

PARA POLİTİKASININ KAMU KESİMİ BORÇLANMA MALİYETİNE AKTARIMI

İlyas ŞIKLAR¹ Ayşegül ŞAHİN²

Gönderim tarihi: 10.09.2023

Kabul tarihi: 21.02.2024

Öz

Devlet borcu olarak da adlandırılan kamu borcu, bir ülkenin ödenmemiş toplam borcunu (tahviller ve diğer menkul kıymetler) temsil eder. Yatırımcıların enflasyon ve ekonomik faaliyetler hakkındaki beklentilerini yansıtan devlet tarafından ihraç edilen borçlanma senetlerinin verim eğrisi, para politikasının yürütülmesinde önemli enformasyon taşımaktadır. Bu çalışmanın amacı Türkiye’de para politikası kararlarının çeşitli vadelerdeki kamu kâğıtları faiz oranlarına aktarımını değerlendirebilmektir. Bu amaçla Ocak 2005 – Nisan 2023 dönemine ait aylık verilerden yararlanarak 10 adet SVAR modeli tahmin edilmiştir. Yapısal şokların tanımlanmasına dönük iki farklı yaklaşım kullanılmıştır: Özyinelemeli ve özyinelemeli olmayan tanımlama. Elde edilen etki-tepki fonksiyonları sıkı para politikasının verim eğrisinin yatıklaşmasına neden olduğunu, bir diğer deyişle, kısa vadeli faiz oranlarının uzun vadeliye göre daha belirgin bir hassasiyet sergilediğini göstermektedir. Elde edilen sonuçlara göre uzun vadeli oranların gösterdiği tepkinin önemli bir kısmı risk primi ile açıklanırken, kısa vadeli oranların tepkisi geniş ölçüde para politikası şokları tarafından açıklanmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Para politikası, Devlet iç borçlanma senetleri, Verim eğrisi, Yapısal VAR, Özyinelemeli ve özyinelemeli olmayan tanımlama.

Jel Sınıflaması: E52, H63, C10

THE TRANSMISSION OF MONETARY POLICY TO THE COST OF GOVERNMENT DEBT SECURITIES

Abstract

Public debt, also called government debt, represents the total outstanding debt of a country (bonds and other securities). The yield curve of government-issued debt securities, which reflects investors' expectations about inflation and economic activity, carries important information in the conduct of monetary policy. This study aims to evaluate the transmission of monetary policy decisions to interest rates of government debt securities in various maturities in Turkey. For this purpose, 10 SVAR models were estimated by using monthly data for the period January 2005 – April 2023. Two different approaches to the identification of structural shocks have been used: recursive and non-recursive identifications. Obtained impulse-response functions show that tight monetary policy causes the yield curve to flatten, in other words, short-term interest rates show more sensitivity than long-term ones. According to the results, a significant part of the response of long-term rates is explained by the risk premium, while the response of short-term rates is largely explained by monetary policy shocks.

Keywords: Monetary policy, Government debt securities, Yield curve, Structural VAR, Recursive and nonrecursive identifications.

Jel Classification: E52, H63,

¹ Prof. Dr., Anadolu Üniversitesi, İktisadi ve idari Bilimler Fakültesi, e-posta: isiklar@anadolu.edu.tr
ORCID ID: 0000-0003-3181-2522

² Dr. Öğr. Üyesi, Anadolu Üniversitesi, İktisadi ve idari Bilimler Fakültesi, e-posta: aysegulsahin@anadolu.edu.tr
ORCID ID: 0000-0002-4278-0266

1. Giriş

1929 yılında yaşanan Büyük Buhran'dan sonra devlet, ekonomide aktif bir şekilde rol almaya başlamıştır. Sonrasında uygulanan konjonktür karşıtı müdahaleci politikalar, bütçe dengesinde bozulmalara ve devletin gelir gider dengesinde açıklara neden olmuş, bu açıklar da vergilerin dışında kamu borçlanması yoluyla karşılanmaya başlanmıştır. Kamu açıklarında yaşanan artışlar ve bunun finansmanında (borçlanmada) bir sınırın olmaması, 1980'li yıllardan itibaren gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde yaşanan borç krizlerinin temelini oluşturmuştur. Son yıllarda artan küreselleşme ile birlikte yüksek düzeyde borçlu ülkeler, finansal krizlere daha duyarlı hale gelmiştir.

Literatürde devlet borcu olarak da adlandırılan kamu borcu, bir ülkenin ödenmemiş toplam borcunu (tahviller ve diğer menkul kıymetler) temsil eder. Dış borcun ülke dışındaki borç verenlere olan borcu ve iç borcun hükümetin iç borç verenlere karşı yükümlülüklerini temsil ettiği durumlarda, kamu borcu hem içeride hem de dışarıda olabilmektedir. Kamu borcu, bir hükümetin kamu harcamalarını finanse etmesi ve bütçedeki boşlukları doldurması için önemli bir kaynaktır. GSYİH'nın yüzdesi olarak kamu borcu, genellikle bir hükümetin gelecekteki yükümlülüklerini yerine getirme yeteneğinin bir göstergesi olarak kullanılır ve kamu finansmanın sürdürülebilirliği için önemli bir göstergedir.

Para politikası otoriteleri tarafından alınan kararların çoğunlukla kısa vadeli faiz oranları üzerinde etkili olduğu kabul edilir. Buna karşılık uzun vadeli faiz oranlarının enflasyon beklentilerinden ve yatırımcıların talep ettiği risk primini içeren faktörlerden etkilendiğine inanılır. Para politikası kararlarının ekonominin reel ve finansal kesimlerine aktarılmasındaki önemi nedeniyle merkez bankaları bu kararların devletin iç borçlanma maliyetine aktarımına özel bir önem verirler. Yatırımcıların enflasyon ve ekonomik faaliyetler hakkındaki beklentilerini yansıttığı için devlet tarafından ihraç edilen borçlanma senetlerinin verim eğrisi para politikasının yürütülmesinde önemli enformasyon taşımaktadır. Verim eğrisi, devlet borçlanma senetlerinde vade yapısına göre ortaya çıkan faizlerin birleştirilmiş halini göstermektedir.

Türkiye'de sabit getirili kamu kesimi menkul kıymetleri için verim eğrisini elde etmeye dönük çok sayıda çalışma bulunmasına karşın para politikası kararları ve devlet iç borçlanma senetleri faiz oranları arasındaki bağlantıyı inceleyen güncel çalışma sayısı sınırlıdır. Örneğin Akıncı, Gürcihan, Gürkaynak ve Özel (2007) daraltıcı para politikasının verim eğrisini dikleştirdiğini göstermektedir. Benzer şekilde Ertan, Karahan ve Temuçin (2020) ve Öztürk (2020) verim eğrisinin kendi düzeyi ile pozitif korelasyona sahip olduğunu, bunun da uzun vadeli faiz oranlarının tepkisinin kısa vadeli faiz oranlarına göre daha güçlü olduğunu ifade ettiğini belirtmektedir. Ancak bu çalışmalarda uzun vade 2 ve 5 yıl ile sınırlı kalmaktadır.

Yukarıda ifade edilen sonuçların aksine Kaya (2013), Eroğlu-Karaman (2018) ve Çepni, Güney, Küçükşaracı ve Yılmaz (2018) genişlemeci para politikalarının verim eğrisinde dikleşmeye neden olduğunu ve TCMB'nin çok amaçlı para politikasına yönelmesinin uzun vadeli faiz oranları üzerindeki kontrol gücünü zayıflattığını ifade etmektedirler. Öte yandan İnal (2006), Türkiye'de ekonomik istikrarsızlık dönemini kapsayan çalışmasında (2001-2006), 3, 6 ve 12 vadeli bono faizlerinin TCMB faiz kararlarının beklenen kısmına verdikleri tepkinin küçük, sürpriz kısımlarına verdikleri tepkinin ise daha kuvvetli olduğunu belirlemekte, vade uzadıkça politika sürprizlerine verilen tepkinin zayıfladığını ortaya koymaktadır.

Bu çalışmada amaç para politikası şoklarının 6 ay, 1, 2, 5 ve 10 yıl vadeli devlet iç borçlanma senetleri faiz oranları üzerindeki etkisini incelemektir. Çalışmada 6 ay ve 1 yıllık vadelerin kısa vade, 2 ve 5 yıllık vadelerin orta vade, 10 yıllık vadenin ise uzun vade hakkındaki enformasyonu taşıdığı kabul edilmektedir. Kaldı ki iç borçlanmanın yaklaşık %80'i bu vadelerde gerçekleşmektedir. Mevcut çalışma önceki çalışmalardan yöntem, inceleme dönemi ve kullanılan veri bağlamında farklılaşmaktadır. Türkiye ekonomisi için politika faiz oranındaki değişikliklerin incelenmesi, devlet tahvillerindeki riski yönetiminde ve parasal şokların finansal piyasalara aktarımını konusunda bize çeşitli enformasyonlar sunacaktır. Çalışmamız 2005: Ocak – 2023: Nisan dönemini ele almaktadır. Bu dönem makro ekonomik dengelerin yeniden kurulduğu ve verim eğrisinin yatıklaştığı 2005-2017 dönemini, başkanlık sistemine geçiş ve ardından gelen Covid19 pandemisini takiben makro ekonomik dengelerin bozulduğu 2018-2021 dönemini ve politika faiz oranının anlamını yitirdiği, piyasa müdahalelerinin yoğunlaştığı 2021-2023 dönemini içeren oldukça karmaşık bir dönemdir. Para politikası kararlarının verim eğrisine aktarımını incelemeye yoğun olarak kullanılan (Davoodi, Dixit ve Pinter, 2013) yapısal vektör otoregresif (SVAR) modelleri bu çalışmadaki temel modelleme tekniğidir. Mehra (1996) ve Mishra–Montiel (2012) tarafından belirtildiği gibi bu modellerin temel avantajı yapısal şokların tanımlanmasına olanak tanımları, basit ve bilgilendirici olmalarıdır. İnceleme döneminin uzunluğu ve dönemin içerdiği ekonomik ve siyasi gelişmelerin yoğunluğu nedeniyle elde edilecek sonuçların tutarlılığından emin olmak için para politikası şoklarının tanımlanmasında iki farklı strateji uygulanarak sonuçlar karşılanmaktadır. Bu stratejiler Christiano, Eichenbaum ve Evans (1999) tarafından önerilen özyinelemeli tanımlama ile Sims–Zha (2006) tarafından önerilen özyinelemeli olmayan tanımlama tekniklerini içermektedir. Öte yandan çalışmada piyasa dinamiklerini daha doğru olarak yansıttığı kabul edilen ikincil piyasada gerçekleşen veriler kullanılmaktadır.

Çalışmanın ikinci bölümü temel olarak Türkiye'de devlet iç borçlanma senetleri piyasasının yapısı ve bu piyasada gerçekleşen faiz oranı dinamikleri üzerinde durmaktadır. Üçüncü bölüm para politikası kararlarının kamu borç senetleri verim eğrisine aktarımı ile

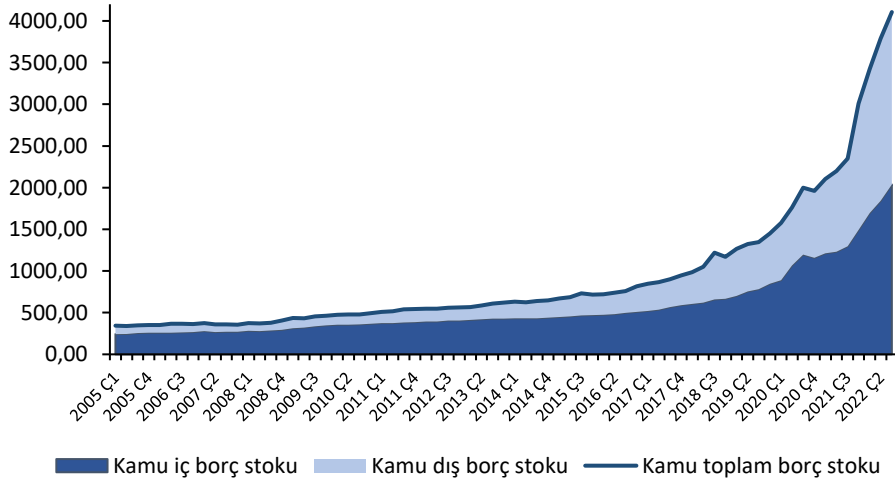
ilgili teorik ve ampirik çalışmaları ele almaktadır. Dördüncü bölüm kullanılan modelleme ve tanımlama stratejisini ele alırken beşinci bölüm tahmin sonuçlarını tartışmaktadır.

2. Türkiye’de Devlet Tahvilleri Piyasasının Değerlendirilmesi

Etkin bir kamu borç yönetimi, borçlanma maliyetlerinin düşük olması, kabul edilebilir bir risk düzeyinde olması, uzun vadede sürdürülebilir olması ve bunun para ve maliye politikaları ile desteklenmesiyle mümkündür. Kamu giderlerinin finansmanında sağlanan kaynaklar vade türlerine kısa, orta ve uzun vadeli borçlanma, kaynağı sağlayana göre iç ve dış borçlanma olarak sınıflandırılmaktadır. Eğer borcun vadesi 1 yıla kadarsa bu borç kısa vadeli, 1-5 yıl arasındaysa orta vadeli, 5 yıldan uzun bir zaman dilimini kapsıyorsa uzun vadeli borç olarak adlandırılmaktadır. Eğer borç iç kaynaklardan (bireyler, firmalar, bankalar ya da merkez bankası) finanse ediliyorsa bu borç iç borç sayılmakta, dış kaynaklardan temin ediliyorsa bu borç dış borç sayılmaktadır (Arslan, 2022, s. 130).

Hükümetin borçlanma ihtiyacını karşılamasında birçok hususu dikkate alması gerekmektedir. Finansman tercihinde finansmana ulaşım, yurtiçi ve yurtdışı finansal piyasaların gelişmişlik düzeyi, maliyeti, faiz oranı, döviz kuru riski gibi birçok faktör göz önünde tutulmalıdır. İç ve dışa kamu borcu arasında da maliyet ve risk arasındaki tercihler etkilidir. Bu bağlamda Şekil 1’de kamu iç ve dış borç stokunun yıllar içindeki değişimine yer verilmiştir.

