies. *Emerging Markets Review*.
- Mara, M.Y., Purwanto, N.M., Kurniati, I.N., Fauziah, N.R. ve Aqmaliyah, E. (2021). Capital Flow and Banking Credit in Indonesia. *Economic Modelling*, 95, 298–310.

- Varlık, C. (2022). Küresel Risk, Brüt Portföy Girişleri ve Aktif Fiyatları: Türkiye Örneği. *KMÜ Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 24(42), 415-434.
- Nier, E., Sedik, T.S. ve Mondino, T. (2014). Gross Private Capital Flows to Emerging Markets: Can the Global Financial Cycle be Tamed?. *IMF Working Papers*, No. 196.
- Obstfeld, M. ve Rogoff, K. (1996). *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge: MIT Press.
- Rey, H. (2015). Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence. *NBER Working Paper*, No. 21162.
- Sarıtaş, H. ve Nazlıoğlu, E.H. (2019). Korku endeksi, hisse senedi piyasası ve döviz kuru ilişkisi: Türkiye için ampirik bir analiz. *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 12(4), 542-551.
- Shin, H.S. (2013). *The Second Phase of Global Liquidity and Its Impact on Emerging Economies*. Federal Reserve Bank of San Francisco, Asia Economic Policy Conference.
- Şenol, Z. ve Koç, S. (2018). Yabancı Portföy Yatırımları, Borsa ve Makroekonomik Değişkenler Arası İlişkilerin VAR Yöntemiyle Analizi: Türkiye Örneği. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 21, 1-20.
- Taguchi, H., Sahoo, P. ve Nataraj, G. (2015). Capital Flows and Asset Prices: Empirical Evidence from Emerging and Developing Economies. *International Economics*, 141, 1–14.
- Tillmann, P. (2013). Capital Inflows and Asset Prices: Evidence from Emerging Asia. *Journal of Banking & Finance*, 37(3), 717–729.
- Usta, A. (2021). Disaggregated Capital Inflows and Asset Prices: Evidence from Turkey. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 19(1), 185-201.
- Wang, C., Hwang, J. ve Chung, C. (2016). Do Short-term International Capital Inflows Drive China's Asset Markets?. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 60, 115–124.
- Yıldırım, Z. (2016). Global Financial Conditions and Asset Markets: Evidence from Fragile Emerging Economies. *Economic Modelling*, 57, 208–220.