Şekil 1: Kamu İç-Dış Borç Stoku (milyar TL)



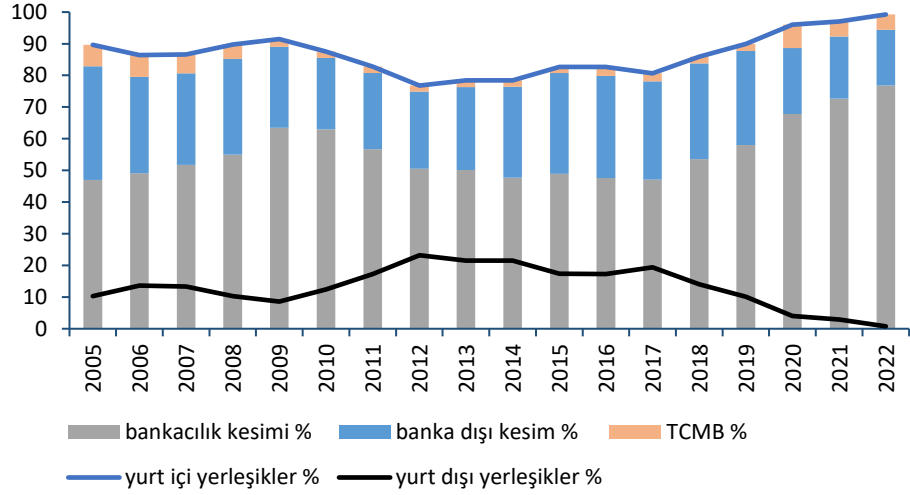
Kaynak: T.C. Hazine ve Maliye Bakanlığı

2005-2022 yılları arasındaki kamu borç stokunun yapısı incelendiğinde kamu borcunun inceleme döneminin ilk yıllarında daha fazla iç kaynaklardan finanse edildiği görülmektedir. Her iki borçlanma şekli de yıllar içerisinde sürekli olarak artmıştır ancak şekilden çıkarılan en önemli sonuç dış borç stokunun son yıllarda iç borç stokundan daha fazla olmasıdır. Bu sonucun ortaya çıkmasındaki en önemli faktör 2018 sonrası dönemde yerli paranın hızlı değer kaybıdır. Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde merkez bankaları dış borcunu geri ödeyebilecek parayı basma yetkisine sahip olmadığından, artan dış borçlanma borç krizine yol açabilecek risklere sahiptir. Ayrıca büyüyen cari açığı kapatabilmek amacıyla alınan borcun sürdürülemez bir düzeye ulaşmasına ve ülkedeki dövizin tamamının borcun geri ödenmesinde kullanılmasına neden olabilmektedir.

Kamunun dış kaynaklardan borçlanmasının çeşitli avantajları bulunmaktadır. İç borçlanma genellikle enflasyonist ortamdan kaynaklı kısa vadelidir. Dövizde endeksli dış borçlanma ise iç borçlanmaya kıyasla faiz oranlarının da düşük olması sebebiyle daha uzun vadede oluşmaktadır (Hanson, 2007). Enflasyonist dönemlerde yurtiçi faiz beklentisi daha yüksek olduğundan yabancı para cinsinden borçlanma daha fazla olmaktadır. Dış borçlanmanın bir diğer avantajı ise yurtiçi tasarrufların yetersiz kaldığı durumlarda ülkenin büyüme ve kalkınmasına katkıda bulunmasıdır.

Kamu kesimi dış borç yerine iç borçlanmayı tercih ettiğinde, bankalara veya banka dışı kişi ve kurumlara başvurabilmektedir. Özellikle Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde bankacılık kesiminden borçlanmanın daha yoğun olduğu görülmektedir. Merkez bankasından ya da ticari bankalardan yapılan borçlanmanın çoğunlukla para yaratılması ile finanse edildiği düşünülürse, borçlanmanın enflasyonist baskı yaratacağı da bir gerçektir. Şekil 2’de iç borçlanma kağıtlarını ellerinde tutanlar açısından toplam iç borcun yüzde dağılımına yer verilmiştir.

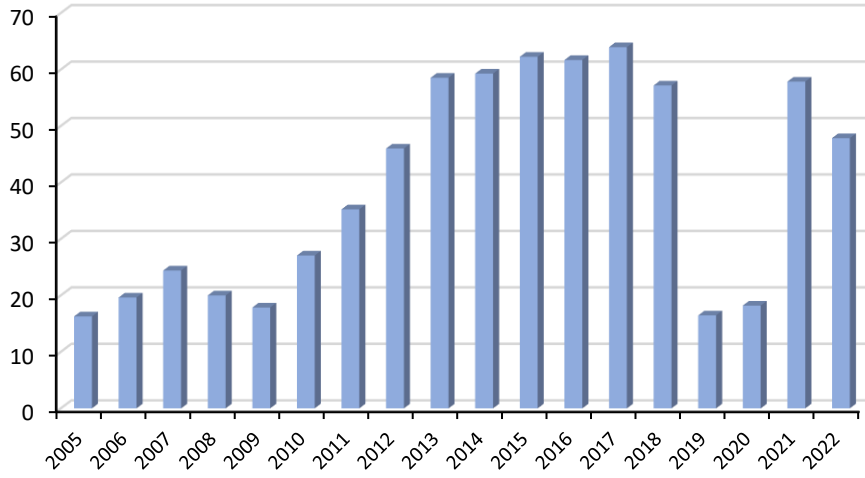
Şekil 2: Kamu İç Borç Stokunun Elde Tutanlara Göre Dağılımı



Kaynak: T.C. Hazine ve Maliye Bakanlığı

Şekil 2'ye göre kamu iç borç kağıtlarının önemli bir kısmı bankacılık kesiminin elindedir. Banka dışı kesimi gerçek kişiler, tüzel kişiler ve menkul kıymet yatırım fonları oluşturmaktadır. Bankacılık kesimi, banka dışı kesim ve TCMB, yurtiçi yerleşikleri oluşturmaktadır. Yurtiçi yerleşiklerle kıyaslandığında yurtdışı yerleşiklerin payı özellikle son dönemde oldukça sınırlı kalmaktadır.

Borçlanmanın ekonomik yapıyı nasıl etkileyeceği konusu borcun kaynağına, miktarına ve vadesine bağlı olarak şekillenmektedir. Gelişmiş ülkeler siyasi istikrarın ekonomiye yansımalarıyla daha uzun vadeli ve daha düşük faizle borçlanabilirken, gelişmekte olan ülkelerde tasarruf düzeylerinin düşük olması sebebiyle kısa vadeli ve yüksek faizli olmaktadır (Demir-Sever, 2008). Kamu borcu dış kaynaklardan ziyade iç kaynaklardan sağlandığında hem vadesi hem de ödeme koşulları daha kolay belirlenmektedir. Bu bağlamda hükümetler iç borcu dış borca kıyasla daha fazla tercih etmektedir. Şekil 3'te iç borçlarının vade yapısı ele alınmıştır.

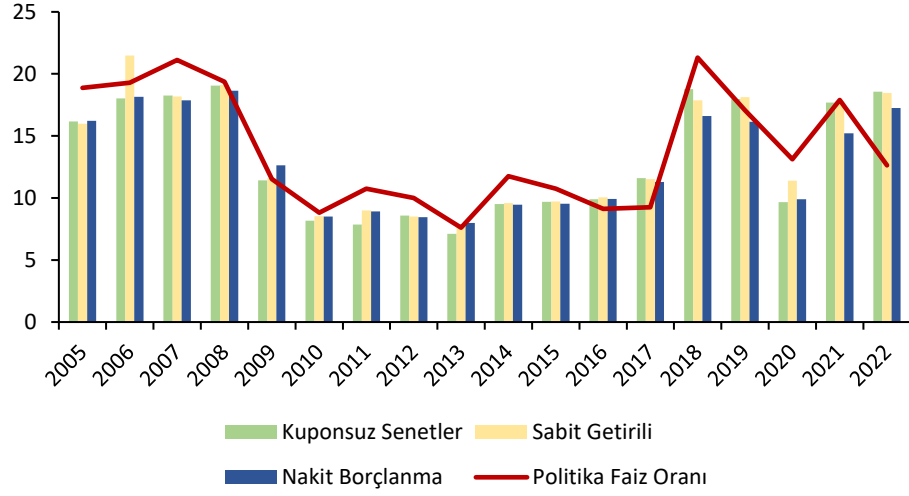
Şekil 3: Kamu İç Borçlarının Ortalama Vadesi (Ay)

Kaynak: T.C. Hazine ve Maliye Bakanlığı

Özellikle 2008 Küresel Finansal Kriz sonrasında artan mali açıkla birlikte hem kamu borç stoku seviyesi artmış hem de borçların ortalama vadesi uzamıştır. Borç çevirme riskini azaltmak için borçların vadeleri sıklıkla uzatılabilmektedir (Hanson, 2007). Türkiye ekonomisinde 2018 yılına kadar iç borçların ortalama vadelerinin sürekli olarak uzadığı görülmektedir. Ancak Covid19 pandemisinin başlarında borçlanmanın vadesinde keskin bir düşüş yaşanmıştır.

Maliyetlerinin daha düşük olması sebebiyle kamunun daha çok iç borçlanma yolunu tercih ettiğinden daha önce bahsedilmişti. Kamu borçlanırken tıpkı özel sektörün borçlanırken yaptığı gibi borçlanmanın maliyetine fazlasıyla odaklanmaktadır. Özel sektörün de kamunun da amacı finansman açığını en düşük maliyetle karşılamaktır. Şekil 4'te iç borçlanmanın kuponsuz senetler, sabit getirili senetler ve nakit borçlanmanın ortalama maliyetlerine ve TCMB politika faiz oranına yer verilmiştir.

Şekil 4: Kamu İç Borçlanmanın Ortalama Maliyeti (Yıllık, Bileşik %)



Kaynak: T.C. Hazine ve Maliye Bakanlığı ve TCMB

2008 yılından sonra faiz oranlarındaki azalma ile birlikte düşme eğilimine giren ortalama maliyetler, 2018 yılına kadar %10'un altında seyretmiştir. Sonraki yıllarda ortalama maliyetler yükselse bile %20'nin altında kalmaya devam etmiştir. İç borçlanmanın yüksek seviyelerde olması özel sektör yatırımlarının dışlanması riskini barındırmaktadır. Devlet yurtiçi borçlanmaya yöneldiğinde, özel sektörün borçlanma imkanlarını sınırlamakta, piyasada daha az ödünç verilebilir fonun bulunmasına ve bu da özel sektörün borçlanma maliyetlerinin artmasına sebep olabilmektedir. Şekilde ayrıca TCMB politika faiz oranı verisi de yer almaktadır. Veriler, kamu iç borçlanma maliyetleri ile karşılaştırıldığında oldukça benzer eğilim göstermektedir. Merkez bankasının aldığı politika faiz oranı kararları diğer faiz oranlarını etkilediği gibi borçlanma maliyetlerini de etkilemektedir.

3. Teorik ve Ampirik Literatür

3.1. Bazı Teorik Temeller

Faiz oranlarının vade yapısını açıklamaya dönük Pür Bekleyişler Hipotezine göre n vadeli devlet tahvili faiz oranı (i_t^n) iki bileşene sahiptir: Beklenen kısa vadeli faiz oranlarının ortalaması (i_{t+j}^e) ve enflasyon, geri ödenmeme ve likidite risklerini içeren risk primi (p_t^n). Yani,

$$i_t^n = \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} i_{t+j}^e + p_t^n \quad (1)$$

Geleneksel faiz oranı kanalına göre (Mishkin, 1995) yatırımcıların davranışı çeşitli vadelerdeki tahvillerin riske göre düzeltilmiş getirileri arasındaki arbitraj olanağını minimize edeceği için para politikası kararları verim eğrisi üzerinde etkili olacaktır. Para politikası şokunun ardından bazı faktörler verim eğrisinin eğimini değiştirebilir ve hatta tersine dönmeye neden olabilir. Öte yandan gelecekteki para politikası, enflasyon beklentileri ve risk priminin uyumlu hale gelmesi uzun vadeli faiz oranlarının kısa vadeli faiz oranları ile aynı tepkiyi vermesine yol açabilir. Aksi takdirde söz konusu faiz oranları ters yönde tepki verecektir. Lowe (1995) para politikası kararlarının gelecekte beklenen kısa vadeli faiz oranları üzerinde etkili olduğunu belirtmekte ve dolayısıyla uzun vadeli faiz oranları üzerindeki etkisinin iki kanal aracılığı ile ortaya çıktığını ifade etmektedir: Likidite kanalı ve beklenen enflasyon kanalı. Likidite kanalı kısa vadeli faiz oranlarındaki düşüşün uzun vadeli tahvillere olan talebi arttıracığı, bunun da uzun vadeli faiz oranları üzerinde düşme yönünde bir baskı yaratacağı anlamına gelmektedir. Beklenen enflasyon kanalına göre, örneğin sıkılaştan parasal koşullar nedeniyle gelecekteki enflasyonun düşeceği bekleniyorsa, kısa vadeli faiz oranlarında bir düşüş beklentisi hakim olacak, bu da uzun vadeli faiz oranlarının düşmesine yol açacaktır.

Kısa ve uzun vadeli faiz oranları arasındaki ilişkinin ekonomik döngü boyunca değişeceğini belirten Roley–Sellon (1995), bu ilişkinin temel olarak piyasa katılımcılarının para politikasının gelecekteki yönü ile ilgili beklentileri tarafından belirlendiğini ifade etmektedir. Ekonominin genişleme dönemlerinde yatırımcılar merkez bankasının gerekli önlemleri alacağını bekleyecekleri için sıkı para politikası uzun vadeli faiz oranlarının yükselmesine yol açmaktadır. Tersine ekonomik döngünün sonuna doğru piyasa katılımcıları uyumlu bir para politikasının yürütüleceğini bekledikleri için politika faiz oranındaki artış uzun vadeli faiz oranlarını ancak kısmi olarak etkiler.

Poole (2006)'ya göre yatırımcılar tarafından talep edilen risk primi, yatırımcıların likidite tercihleri ve risk algıları bağlamında zaman içerisinde değişir. Bu nedenle, uzun vadeli

menkul kıymet getirilerinin belirlenmesinde risk primi dominant bileşen ise, para politikasının bu getiriler üzerindeki etkisi zayıf olacaktır.

3.2. Ampirik Yaklaşımlar

Verim eğrisinin para politikası değişikliklerine gösterdiği tepkiyi inceleyen ilk çalışmalardan birisi Cook–Hahn (1989) tarafından gerçekleştirilmiştir. 1974–1979 dönemini kapsayan çalışmada FED kararlarının hemen sonrasında ABD devlet tahvilleri faiz oranlarında gözlenen değişmeyi açıklamak amacıyla basit bir regresyon modeli kullanılmaktadır. Regresyon modeli

$$\Delta i_t^n = \alpha_n + \beta_0 \Delta i_t^p + \xi_t^n \quad (2)$$

olarak belirlenmekte Δi_t^p politika faiz oranındaki değişmeyi, Δi_t^n FED kararının hemen sonrasında gözlemlenen n vadeli tahvil faiz oranındaki değişmeyi ifade etmektedir. Bu eşitlik çeşitli vadeler için tahmin edilmektedir. Elde edilen sonuçlara göre politika faiz oranı değişiklikleri sonrasında kısa vadeli faiz oranlarında büyük, orta vadeli faiz oranlarında ılımlı ve uzun vadeli faiz oranlarında sınırlı değişiklikler ortaya çıkmaktadır. Oysa bu yaklaşım 1990’lardaki ABD verisine uygulandığında politika faiz oranının devlet tahvili faiz oranları üzerindeki etkisi güçsüz ve önemsiz olarak belirlenmektedir (Radecki–Reinhart, 1994; Kuttner, 2001). Kuttner (2001)’e göre bunun nedeni tahvil piyasası katılımcılarının para politikası kararları hakkında geriye doğru bir bakış açısına sahip olmalarıdır.

Elde edilen bu sonuçlar para politikası değişikliklerinin uzun vadeli faiz oranlarına aktarımını değerlendirebilmek için yeni yaklaşımların geliştirilmesine zemin hazırlamıştır. Para politikasının gelecekteki yönü ile ilgili yatırımcı beklentilerinin göz önüne alınması için Roley–Sellon (1995) uzun vadeli faiz oranlarının tepkisinin daha geniş bir aralıkta ölçülmesini önermektedir. Bu çalışmada FED kararı değişikliğinin devlet tahvili faiz oranlarına aktarımı karar günü, önceki gün ve sonraki gün bağlamında değerlendirilmektedir. Kuttner (2001) para politikası kararlarında beklenen ve beklenmeyen değişim ayrımının gerekliliğine değinmekte ve bu amaçla future sözleşmeleri gibi finansal araçların kullanımını önermektedir. Buna göre politika faiz oranındaki değişim (Δi_t) beklenen ve beklenmeyen değişme (sırasıyla Δi_t^a ve Δi_t^{na}) olarak ayrıştırılmaktadır ve i_{t-1}^f $t - 1$ dönemindeki forward faiz oranını göstermekte iken,

$$\Delta i_t = i_t - i_{t-1} = (i_{t-1}^f - i_{t-1}) + (i_t - i_{t-1}^f) = \Delta i_t^a + \Delta i_t^{na} \quad (3)$$

olarak tanımlanmaktadır. Öte yandan Larrain (2005) beklenmeyen para politikası şoklarını politika faiz oranı ile anketlerle belirlenen profesyonellerin politika faiz oranı beklentisi arasındaki farkla ölçmektedir. Sözü edilen çalışmaların tamamında yazarlar zamanlama ve büyüklük bağlamında benzer sonuçlara ulaşmaktadır: Piyasa katılımcıları beklenmeyen para politikası şokları ile karşılaştıklarında para politikası değişikliklerinin uzun vadeli faiz oranları üzerindeki etkisi daha belirgindir.

90'lı yılların sonlarından itibaren para politikası şoklarının verim eğrisi üzerindeki etkisini incelemek amacıyla yapısal VAR modellerinin kullanılmaya başlandığı ancak bu çalışmaların gelişmiş ülkeler bağlamında yürütüldüğü görülmektedir. Bu çalışmada kullanılacak yöntemin temelini oluşturması nedeniyle söz konusu modeller hakkındaki teknik açıklamaları dördüncü bölümde ayrıntılı olarak ele alacak, burada sadece söz konusu çalışmaların sonuçlarına değinmekle yetineceğiz. Mehra (1996) ve Evans–Marshall (1998) tarafından yürütülen çalışmalar bu konudaki öncü çalışmalardır. Bu çalışmalarda ulaşılan sonuçlar devlet tahvillerinin vadesi uzadıkça para politikasının verim eğrisi üzerindeki etkisinin zayıfladığı şeklindeki ortak değerlendirmeyi desteklemektedir.

10 adet yükselen piyasada (Hindistan, Güney Kore, Meksika, Çek Cumhuriyeti, Malezya gibi) para politikasının uzun vadeli faiz oranlarına aktarımını inceleyen Moreno (2008), bu ülkelerde para politikası şoklarının kısa vadeli faiz oranlarından daha fazla uzun vadeli faiz oranlarını etkilediğini belirlemektedir. Bu ülkelerde sağlanan bütçe disiplini, artan merkez bankası bağımsızlığı ve para politikasının artan şeffaflığı gibi nedenlerle uzun vadeli faiz oranlarına dahil olan risk priminin ağırlığı azalmıştır. Ayrıca artan finansal bütünleşme yurtiçi uzun vadeli faiz oranlarının uluslararası piyasalardaki gelişmelerden daha fazla etkilenmesine neden olmaktadır. Dolayısıyla bu ülkelerdeki uzun vadeli faiz oranları gelişmiş ülkelerdeki oranlarla uyumlu hale gelme eğilimi sergilemektedir.

Son dönemde gerçekleştirilen bazı çalışmalar (örneğin, Tuladhar, Hoffmaister ve Roldos 2010; Bulir–Vlcek, 2016; Ahokpossi, Martinez ve Kemoe 2016; Fernandes, Nunes ve Reis, 2020; Ding, 2020; Deleidi-Levrero, 2021; Sekine, 2022; Patra, Joice, Kushwaha ve Bhattacharyya, 2022) para politikasındaki bir değişiklik karşısında verim eğrisini oluşturan üç parametrenin (düzey, eğim ve eğrilik) duyarlılığını ölçmek için Diebold–Li (2006) tarafından önerilen yöntemi kullanmaktadır. Örneğin, Hoffmaister vd., (2010) Merkezi ve Doğu Avrupa ülkelerini kapsayan çalışmada piyasa katılımcılarının sıkı para politikası beklentilerinin verim eğrisini bir bütün olarak yukarıya kaydırıldığını belirlemektedirler. Elde edilen sonuçlar hem kısa hem de uzun vadeli faiz oranlarının sıkı para politikalarına artma yönünde tepki verdiğini göstermektedir. Yazarlara göre bu etki bir yıl içerisinde hissedilmektedir (Macaristan hariç). Öte yandan Bulir – Vlcek (2016) para politikasının devlet tahvilleri

piyasasına aktarımını 16 gelişmiş ve gelişmekte olan ekonomiden oluşan bir panel bağlamında ele almaktadır. Elde edilen sonuçlar gelişmiş ekonomilerde bir para politikası şoku sonrasında verim eğrisinin düzleştiğini göstermektedir. Bu ülkelerde merkez bankası kredibilitesinde sağlanan iyileşme nedeniyle 5 yıl ve 10 yıl vadeli tahvil faizleri para politikası şokundan etkilenmemektedir. Gelişmekte olan ülkelere ise para politikası şoku sonrasında verim eğrisi pozitif eğim kazanmaktadır. Yazarlar uzun vadeli faiz oranlarının kısa vadeliye göre daha fazla tepki vermesini bu ülkelerde enflasyon beklentilerinin zayıf olarak çapalanmasına bağlamaktadır. Fernandes vd., (2020) Brezilya için verim eğrisi dinamiklerini inceledikleri çalışmada uzun vadeli faiz oranlarının para politikası şoklarına karşı kısa vadeli faiz oranlarına göre düşük düzeyde tepki verdiğini belirlemekte, bunu uzun vadede artan risk primi ve enflasyon beklentilerine bağlamaktadırlar. Deleidi-Levrero (2021) uzun dönemli (1954-2018) ABD verilerini kullanarak tahmin edilen SVAR modeli sonuçlarına göre para politikası şoklarının uzun vadeli faiz oranlarını (10 yıl) kalıcı olarak etkilediğini ve bunun merkez bankasına kısa vadeli politika faizini belirlemede belirli ölçüde serbestlik tanıdığını belirtmektedir. Benzer şekilde Patra vd. (2022) ABD için gerçekleştirilen çalışmada artan politika faiz oranı karşısında verim eğrisinin düzeyinin arttığını ve para politikasının uzun vadeli faiz oranları üzerindeki etkisinin ihmal edilemeyeceğini ifade etmektedir.

Sonuç olarak makro ekonomik istikrarsızlık dönemlerinde para politikası şoku karşısında uzun vadeli faiz oranları kısa vadeli faiz oranlarına göre daha fazla hassasiyet göstermekte ve verim eğrisi dikleşmektedir. Bu sonuçlar orta ve uzun vadeli risk priminin parasal olmayan ulusal ve uluslararası şoklar karşısındaki aşırı tepkisine bağlanabilir.

4. Modelleme ve Metodoloji

Bu çalışmada para politikası aktarım kanalı Christiano, Eichenbaum ve Evans (1996a ve 1996b) tarafından önerilen SVAR modellerini esas almaktadır. Bu tür modellerin temel avantajı basit ve çok yönlü sonuçlar elde etmeye olanak tanımasıdır. Örneğin Kulish-Rees (2011) yapısal modellerin aksine SVAR modellerinin indirgenmiş boyutlu (reduced-dimensional) bir sisteme dayandırılan daha kolay anlaşılır bir analiz modeli sunduğunu ifade etmektedir. Bir dizi kısıtın modele dahil edilmesi ile para politikası şoklarının tanımlanmasına olanak tanıdığı için SVAR tipi modeller para politikası aktarma mekanizmalarının incelenmesinde yaygın olarak kullanılmaktadır (Mishra-Montiel, 2012; Davoodi vd., 2013). Öte yandan para politikası aracının içselliği ile ilgili tartışmaların çözümü için Christiano vd., (1999) tarafından SVAR modellerinin kullanımı önerilmektedir. Yazarlara göre para politikası aracı ile devlet tahvili faiz oranları arasındaki nedensellik ilişkisinin incelenmesi gereklidir, zira söz konusu iki değişken arasındaki pozitif korelasyon iki farklı biçimde

yorumlanabilir. Öncelikle devlet tahvili faiz oranı daraltıcı bir para politikası sonucu yükselebilir. Öte yandan devlet tahvili faiz oranındaki artış yatırımcılar cephesinden yüksek enflasyon beklentilerinin sonucu olabilir. Şüphesiz bu hususun para politikası kararlarında göz önüne alınması gerekir. Nedenselliğin yönünü daha iyi anlayabilmek için Christiano vd. (1999) merkez bankasının içsel tepki fonksiyonu ile dışsal para politikası şoku arasında ayırım yapılmasını önermektedir. Aslında para politikası tepki fonksiyonu para otoritesinin amaçlarını gerçekleştirmek amacıyla aldığı önlemleri ifade ederken dışsal para politikası şoku gösterge faiz oranının parasal kuralın işaret ettiği düzeyden sapmasını ifade etmektedir. Bu ayırım nedensellik konusundaki belirsizlik sorununu çözdüğü gibi faiz oranı ve diğer makro ekonomik değişkenler üzerindeki etkisini belirleyebilmek için para politikası şokunun tanımlanmasına da olanak tanır.

VAR modelinin yapısal formu aşağıdaki gibidir:

$$\begin{bmatrix} \alpha & \beta \\ \gamma & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \theta_t \\ i_t^n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A(L) & B(L) \\ \Gamma(L) & \Delta(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \theta_{t-1} \\ i_{t-1}^n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \xi_t^\theta \\ \xi_t^n \end{bmatrix} \quad (4)$$

Burada θ_t para politikası faiz oranını (i_t^p) da içeren içsel değişkenler vektörü, i_t^n vadeli devlet tahvillerinin faiz oranı, α diyagonalı 1'lerden oluşan kare matris, β ve γ iki vektör, L ise gecikme operatörüdür. $A(L)$ polinom matrisi, $B(L)$ ve $\Gamma(L)$ iki polinom vektörü ve $\Delta(L)$ skalar polinomu ifade etmektedir. Öte yandan $[\xi_t^\theta \ \xi_t^n]'$ iid süreci izleyen ve varyans matrisi birim olan yapısal şoklar vektörüdür. Politika faiz oranındaki (i_t^p) içsel değişiklikleri dışsal para politikası şoklarından ayırabilmek için (4) nolu eşitlikteki merkez bankası tepki fonksiyonu aşağıdaki biçimi almaktadır:

$$i_t^p = g(I_t) + \xi_t^{ip} \quad (5)$$

Bu eşitlikte I_t para otoritesi için t döneminde mevcut olan tüm bilgiyi, g merkez bankasının tepkisini tanımlayan doğrusal fonksiyonu ve ξ_t^{ip} dışsal para politikası şokunu temsil etmektedir. Bu bağlamda I_t farklı makro ekonomik değişkenlerin gecikmelerini ($j \geq 1$ olmak üzere θ_{t-j}) ve α matrisine bağlı olarak eş anlı elemanları (θ_t) içermektedir.

Elde edilecek sonuçların tutarlılık kontrolü açısından bu çalışmada Evans-Marshall (2007) tarafından önerilen yaklaşım uygulanarak para politikası şoklarının tanımlanmasında iki farklı stratejiye dayanan iki SVAR modeli tahmin edilecektir: Christiano et al. (1999) tarafından kullanılan özyinelemeli tanımlama ve Sims-Zha (2006) tarafından kullanılan özyinelemeli olmayan tanımlama.

4.1. Özyinelemeli Tanımlama Stratejisi

Yapısal formun tanımlanmasında Cholesky ayrıştırmasını kullanan Christiano et al. (1999) (4) nolu eşitlikte verilen sistemi aşağıdaki matris formunda ifade etmektedir:

$$\alpha\theta_t = A(L)\theta_{t-1} + \xi_t^\theta \quad (6)$$

Buna göre VAR modeli aşağıdaki indirgenmiş formda yazılabilir:

$$[I - \alpha^{-1}A(L)L]\theta_t = \alpha^{-1}\xi_t^\theta \equiv v_t^\theta \quad (7)$$

Bu çalışmada içsel değişkenler vektörü (θ) şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$\theta_t \equiv \{y_t, p_t, p_t^c, i_t^p\}'$$

Bu vektörde yer alan y_t , p_t , p_t^c ve i_t^p sırasıyla reel gayrisafı yurtiçi hasılayı, tüketici fiyat endeksini, emtia fiyat endeksini ve politika faiz oranını göstermektedir. Politika faiz oranı dışındaki değişkenler logaritmik olarak modele dahil edilmektedir. Modelde yer alan p_t^c değişkeni, Blanchard (2004) ve Aktas et al. (2010) tarafından belirtilen gerekçelerle, hammadde fiyatlarındaki değişimlerin iç ve dış denge üzerindeki etkilerini modele dahil eden risk primini temsil etmek amacıyla kullanılmaktadır. Christiano et al. (1999) tanımlaması α matrisine aşağıdaki kısıtların konulmasını önermektedir:

$$\xi_t^\theta \equiv \begin{bmatrix} \xi_t^y \\ \xi_t^p \\ \xi_t^{pc} \\ \xi_t^{ip} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{21} & 1 & 0 & 0 \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & 1 & 0 \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} & \alpha_{43} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_t^y \\ v_t^p \\ v_t^{pc} \\ v_t^{ip} \end{bmatrix} \quad (8)$$

Buna göre söz konusu özyinelemeli tanımlama şu hususları ifade etmektedir: Para politikası kararlarını alanlar politika faiz oranını belirlerken enflasyonist baskıları ve ekonomik konjonktürün durumunu eşanlı olarak göz önüne almaktadır. Öte yandan para politikası kararları ekonominin reel cephesine belirli bir gecikme ile aktarılmaktadır. Bu nedenle para politikası tepki fonksiyonu ekonomik faaliyetlere ve fiyatlara ilişkin eşanlı ve geçmiş değerleri içeren aşağıdaki fonksiyonla ifade edilebilir:

$$i_t^p = A_4(L)\theta_{t-1} - \alpha_{41}y_t - \alpha_{42}p_t - \alpha_{43}p_t^c + \xi_t^{ip} \quad (9)$$

Burada $A_4(L)$, $A(L)$ matrisinin 4'üncü satırı, α_{ij} α matrisinin (i,j) 'inci elemanıdır. Bu nedenle ξ_t^{ip} artık terimi para politikası şokunu ifade eder.

4.2. Özyinelemeli Olmayan Tanımlama Stratejisi

Sims-Zha (2006) tarafından önerilen özyinelemeli olmayan tanımlama yöntemi yukarıda açıklanan tanımlama stratejisinden oldukça farklıdır. Yazarlara göre merkez bankası tepki fonksiyonu ekonomik faaliyetler ve fiyatlara ilişkin eşanlı değişkenleri içermemelidir. Zira bu değişkenlere ilişkin veri ancak belirli bir gecikme ile elde edilebilmektedir. Bu nedenle para politikası tepki fonksiyonu eşanlı değişken olarak para miktarındaki değişimleri içerecek şekilde tanımlanmalıdır (Benchimol-Foucans, 2017). Bu durumda içsel değişkenler vektörü

$$\theta_t \equiv (\Delta m_t, i_t^p, p_t, y_t)'$$

olarak belirlenmekte, Δm_t para arzı yıllık değişim oranını ifade etmektedir. Para politikası tepki fonksiyonu ise aşağıdaki biçimi almaktadır:

$$i_t^p = A_2(L)\theta_{t-1} - \alpha_{21}\Delta m_t + \xi_t^{ip} \quad (10)$$

Daha önce olduğu gibi (4) nolu sistemin matris formunda ifade edilmesi ve VAR modelinin indirgenmiş formda ifade edilmesi ile (eşitlik 6 ve 7), Sims-Zha (2006) tanımlaması α matrisine aşağıdaki kısıtların konulmasını içermektedir:

$$\xi_t^\theta \equiv \begin{bmatrix} \xi_t^m \\ \xi_t^{ip} \\ \xi_t^p \\ \xi_t^y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \alpha_{12} & \alpha_{13} & \alpha_{14} \\ \alpha_{21} & 1 & 0 & 0 \\ \alpha_{31} & 0 & 1 & \alpha_{34} \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_t^m \\ v_t^{ip} \\ v_t^p \\ v_t^y \end{bmatrix} \quad (11)$$

Yukarıdaki tanımlamaya göre ilk satır geleneksel para talebi eşitliğini göstermekte ve para talebi faiz oranına ve ekonomik faaliyetlere (ekonomik büyüme ve enflasyon) bağlı olarak belirlenmektedir. İkinci satır para politikası tepki fonksiyonudur. Üçüncü satıra göre fiyatlar nakit şoklarına ve talep şoklarına eşanlı olarak tepki vermektedir. Son satır ise toplam talebin nakit, arz ve para politikası şoklarına gecikme ile tepki verdiğini ifade etmektedir.

5. Modellerin Tahmin Sonuçları

5.1. Durağanlık ve Eşbütünleşme

Özyinelemeli ve özyinelemeli olmayan modellerin tahmininde kullanılan veri seti 2005: Ocak – 2023: Nisan dönemini kapsayan aylık frekanstaki verilerden oluşmaktadır. Sadece 10 yıllık devlet faizi oranları 2010: Ocak ayından itibaren mevcut olduğu için bu vadeye ilişkin tahminler 2010: Ocak – 2023: Nisan dönemini kapsayacaktır. Kullanılan verilerin detaylı tanımları ve veri kaynakları çalışmanın sonunda Ek 1 olarak verilmektedir. Kullanılan verilerin durağanlık analizi Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) testleri aracılığı ile gerçekleştirilmiş ayrıca birim kökte yapısal kırılmanın varlığı Dickey-Fuller minimum testi ile araştırılmıştır. Söz konusu testlere ilişkin sonuçlar çalışmanın sonunda Ek 2’de verilmektedir. Gerçekleştirilen tüm testler serilerin %1 önem düzeyinde 1’inci dereceden eşbütünleşik $I(1)$ olduklarını göstermektedir.

Tahmin edilecek her spesifikasyona dahil edilen değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığı Johansen yaklaşımı çerçevesinde incelenmiştir. Gerçekleştirilen İz Testi ve Maksimum Öz Değer testleri söz konusu spesifikasyonlarda yer alan değişkenler arasında en az bir adet eşbütünleşik vektör bulunduğunu ifade eden boş hipotezin reddedilemeyeceğini ifade etmektedir (bkz. Ek 3). Christiano (1999) ve Sims-Zha (2006) tarafından belirtildiği gibi, amaç para politikası kararlarının aktarımını değerlendirmek olduğu için vektör hata düzeltme modelleri yerine VAR modellerinin tahmini uygundur. Buna göre toplamda 5 adet vade için (6 ay, 1, 2, 5 ve 10 yıl) özyinelemeli ve özyinelemeli olmayan modeller bağlamında 10 adet VAR modelinin tahmini gerçekleştirilecektir. Lütkepohl (2007 ve 2017) tarafından belirtildiği gibi durağan olmayan değişkenler arasında eşbütünleşik ilişkinin varlığı durumunda düzeyde tahmin edilen VAR modelleri için asimptotik testler uygulanabilir ve tahmin sonuçları tutarlı olur. Öte yandan eşbütünleşik ilişkinin varlığı halinde VAR modellerinin ilk farklarla tahmin edilmesi bilgi kaybına yol açabilmektedir. Bu gerekçelerden hareketle bu çalışmada tahmin edilecek VAR modellerinde değişkenler düzeylerinde modele dahil edilmiştir.

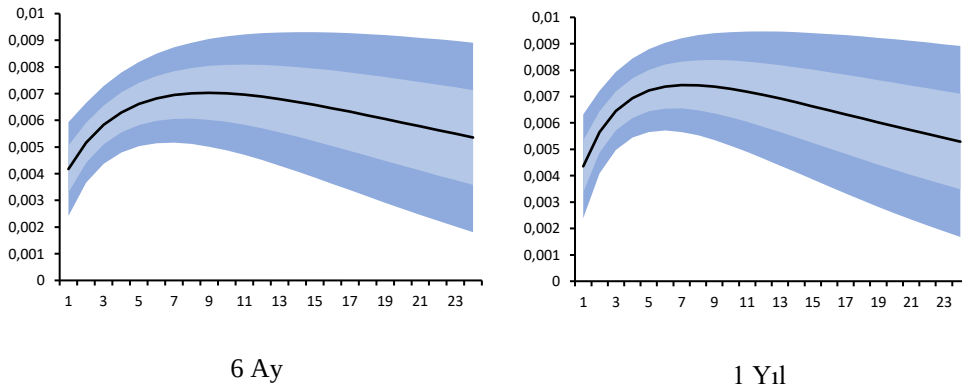
Modelin tahmininde kullanılacak optimum gecikme düzeyini belirlemek için kullanılan kriterlerin çoğu uygun gecikme uzunluğunun 2 ay olduğunu gösterdiğinden, kısıtlanmamış VAR modelinin tahmininde bu gecikme tercih edilmiştir (bkz. Ek 4). Kısıtlanmamış forma ilişkin diagnostik testlerin sonuçlarına göre (bkz. Ek 5) tahmin edilen VAR modelleri istikrarlıdır, hata terimleri otokorelasyon içermemekte, değişen varyans sorunundan bağımsız ve normal dağılıma sahiptir. Bu nedenle özyinelemeli ve özyinelemeli olmayan modellerin tahmini ile elde edilecek çıktılar istatistiki olarak tutarlı ve anlamlı sonuçlar içermektedir.

Gerek özyinelemeli gerekse özyinelemeli olmayan stratejiler açısından A matrisindeki katsayılar (a_{ij}) için elde edilen tahminler ekonomik teoriye uygun olarak beklenen yönde işaretlere sahip ve istatistiki olarak anlamlıdır (bkz. Ek 6 ve 7). Her iki tahmin tekniği açısından elde edilen katsayı tahminlerinin tek tek değerlendirilmesi bu çalışmanın amaçlarına katkıda bulunmayacağı için, elde edilen etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırmaları bu bölümde değerlendirilecektir. Bu sayede model değişkenlerindeki değişkenliğin kaynağını ve devlet tahvili faiz oranlarının para politikası şoku karşısındaki dinamik tepkilerini incelemek mümkün olacaktır.

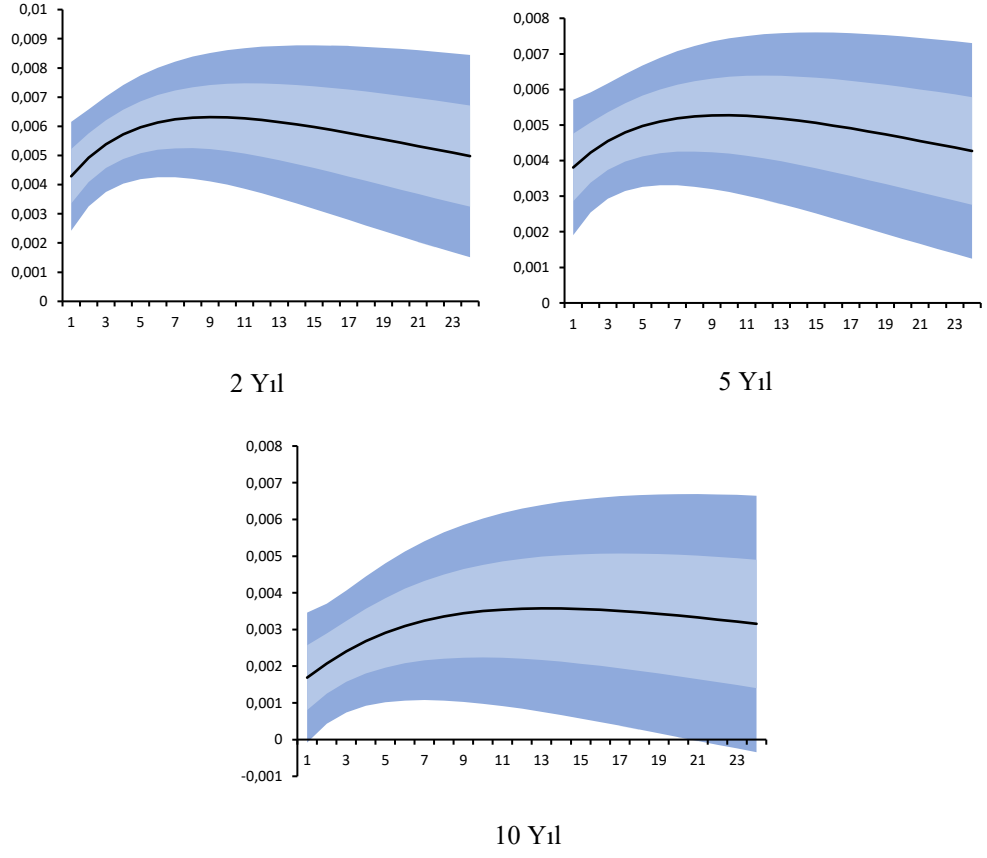
5.2. Para Politikası Şokuna Devlet Tahvili Faiz Oranlarının Tepkisi

Merkez Bankası politika faiz oranındaki değişmelerin devlet tahvillerinin faiz oranları üzerindeki etkisini değerlendirebilmek için tahmin edilen 10 adet SVAR ile bir para politikası şokunun simülasyonu gerçekleştirilmiştir. Buna göre politika faiz oranındaki yaklaşık 100 baz puanlık pozitif bir şok karşısında 6 ay, 1, 2, 5 ve 10 yıl vadeli devlet tahvili faiz oranlarının tepki fonksiyonları iki farklı tanımlama stratejisi bağlamında elde edilmiştir. Şekil 5 ve 6 özyinelemeli ve özyinelemeli olmayan tanımlama stratejileri bağlamında söz konusu vadelerdeki devlet tahvili faiz oranlarının tepkilerini göstermektedir.

Şekil 5: Devlet Tahvili Faiz Oranlarının Para Politikası Şokuna Tepkileri (Özyinelemeli Model)

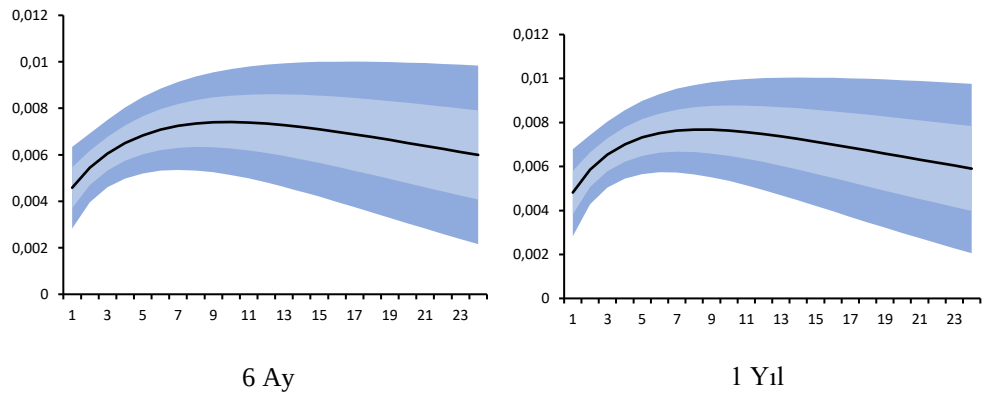


Şekil 5: Devlet Tahvili Faiz Oranlarının Para Politikası Şokuna Tepkileri (Özyinelemeli Model) (Devam)

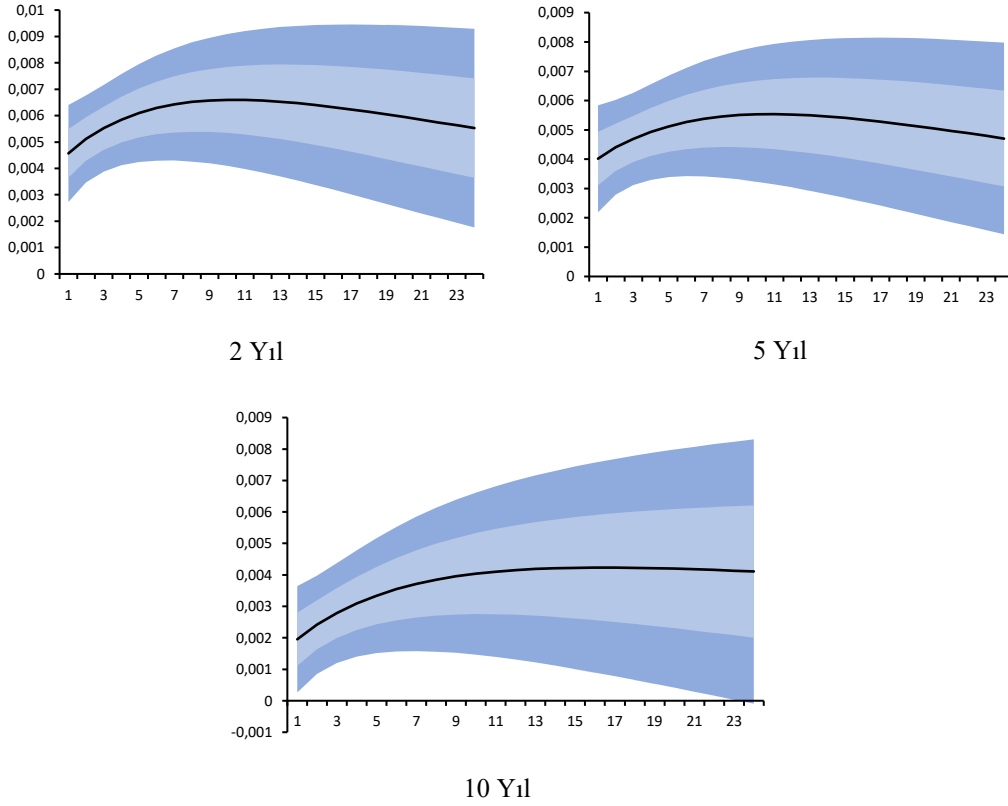


(Not: Açık ve koyu renk taralı alanlar sırasıyla %95 ve %90 güven aralıklarını göstermektedir.)

Şekil 6: Devlet Tahvili Faiz Oranlarının Para Politikası Şokuna Tepkileri (Özyinelemeli Olmayan Model)



Şekil 6: Devlet Tahvili Faiz Oranlarının Para Politikası Şokuna Tepkileri (Özyinelemeli Olmayan Model) (Devam)



(Not: Açık ve koyu renk taralı alanlar sırasıyla %95 ve %90 güven aralıklarını göstermektedir.)

Öncelikle ilgili şekillerde yer almamasına karşın pozitif bir faiz oranı şokunun ardından çeşitli makro ekonomik değişkenlerin tepkileri daraltıcı bir politikanın yaratması beklenen etkilere uygundur (üretim ve enflasyon üzerindeki ters yönlü etki gibi). Çeşitli vadelerdeki devlet tahvili faiz oranlarının tepkileri ise para politikası kararlarının her iki tanımlamaya göre de devlet tahvili faiz oranları üzerinde etkili olduğunu göstermektedir. Her iki modelde elde edilen etki tepki fonksiyonlarına göre politika faiz oranında meydana gelen 100 baz puanlık pozitif şok karşısında çeşitli vadelerdeki devlet tahvili faiz oranlarındaki artış Tablo 1’de verilmektedir. Her iki tanımlama da büyüklük ve uyum süresi bağlamında benzer sonuçlar üretmektedir. Buna göre bir para politikası şoku karşısında kısa vadeli faiz oranlarının tepkisi uzun vadeli faiz oranlarına göre daha güçlü görünmektedir. Vade 6 aydan 10 yıla uzadıkça politika faiz oranı şokunun devlet tahvili faiz oranı üzerindeki etkisi küçülmektedir.

Tablo 1: 100 Baz Puanlık Pozitif Politika Faiz Oranı Şokuna

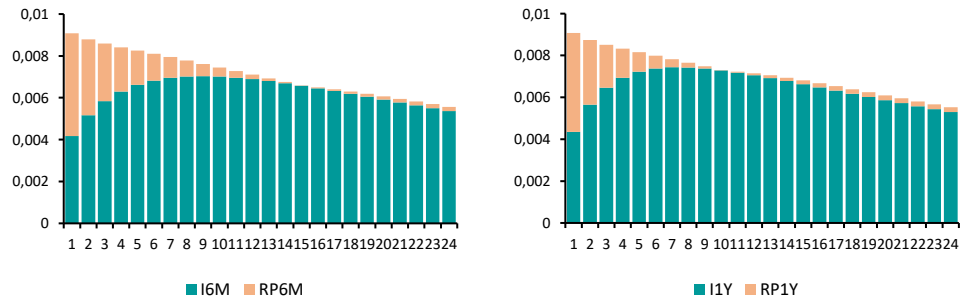
Devlet Tahvili Faiz Oranlarının Ortalama Tepkisi

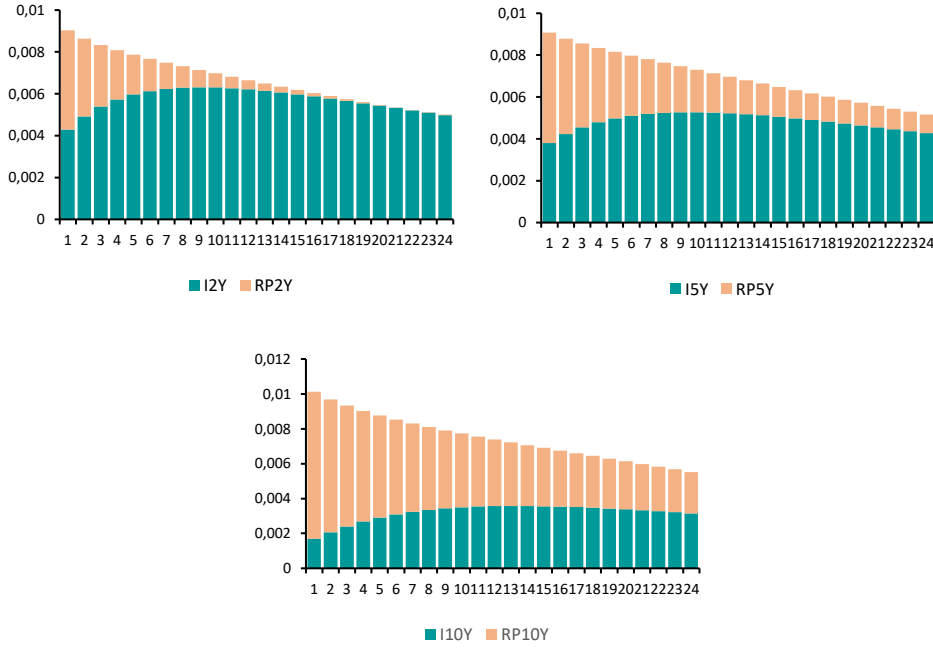
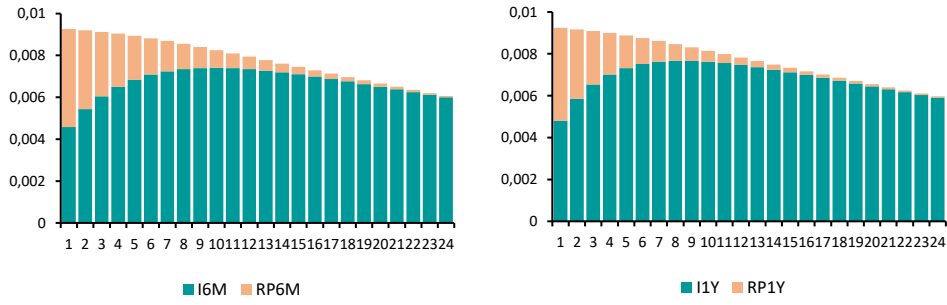
Vade	Özyinelemeli Model	Özyinelemeli Olmayan Model
6 ay	94	86
1 yıl	93	89
2 yıl	86	81
5 yıl	70	67
10 yıl	43	44

Daha önce belirttiğimiz gibi devlet tahvili faiz oranlarının gösterdiği tepkiler iki bileşen içermektedir: beklenen kısa vadeli faiz oranı ve risk primi. Bu etkileri ayırtılabilmek için Evans-Marshall (1998) tarafından önerilen yöntem kullanılırsa, risk primi aşağıdaki gibi yazılabilir:

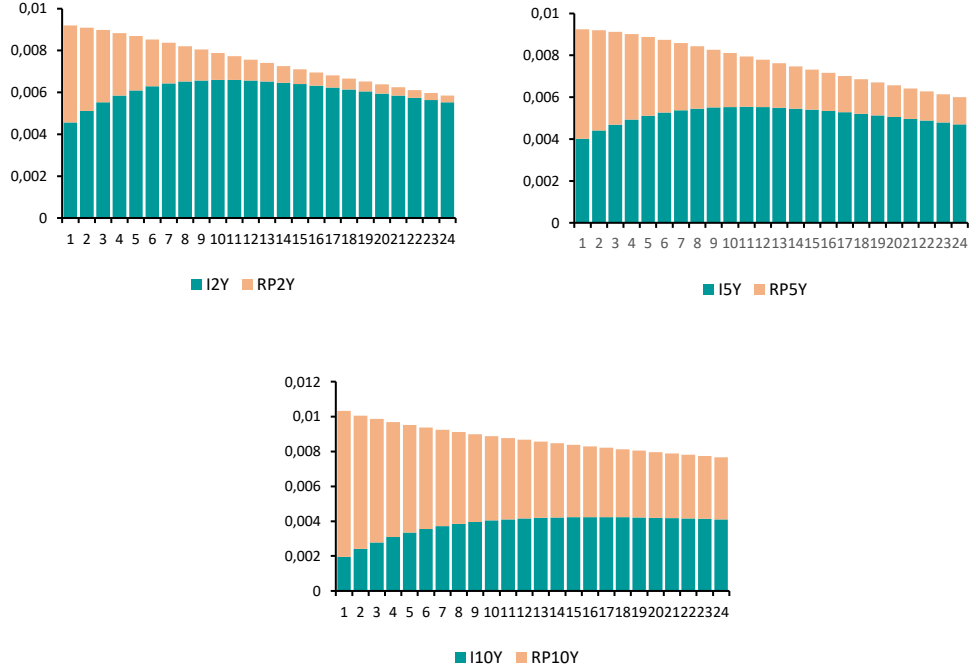
$$p_t^n = i_t^n - \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} i_{t+j}^e \quad (9)$$

Bu eşitliğe göre risk primi (p_t^n) ilgili vadedeki faiz oranı tepkileri (i_t^n) ile politika faiz oranı ortalaması arasındaki fark olarak tanımlanmaktadır. Şekil 7 ve 8 söz konusu ayırımı özyinelemeli ve özyinelemeli olmayan modeller bağlamında göstermektedir. Şekillere göre her iki modelden elde edilen sonuçlar benzer faiz oranı ve risk primi bileşeni katkılarına işaret etmektedir.

Şekil 7: Devlet Tahvili Faiz Oranlarındaki Tepkinin Ayırıştırılması (Özyinelemeli Model)

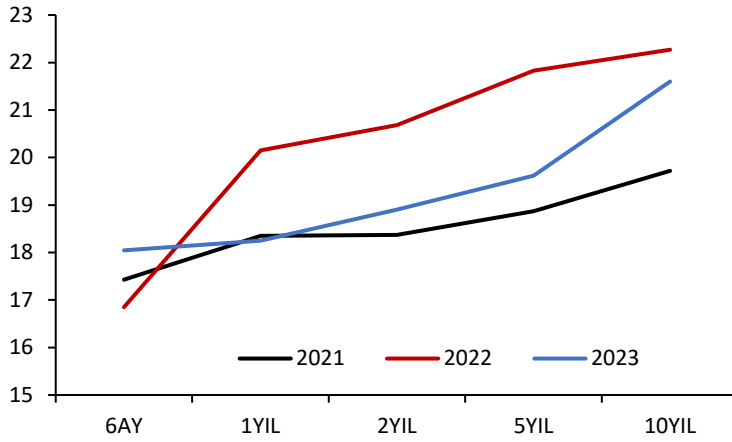
Şekil 7: Devlet Tahvili Faiz Oranlarındaki Tepkinin Ayrıştırılması (Özyinelemeli Model) Devam**Şekil 8:** Devlet Tahvili Faiz Oranlarındaki Tepkinin Ayrıştırılması (Özyinelemeli Olmayan Model)

Şekil 8: Devlet Tahvili Faiz Oranlarındaki Tepkinin Ayrıştırılması (Özyinelemeli Olmayan Model)
(Devam)



Söz konusu şekillere göre para politikası kararlarına karşı devlet tahvili faiz oranlarının tepkisi özellikle 5 ve 10 yıllık vadelerde risk primi bileşeni tarafından belirlenmektedir. Para politikası şoku karşısında faiz oranı bileşeni değişimindeki duyarlılık kısa vadeli tahvil faiz oranlarında daha yüksektir. Bu sonuçlar 2022 yılından başlayarak uygulamaya konan para politikası kararları sonrası verim eğrisinin şekli ile doğrulanmaktadır (bkz. Şekil 9). Şekle göre politika faiz oranının ardışık kararlarla %18'den %8,5'a düşürülmesine rağmen verim eğrisinin yukarıya doğru eğim aldığı görülmektedir. Bu durum büyük ölçüde artan enflasyon, bütçe açığı ve cari açık sonucu yükselen risk primi nedeniyle ortaya çıkmıştır.

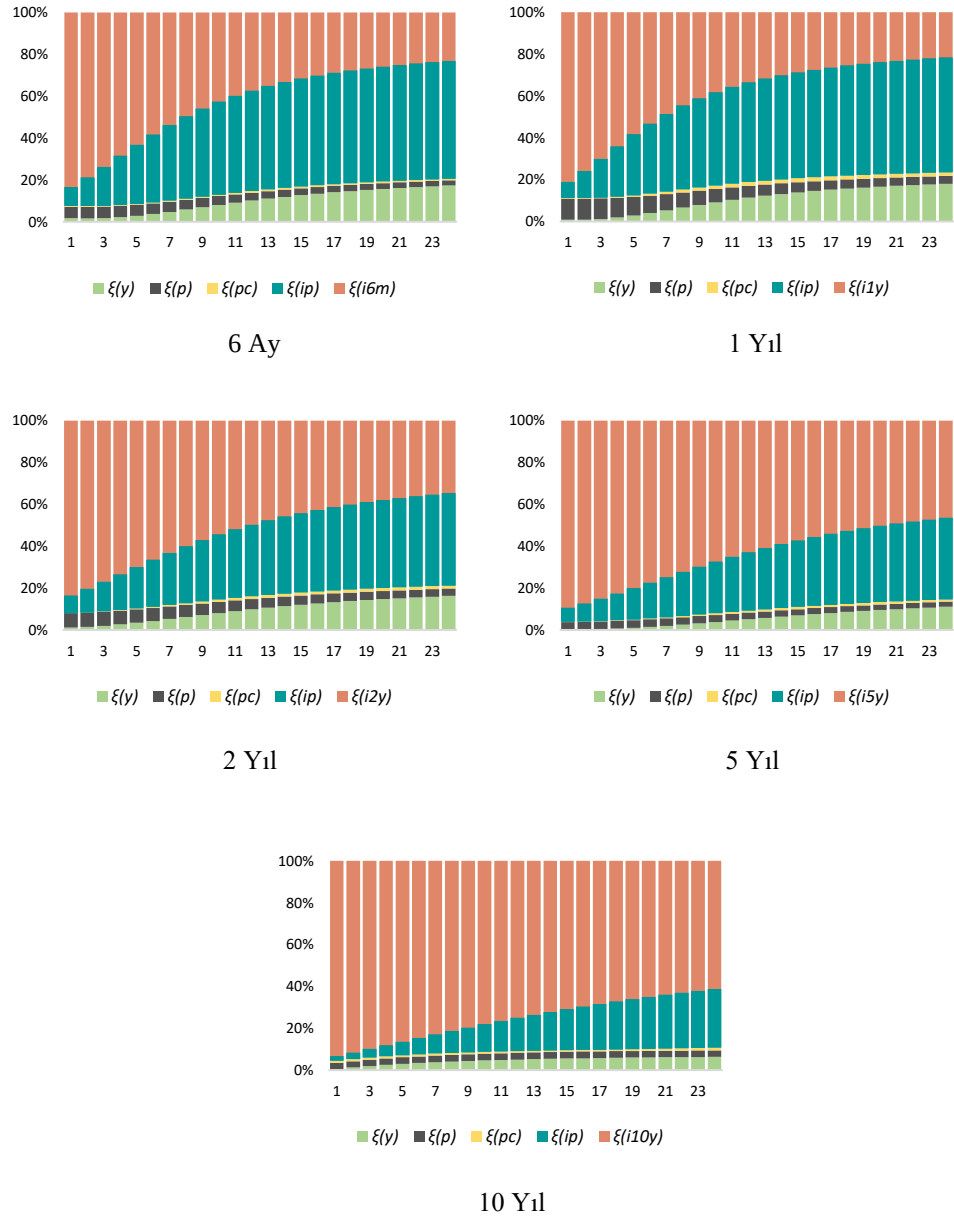
Şekil 9: 2021-2023 Verim Eğrileri

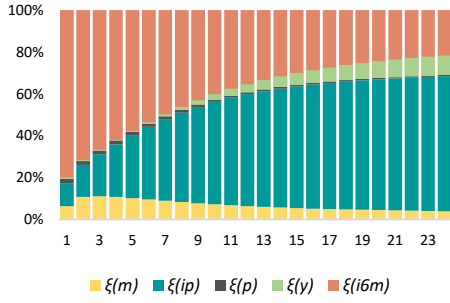


5.3. Varyans Ayrıştırma Yöntemlerinin İncelenmesi

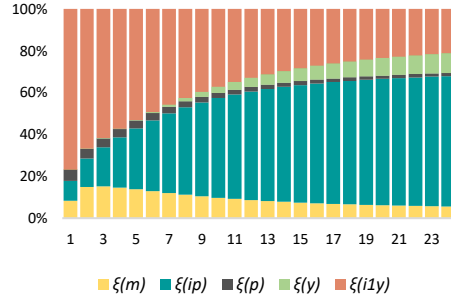
Bu çalışma kapsamında ele alınan 6 ay, 1, 2, 5 ve 10 yıl vadeli devlet tahvili faiz oranlarındaki değişkenliğin 24 aylık süredeki kaynaklarının ayrıştırılması özyinelemeli ve özyinelemeli olmayan modeller bağlamında incelenmiştir. Varyans ayrıştırma yöntemlerinin analiz edilmesi devlet tahvili faiz oranlarının belirleyicileri ve dinamiklerinin daha iyi değerlendirilmesine olanak tanıyacaktır. Aşağıda yer alan Şekil 10 ve 11, sırasıyla, özyinelemeli ve özyinelemeli olmayan tanımlama stratejilerine dayanan beşer adet şokun vadeler bağlamında faiz oranı tahmin hatasının varyansına katkılarını göstermektedir. Öncelikle her iki tanımlama stratejisine göre de makro ekonomik faktörlerin (ekonomik büyüme ve enflasyon gibi) bu değişkenlikteki katkısı sınırlıdır. Öte yandan tüm vadelerdeki faiz oranlarında ayrıştırma süresi uzadıkça politika faiz oranı değişkenliğinin temel belirleyicisi haline gelmektedir. Etki tepki fonksiyonlarını incelerken yaptığımız her iki modelin benzer sonuçlar üretmesi şeklindeki tespitimize benzer şekilde, burada da her iki modele göre vade uzadıkça politika faiz oranının değişkenliğe katkısı azalmaktadır. Örneğin 6 ay ve 1 yıl vadeli devlet tahvili faiz oranlarındaki değişkenliğin temel belirleyicisi politika faiz oranı iken 5 ve 10 yıl vadeli tahvil faizlerinde bu etki, Bulir- Vleck (2016) çalışmasında olduğu gibi sınırlı hale gelmektedir. Bu çalışmadaki risk primi tanımı göz önüne alındığında tüm vadelerdeki faiz oranlarındaki değişkenliğin temel unsurları olarak politika faiz oranı ve risk primi değişiklikleri sıralanabilir. Çalışma bu yönüyle Fernandes vd., (2020) ve Patra vd. (2022) ile benzer nitelikte sonuçlar üretmektedir. Makro ekonomik değişkenlerin bu süreçteki rolü oldukça sınırlı kalmaktadır.

Şekil 10: Devlet Tahvili Faiz Oranı Varyans Ayrıştırması (Özyinelemeli Model)

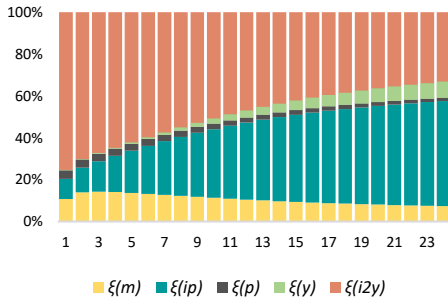


Şekil 11: Devlet Tahvili Faiz Oranı Varyans Ayrıştırması (Özyinelemeli Olmayan Model)

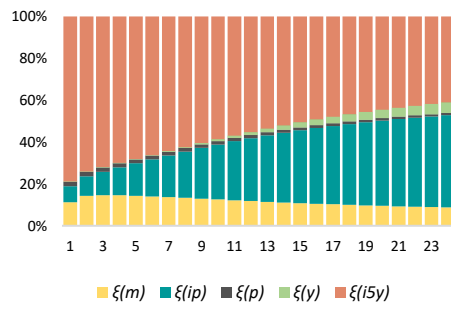
6 Ay



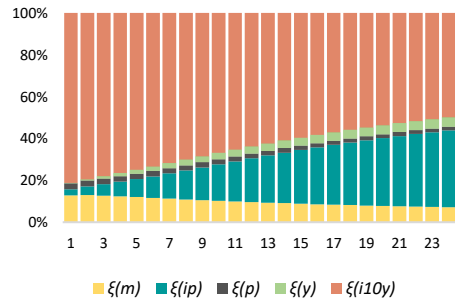
1 Yıl



2 Yıl



5 Yıl



10 Yıl

6. Sonuç

Bu çalışmada para politikası kararlarının kamu kesimi borçlanma kağıtları faiz oranlarına aktarımı SVAR modeli ve iki farklı tanımlama stratejisi çerçevesinde incelenmiştir. Elde edilen sonuçlara göre para politikası şokları kısa, orta ve uzun vadeli faiz oranlarının gelişimini etkilemektedir. Sonuçlar literatürde gelişmekte olan ülke sonuçları ile uyumlu olmakla beraber, işleyen bir faiz oranı aktarım kanalının göstergesidir. Pozitif bir politika faiz oranı şoku karşısında kısa vadeli faiz oranlarının tepkisi oldukça güçlü iken vade uzadıkça bu tepki zayıflamaktadır. Merkez bankasının ekonomiyi kısa dönemde yönlendirme yeteneği daha güçlü olması sebebiyle bulduğumuz sonuçlar Türkiye ekonomisi açısından anlamlıdır. Ayrıca faiz oranlarının sergilediği tepkinin önemli bir kısmı (özellikle 5 ve 10 yıl vadelerde) enflasyon, geri ödenmeme ve likidite risklerini içeren risk primi tarafından açıklanmaktadır. 2022 yılı başından itibaren ardışık kararlarla düşürülen politika faiz oranına karşın verim eğrisinin artan eğimde kalması kamu hesaplarında ve uluslararası hesaplarda gözlenen bozulma nedeniyle devlet tahvili faiz oranlarının artma yönünde bir eğilim sergilediğini göstermektedir. Bu durumda bütçe disiplini ve makro ekonomik dengelerin sağlanması verim eğrisinin yatıklaşmasına katkıda bulunacaktır. Bu nedenle politika yapıcılarının, verim eğrisi-faiz oranları bağlantısını dikkate alan kararlar almaları gerekmektedir. Merkez bankasının güvenilirliğinin ve şeffaflığının artırılması ve sade bir faiz politikası izlenmesi gibi önlemler verim eğrisi-faiz oranı ilişkisini sürekli ve sağlam kılacaktır.

Bu çalışmanın sonuçları daha önce Türkiye ve diğer gelişmekte olan ülkeler için yapılan çalışmaların sonuçları ile uyumludur. Para politikasının verim eğrisi üzerindeki etkilerinin ortaya çıkarılması, ele alınan yöntem ve özyinelemeli-özyinelemeli olmayan modelin kullanımı ile mevcut literatüre özgün bir katkı sunmaktadır. Mevcut para politikası çerçevesinde esnek kur sisteminin sürdürülmesi ve gerçekçi enflasyon hedeflerinin belirlenerek politika faiz oranının bu bağlamda sürdürülmesi devlet tahvillerindeki riski azaltacak ve parasal şokların finansal piyasalara aktarımını güçlendirecektir. Çalışma ilerleyen dönemde, verim eğrisinin farklı makroekonomik belirleyicileri üzerine genişletmek isteyen çalışmalara temel olabilecek niteliktedir.

KAYNAKÇA

- AHOKPOSSI, Mr Calixte, PILAR Garcia Martinez, and Kemoe LAURENT; (2016), “Monetary And Fiscal Policies And The Dynamics Of The Yield Curve In Morocco”. IMF Working Paper 16/103.
- AKINCI, Ö., GÜRCİHAN, B., GÜRKAYNAK, R., ve Özgür ÖZEL; (2007), “Devlet İç Borçlanma Senetleri İçin Getiri Eğrisi Tahmini” İktisat İşletme ve Finans, 22(252), ss. 5-25.
- AKTAŞ, Z., KAYA, N. and Ümit ÖZLALE; (2010), “Coordination between Monetary Policy and Fiscal Policy for an Inflation Targeting Emerging Market”, Journal of International Money and Finance, 29(1), pp. 123-138.
- ARSLAN Ahmet; (2022), “Türkiye’de İç ve Dış Borçlanmanın Ekonomik Büyümeye Etkisi”, Gaziantep University Journal of Social Sciences, 21(1), ss.127-140.
- BENCHIMOL, J., and Andre FOURCANS; (2017), “Money and monetary policy in the Eurozone: An empirical analysis during crises”. Macroeconomic Dynamics, 21(3), pp. 677-707.
- BLANCHARD, Oliver, J; (2004), “Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil”, NBER Working Paper No. 10389.
- BULIR, A., and Jan VLCEK; (2016), Monetary Transmission: Are Emerging Market and Low-Income Countries Different? Czech National Bank Working Paper 2/2016.
- CHRISTIANO, L., EICHENBAUM, M., and Charles EVANS; (1996a), “The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from The Flow of Funds”, Review of Economics and Statistics, 78(1), pp. 16-34.
- CHRISTIANO, L., EICHENBAUM, M., and Charles EVANS; (1996b), “Identification and the Effects of Monetary Policy Shocks” Financial Factors in Economic Stabilization and Growth (Ed. M. Blejer), Cambridge, pp. 36-74.
- CHRISTIANO, L., EICHENBAUM, M., and Charles EVANS; (1999). “Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and To What End?” Handbook of Macroeconomics, 1, pp. 65-148.
- COOK, Timothy and Thomas HAHN; (1989), “The Effect of Changes in The Federal Funds Rate Target on Market Interest Rates in the 1970s”, Journal of Monetary Economics, 24(3), pp. 331-351.

- ÇEPNİ, Oğuzhan, GÜNEY, Ethem, KÜÇÜKSARAÇ, Doruk, and Muhammed Hasan YILMAZ; (2018), “The Interaction Between Yield Curve and Macroeconomic Factors”, The Central Bank of The Republic of Turkey Research Notes in Economics, 2, pp. 1-15.
- DAVOODI, Mr Hamid Reza, DIXIT, Mr. SVS and Gabor PINTER; (2013), “Monetary Transmission Mechanism in the East African Community: An Empirical Investigation”, International Monetary Fund.
- DELEIDI, Matteo and Enrico Sergio LEVRERO; (2021), “Monetary Policy and Long-term Interest Rates: Evidence from the US Economy”, *Metroeconomica*, 72(1), pp. 121-147.
- DEMİR, Murat ve Ersan SEVER; (2008), “Kamu İç Borçlanmasının Büyüme, Faiz ve Enflasyon Oranı Üzerindeki Etkileri”, *Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(25), ss. 170-196.
- DIEBOLD, Francis X, and Li CANLIN; (2006), “Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields”, *Journal of Econometrics*, 130(2), pp. 337-364.
- DING Minjie; (2020), “Analyzing China’s Term Structure of Interest Rates Using VAR and Nelson-Siegel Model”, *Journal of Mathematical Finance*, 10, pp. 242-254.
- EROĞLU, Burak Alparslan, and Seçil YILDIRIM KARAMAN; (2018), “Responses of the Term Structure of Interest Rates and Asset Prices to Monetary Policy Shocks: Evidence From Turkey”, *Middle East Technical University Studies in Development*, 45, pp. 117-158.
- ERTAN Arhan S., KARAHAN, Cenk and Teoman S. TEMUÇİN; (2020), “Estimating the Yield Curve for Sovereign Bonds: The Case Of Turkey”, *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 57(653), pp. 137-159.
- EVANS, Charles and David A. MARSHALL; (1998), “Monetary Policy and the Term Structure of Nominal Interest Rates: Evidence and Theory”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 49, pp. 53-111.
- EVANS, Charles and David A. MARSHALL; (2007), “Economic Determinants of The Nominal Treasury Yield Curve”, *Journal of Monetary Economics*, 54(7), pp. 1986-2003.
- FERNANDES, Marcelo, NUNES, Clemens and Yuri REIS; (2020), “What Drives The Nominal Yield Curve in Brazil?” *Brazilian Review of Econometrics*, 40(2), pp. 267-284.
- HANSON, James. A; (2007), “The growth in government domestic debt: Changing burdens and risks”, *The World Bank Policy Research Working Paper*, 4348.

- TULADHAR, Ms. Anita, HOFFMAISTER, Mr Alexander and Mr Jorge ROLDOS; (2010), “Yield Curve Dynamics And Spillovers in Central And Eastern European Countries”, IMF Working Paper 10/51.
- İNAL, Duygu; (2006), “Türkiye’de Para Politikası Faiz Kararlarının Uzun Dönemli Faizler Üzerindeki Etkisi”, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Ankara.
- KAYA, Hüseyin; (2013), “Forecasting the Yield Curve And The Role Of Macroeconomic Information in Turkey”, *Economic Modelling*, 33, pp. 1-7.
- KULISH, Mariano, and Daniel REES; (2011), “The Yield Curve in A Small Open Economy”, *Journal of International Economics*, 85(2), pp. 268-279.
- KUTTNER, Kenneth N; (2001), “Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence From The Fed Funds Futures Market”, *Journal of Monetary Economics*, 47(3), pp. 523-544.
- LARRAIN, Mauricio; (2005), “Monetary Policy and Long-Term Interest Rates in Chile”, Central Bank of Chile Working Paper No: 335.
- LOWE, Phillip; (1995), “The Link Between the Cash Rate And Market Interest Rates”, Reserve Bank of Australia, Research Discussion Paper 9504.
- LUTKEPOHL, Helmut; (2007), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer-Verlag, Berlin.
- LUTKEPOHL, Helmut; (2017), “Estimation of Structural Vector Autoregressive Models”, *Communications for Statistical Applications and Methods*, 24(5), pp. 421-441.
- MEHRA, Yash; (1996), “Monetary Policy and Long-Term Interest Rates”, Federal Reserve Bank of Richmond *Economic Quarterly*, 82(3), pp. 27-49.
- MISHKIN, Frederic S.; (1995), “Symposium on the Monetary Transmission Mechanism”, *The Journal of Economic Perspectives*, 9(4), pp. 3-10.
- MISHRA, Prachi, and Peter MONTIEL; (2012), How effective is monetary transmission in low-income countries? A survey of the empirical evidence. IMF Working Paper 12/143.
- MORENO, Ramon; (2008), “Monetary Policy Transmission and The Long-Term Interest Rate in Emerging Markets”, Bank for International Settlements *Transmission Mechanisms for Monetary Policy in Emerging Market Economies*, 35, pp. 61-79.

- ÖZTÜRK, Hüseyin; (2020), “The Shape of Sovereign Yield Curve in an Emerging Market Economy: Do Macroeconomic or External Factors Matter?” *Empirica*, 47, pp. 83-112.
- PATRA, Michael Debabrata., JOICE, John, KUSHWAHA, Himmat Singh, and Kaustava BHATTACHARYYA; (2022), “What is the Yield Curve Telling Us About The Economy”, *Reserve Bank of India Bulletin*, June, pp. 61-71.
- POOLE, William; (2006), “The Fed's Monetary Policy Rule”, *Federal Reserve Bank of St. Louis Economic Review*, 88(1), pp. 1-12.
- RADECKI, Lawrence, and Vincent REINHART; (1994), *The Financial Linkages in The Transmission of Monetary Policy in The United States. National Differences in Interest Rate Transmission*, Bank for International Settlements, pp. 291-337.
- ROLEY, Vance, and Gordon H. SELLON; (1995), “Monetary Policy Actions and Long-Term Interest Rates”, *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 80(4), pp. 73-89.
- SEKINE, Atsushi; (2022), “Estimating the Yield Curve Using The Nelson-Siegel Model: Evidence From The Daily Yield Data”. *Public Policy Review*, 18(1), pp. 1-14.
- SIMS, Christopher, and Tao ZHA; (2006), “Does Monetary Policy Generate Recessions?” *Macroeconomic Dynamics*, 10(2), pp. 231-272.

EKLER**Ek 1: Veri Tanımlaması ve Veri Kaynakları**

<i>Değişken</i>	<i>Tanım</i>	<i>Kaynak</i>	<i>Dönüşüm</i>
m	Dar tanımlı (M1) para stoku	TCMB– EVDS	Mevsimlik düzeltme- Log düzey
y	Sanayi üretim endeksi (2015=100)		Mevsimlik düzeltme- Log düzey
i^p	TCMB politika faiz oranı		Düzye
p	Tüketici fiyat endeksi (2003=100)		Mevsimlik düzeltme- Log düzey
i^{6m}	6 ay vadeli Hazine bonosu faiz oranı	BİST	Düzye
i^{1y}	1 yıl vadeli devlet tahvili faiz oranı		Düzye
i^{2y}	2 yıl vadeli devlet tahvili faiz oranı		Düzye
i^{5y}	5 yıl vadeli devlet tahvili faiz oranı		Düzye
i^{10y}	10 yıl vadeli devlet tahvili faiz oranı		Düzye
p^c	Uluslararası emtia fiyat endeksi	Federal Reserve Bank of St. Louis- FRED	Mevsimlik düzeltme- Log düzey
Not: TCMB-EVDS Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemini, BİST Borsa İstanbul Veri Tabanını, FRED Federal Reserve Ekonomik Veri Tabanını ifade etmektedir. Mevsimlik düzeltme Census-X12 yöntemi kullanılarak gerçekleştirilmiştir.			

Ek 2: Durağanlık Testleri

Seri	Geniřletilmiş Dickey-Fuller Testi			Phillips-Peron Testi			Kırılmalı Dickey-Fuller Testi			Büt. Derecesi
	Lag ¹	Test	ρ^2	Bant ³	Test	ρ^2	Lag ¹	Test	ρ^2	
m	0	0.45 ⁴	0.99	1	0.63 ⁴	0.99	0	2.61 ⁴	0.98	$I(1)$
Δm	0	15.63	0.00	6	15.68	0.00	0	17.15	0.00	
y	12	0.74	0.83	15	2.64	0.09	0	3.27	0.53	$I(1)$
Δy	11	5.46	0.00	11	70.72	0.00	0	22.92	0.00	
p	1	3.83	0.99	8	4.70	0.99	1	0.58	0.99	$I(1)$
Δp	2	4.43	0.00	5	7.35	0.00	0	10.21	0.00	
p^c	1	2.58 ⁴	0.29	7	2.49 ⁴	0.33	13	4.09	0.32	$I(1)$
Δp^c	0	9.45	0.00	0	9.45	0.00	0	10.22	0.00	
i^p	3	2.98	0.14	9	2.45	0.35	3	4.38	0.18	$I(1)$
Δi^p	2	5.16	0.00	7	11.47	0.00	0	10.68	0.00	
i^{6m}	0	2.13	0.23	4	2.35	0.16	0	2.75	0.81	$I(1)$
Δi^{6m}	0	13.91	0.00	2	13.91	0.00	0	15.31	0.00	
i^{1y}	0	2.49	0.12	2	2.60 ⁴	0.28	0	3.29	0.51	$I(1)$
Δi^{1y}	0	13.89	0.00	3	13.87	0.00	0	14.75	0.00	
i^{2y}	0	2.28	0.18	5	2.52	0.11	0	4.84 ⁴	0.12	$I(1)$
Δi^{2y}	0	12.69	0.00	3	12.63	0.00	0	13.44	0.00	
i^{5y}	0	2.63 ⁴	0.27	4	2.84 ⁴	0.19	0	3.60 ⁴	0.35	$I(1)$
Δi^{5y}	0	13.12	0.00	1	13.12	0.00	0	13.90	0.00	
i^{10y}	0	1.97	0.30	2	2.14	0.23	2	3.87	0.23	$I(1)$
Δi^{10y}	0	12.06	0.00	1	12.06	0.00	0	12.83	0.00	
Notlar: (1) Optimal gecikme uzunluęu Schwarz kriterine göre belirlenmiřtir. (2) Marjinal anlamlılık düzeyini ifade eden olasılık deęeridir. (3) Optimal bant geniřlięi Newey-West yöntemine göre belirlenmiřtir. (4) İlgili test trend içermektedir.										

3: Eşbütünleşme Testleri

Özyinelemeli Model

Eşbütünleşik Vektör Sayısı	6 Ay		1 Yıl		2 Yıl		5 Yıl		10 Yıl	
	İz Testi	Öz Değer Testi	İz Testi	Öz Değer Testi	İz Testi	Öz Değer Testi	İz Testi	Öz Değer Testi	İz Testi	Öz Değer Testi
0	66.17* (0.01)	35.76* (0.01)	91.95* (0.00)	59.71* (0.00)	76.20* (0.00)	47.34* (0.00)	85.87* (0.00)	53.03* (0.00)	90.22* (0.00)	61.39* (0.00)
1	30.41 (0.33)	15.85 (0.43)	32.47 (0.25)	18.25 (0.26)	28.87 (0.42)	15.45 (0.47)	32.85 (0.22)	18.75 (0.23)	28.83 (0.42)	16.04 (0.42)
2	14.56 (0.49)	9.95 (0.49)	13.99 (0.54)	9.83 (0.50)	13.42 (0.59)	9.18 (0.57)	14.09 (0.53)	9.58 (0.53)	12.79 (0.64)	8.87 (0.61)
3	4.61 (0.62)	4.59 (0.54)	4.15 (0.69)	4.15 (0.61)	4.24 (0.68)	4.24 (0.59)	4.52 (0.64)	4.50 (0.55)	3.92 (0.72)	3.92 (0.64)
4	0.03 (0.89)	0.03 (0.89)	0.01 (0.95)	0.01 (0.95)	0.00 (0.97)	0.00 (0.97)	0.01 (0.92)	0.01 (0.92)	0.00 (0.98)	0.00 (0.98)
Not: * %5 anlamlılık düzeyinde boş hipotezin reddedildiğini ifade etmektedir. İlgili test istatistiklerinin altında parantez içinde yer alan değerler %5 anlamlılık düzeyine göre olasılık değerleridir.										

Özyinelemeli Olmayan Model

Eşbütünleşik Vektör Sayısı	6 Ay		1 Yıl		2 Yıl		5 Yıl		10 Yıl	
	İz Testi	Öz Değer Testi	İz Testi	Öz Değer Testi	İz Testi	Öz Değer Testi	İz Testi	Öz Değer Testi	İz Testi	Öz Değer Testi
0	115.64* (0.00)	63.15* (0.00)	136.79* (0.00)	65.64* (0.00)	125.97* (0.00)	70.05* (0.00)	138.92* (0.00)	73.20* (0.00)	130.39* (0.00)	69.92* (0.00)
1	52.50* (0.00)	33.28* (0.00)	71.15* (0.00)	49.88* (0.00)	55.92* (0.00)	38.44* (0.00)	65.72* (0.00)	44.47* (0.00)	60.47* (0.00)	43.97* (0.00)
2	19.22 (0.19)	12.84 (0.24)	21.27 (0.11)	14.93 (0.13)	17.48 (0.28)	10.68 (0.42)	21.25 (0.12)	14.55 (0.15)	16.50 (0.34)	10.54 (0.43)
3	6.37 (0.39)	6.19 (0.33)	6.35 (0.40)	6.15 (0.33)	6.80 (0.35)	6.37 (0.31)	6.71 (0.36)	6.36 (0.31)	5.97 (0.44)	5.86 (0.37)
4	0.19 (0.72)	0.19 (0.72)	0.19 (0.71)	0.19 (0.71)	0.43 (0.57)	0.43 (0.57)	0.35 (0.62)	0.35 (0.62)	0.11 (0.78)	0.11 (0.78)
Not: * %5 anlamlılık düzeyinde boş hipotezin reddedildiğini ifade etmektedir. İlgili test istatistiklerinin altında parantez içinde yer alan değerler %5 anlamlılık düzeyine göre olasılık değerleridir.										

Ek 4: Optimal Gecikme Uzunluğu Kriterleri

Özyinelemeli Model

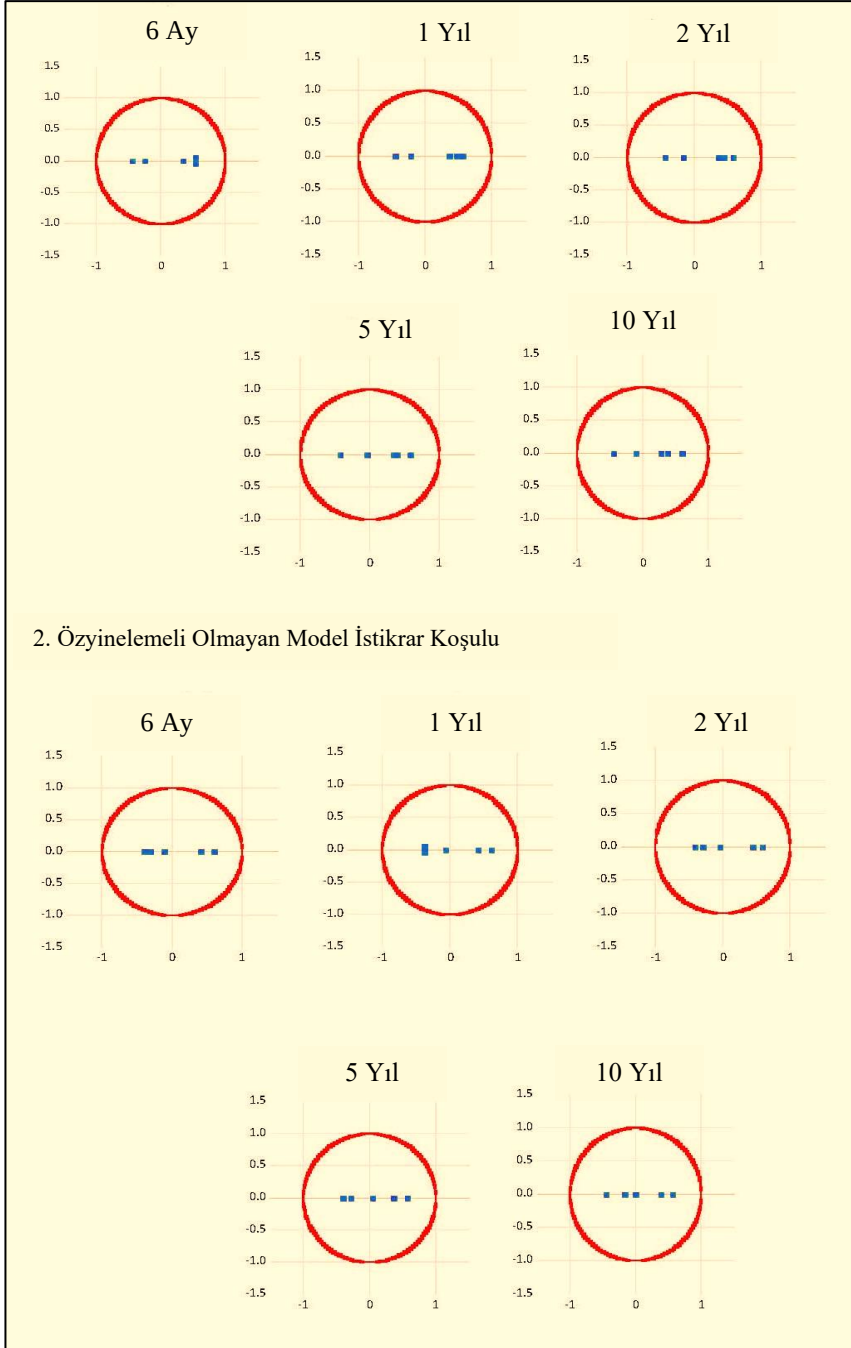
Lag	6 Ay		1 Yıl		2 Yıl		5 Yıl		10 Yıl	
	AIC	SIC	AIC	SIC	AIC	SIC	AIC	SIC	AIC	SIC
0	-22.49	-22.44	-22.17	-22.12	-22.39	-22.34	-22.37	-22.32	-22.39	-22.33
1	-23.38*	-23.10*	-23.02*	-22.74*	-23.17*	-22.88*	-23.07*	-22.79*	-22.99*	-22.64*
2	-23.33	-22.81	-22.93	-22.42	-23.09	-22.57	-22.91	-22.39	-22.88	-22.23
3	-23.23	-22.48	-22.91	-22.16	-23.00	-22.25	-22.88	-22.13	-22.82	-21.88
4	-23.10	-22.11	-22.78	-21.79	-22.82	-21.83	-22.69	-21.71	-22.62	-21.39
5	-22.94	-21.71	-22.56	-21.33	-22.63	-21.41	-22.53	-21.30	-22.46	-20.93
6	-22.68	-21.22	-22.32	-20.87	-22.42	-20.96	-22.35	-20.89	-22.18	-20.36

Özyinelemeli Olmayan Model

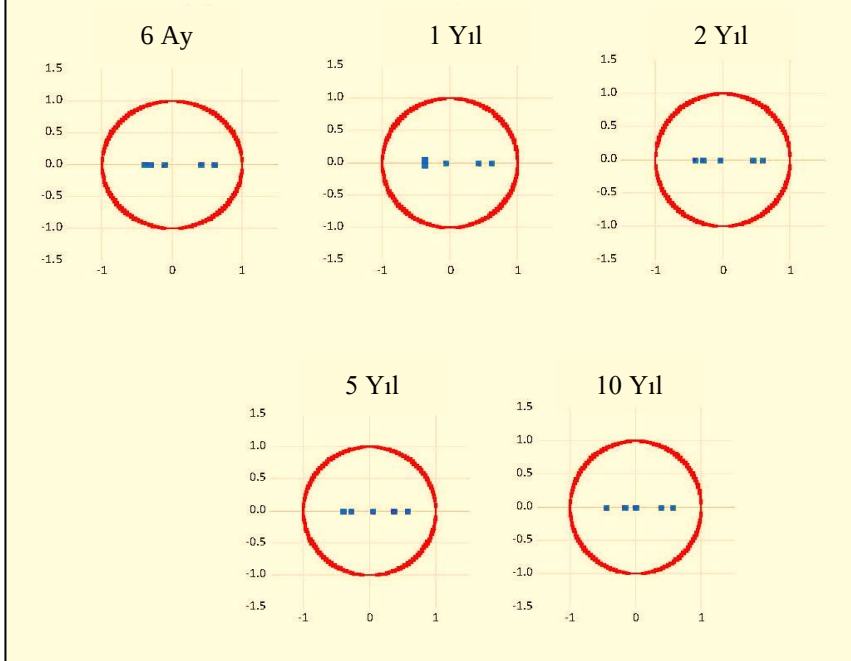
Lag	6 Ay		1 Yıl		2 Yıl		5 Yıl		10 Yıl	
	AIC	SIC	AIC	SIC	AIC	SIC	AIC	SIC	AIC	SIC
0	-22.84	-22.79	-22.54	-22.49	-22.79	-22.74	-22.76	-22.71	-22.62	-22.56
1	-23.82*	-23.53*	-23.50*	-23.22*	-23.63*	-23.35*	-23.52*	-23.24*	-23.38*	-23.03*
2	-23.73	-23.22	-23.42	-22.90	-23.60	-23.08	-23.41	-22.89	-23.31	-22.66
3	-23.67	-22.92	-23.41	-22.66	-23.49	-22.74	-23.35	-22.59	-23.22	-22.28
4	-23.53	-22.54	-23.28	-22.29	-23.30	-22.31	-23.15	-22.16	-23.08	-21.84
5	-23.39	-22.16	-23.13	-21.90	-23.18	-21.96	-23.11	-21.89	-23.02	-21.49
6	-23.12	-21.66	-22.88	-21.42	-22.93	-21.48	-22.92	-21.47	-22.81	-20.98

Ek 5: Kısıtlanmamış VAR Modelleri Diagnostik Testleri

1. Özyinelemeli Model İstikrar Koşulu



2. Özyinelemeli Olmayan Model İstikrar Koşulu



3. Özyinelemeli Model Seri Korelasyonu LM Testi

Lag	d.f.	6 Ay		1 Yıl		2 Yıl		5 Yıl		10 Yıl	
		LR	ρ	LR	ρ	LR	ρ	LR	ρ	LR	ρ
1	25	19.52	0.78	20.27	0.73	37.37	0.05	35.73	0.08	26.20	0.37
2	25	25.10	0.46	20.49	0.72	28.78	0.27	43.31	0.01	23.42	0.52
3	25	24.78	0.48	29.29	0.25	35.28	0.08	33.78	0.11	22.92	0.66
4	25	36.01	0.08	33.81	0.11	32.38	0.15	26.76	0.37	38.79	0.04
5	25	19.20	0.79	17.08	0.88	23.81	0.53	28.27	0.30	27.31	0.34

4. Özyinelemeli Olmayan Model Seri Korelasyon LM Testi

Lag	d.f.	6 Ay		1 Yıl		2 Yıl		5 Yıl		10 Yıl	
		LR	ρ	LR	ρ	LR	ρ	LR	ρ	LR	ρ
1	25	22.35	0.62	30.05	0.22	19.74	0.76	47.98	0.09	27.85	0.31
2	25	27.19	0.35	31.13	0.17	27.84	0.32	55.64	0.02	20.78	0.75
3	25	28.91	0.27	40.12	0.03	29.02	0.26	37.02	0.42	34.66	0.10
4	25	34.83	0.09	30.83	0.19	28.82	0.27	27.83	0.76	25.70	0.42
5	25	18.49	0.82	15.63	0.93	26.77	0.37	32.20	0.65	28.52	0.28

5. Özyinelemeli Model Normallik Testi

Bileşen	d.f.	6 Ay		1 Yıl		2 Yıl		5 Yıl		10 Yıl	
		JB	ρ	JB	ρ	JB	ρ	JB	ρ	JB	ρ
1	2	0.32	0.85	0.01	0.99	0.09	0.95	0.26	0.88	1.25	0.53
2	2	7.22	0.03	0.21	0.90	0.42	0.81	0.09	0.96	0.22	0.90
3	2	1.77	0.41	0.58	0.75	0.98	0.61	1.08	0.58	1.21	0.55
4	2	1.26	0.53	1.30	0.52	1.61	0.45	1.72	0.42	0.14	0.93
5	2	1.57	0.46	1.75	0.42	0.48	0.78	1.19	0.55	7.97	0.02
Birleşik	10	12.14	0.28	3.85	0.95	3.59	0.96	4.34	0.93	10.80	0.37

6. Özyinelemeli Olmayan Model Normallik Testi

Bileşen	d.f.	6 Ay		1 Yıl		2 Yıl		5 Yıl		10 Yıl	
		<i>JB</i>	ρ	<i>JB</i>	ρ	<i>JB</i>	ρ	<i>JB</i>	ρ	<i>JB</i>	ρ
1	2	0.18	0.92	0.32	0.85	0.37	0.83	0.17	0.92	0.15	0.93
2	2	2.65	0.26	1.26	0.53	0.69	0.71	0.31	0.85	0.78	0.68
3	2	0.15	0.93	1.48	0.48	1.88	0.39	1.67	0.43	2.32	0.31
4	2	0.14	0.93	1.20	0.55	1.32	0.52	1.29	0.52	0.68	0.71
5	2	0.78	0.68	0.65	0.72	0.42	0.81	0.71	0.70	1.45	0.49
Birleşik	10	9.29	0.99	19.18	0.51	12.93	0.79	14.16	0.59	7.63	0.91

7. Değişen Varyans Testleri

Model	<i>Özyinelemeli Model</i>			<i>Özyinelemeli Olmayan Model</i>		
	χ^2	d.f.	ρ	χ^2	d.f.	ρ
6 Ay	15.06	150	0.13	13.41	150	0.20
1 Yıl	15.86	150	0.11	16.85	150	0.08
2 Yıl	11.19	150	0.34	11.42	150	0.33
5 Yıl	8.65	150	0.57	13.83	150	0.19
10 Yıl	7.29	150	0.70	3.73	150	0.96

Ek 6: Özyinelemeli Model Katsayı Tahminleri

6 Ay	1 Yıl
$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ .00 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -.08 & -.60 & 1 & 0 & 0 \\ -.01 & -.06 & -.02 & 1 & 0 \\ -.02 & -.23 & .03 & -.46 & 1 \end{bmatrix}$	$B = \begin{bmatrix} .10 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & .01 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & .05 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & .01 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & .01 \end{bmatrix}$
$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ .00 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -.08 & -.62 & 1 & 0 & 0 \\ -.01 & -.06 & -.02 & 1 & 0 \\ -.01 & -.38 & .03 & -.48 & 1 \end{bmatrix}$	$B = \begin{bmatrix} .10 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & .01 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & .05 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & .01 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & .01 \end{bmatrix}$
2 Yıl	5 Yıl
$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -.00 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -.08 & -.58 & 1 & 0 & 0 \\ -.01 & -.04 & -.02 & 1 & 0 \\ -.01 & -.29 & .01 & -.47 & 1 \end{bmatrix}$	$B = \begin{bmatrix} .10 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & .01 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & .05 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & .01 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & .01 \end{bmatrix}$
$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -.00 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -.08 & -.55 & 1 & 0 & 0 \\ -.01 & -.05 & -.02 & 1 & 0 \\ -.00 & -.21 & .00 & -.42 & 1 \end{bmatrix}$	$B = \begin{bmatrix} .10 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & .01 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & .05 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & .01 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & .01 \end{bmatrix}$
10 Yıl	
$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -.00 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -.05 & -.19 & 1 & 0 & 0 \\ -.01 & -.10 & -.03 & 1 & 0 \\ -.00 & -.14 & .02 & -.17 & 1 \end{bmatrix}$	$B = \begin{bmatrix} .10 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & .01 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & .04 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & .01 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & .01 \end{bmatrix}$

Ek 7: Özyinelemeli Olmayan Model Katsayı Tahminleri

$$\begin{array}{cc}
 \text{6 Ay} & \text{1 Yıl} \\
 A = \begin{bmatrix} 1 & -.08 & -1.47 & .10 & 0 \\ -.01 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -.02 & 0 & 1 & -.17 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ -.18 & -.16 & .45 & -.01 & 1 \end{bmatrix} & B = \begin{bmatrix} .04 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & .01 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & .01 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & .10 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & .01 \end{bmatrix}
 \end{array}$$

$$\begin{array}{cc}
 A = \begin{bmatrix} 1 & -.10 & -1.49 & .09 & 0 \\ -.01 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -.02 & 0 & 1 & -.30 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ -.18 & -.15 & .47 & -.01 & 1 \end{bmatrix} & B = \begin{bmatrix} .04 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & .01 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & .01 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & .10 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & .01 \end{bmatrix}
 \end{array}$$

$$\begin{array}{cc}
 \text{2 Yıl} & \text{5 Yıl} \\
 A = \begin{bmatrix} 1 & -.11 & -1.57 & .00 & 0 \\ -.01 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -.02 & 0 & 1 & -.26 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ -.19 & -.12 & .46 & -.01 & 1 \end{bmatrix} & B = \begin{bmatrix} .04 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & .01 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & .01 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & .10 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & .01 \end{bmatrix}
 \end{array}$$

$$\begin{array}{cc}
 A = \begin{bmatrix} 1 & -.12 & -1.50 & -.19 & 0 \\ -.01 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ .00 & 0 & 1 & -.20 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ -.24 & -.13 & .42 & .01 & 1 \end{bmatrix} & B = \begin{bmatrix} .04 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & .01 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & .01 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & .10 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & .01 \end{bmatrix}
 \end{array}$$

$$\begin{array}{cc}
 \text{10 Yıl} \\
 A = \begin{bmatrix} 1 & -.11 & -1.11 & -.09 & 0 \\ -.01 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ .02 & 0 & 1 & -.17 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ -.11 & -.17 & -.16 & -.00 & 1 \end{bmatrix} & B = \begin{bmatrix} .04 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & .01 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & .01 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & .10 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & .01 \end{bmatrix}
 \end{array}$$