

Para Politikasının Etkilerinde Sektörel Asimetri: Türkiye İçin VAR Analizi

Öz

Literatürde para politikasının makro değişkenler üzerine etkisini vektör otoregresif modelleri ile inceleyen çok sayıda çalışma yer almaktadır. Ancak, son zamanlardaki bazı çalışmalar para politikasının sektörel etkileri üzerinde durmaya başlamıştır. Parasal aktarım mekanizmasının anlaşılmasında sektörel analiz, makro değişkenlerle yapılan analizden daha yararlıdır, çünkü bu yöntem sayesinde para politikasının sektörel etkileri daha kolay anlaşılmaktadır. Diğer bir ifadeyle bu analiz para politikasının sektörler üzerine asimetrik etkisinin olup olmadığını ortaya koyabilmektedir. Bu yüzden, bu tür analizler parasal aktarım mekanizması hakkında daha fazla bilgi sağlamaktadırlar. Bu çalışmada, Türkiye'de çeşitli sektörlerin para politikasına tepkileri analiz edilmiştir. Tahmin sonuçlarına göre, Türkiye'de çeşitli sektörler para politikasındaki değişikliklere çok farklı tepkiler vermiştir. Bu asimetri sektörel yapıdaki veya endüstrilerin karakteristik özelliklerindeki farklılıklardan kaynaklanan faiz oranına karşı farklı duyarlılıklar ile açıklanabilir.

Vedat CENGİZ¹
Erhan ÖRUÇ²

Anahtar Kelimeler: Sektörel Analiz, Para Politikası, Asimetrik Etki, VAR, Etki-Tepki

Sectoral Asymmetries in the Effects of Monetary Policy: VAR Analysis for Turkey

Abstract

There are a lot of papers investigating the effect of monetary policy on aggregate variables within the vector autoregressive framework. Recently, some of these studies have focused on sectoral effects of monetary policy. Sectoral analysis is more helpful than aggregate analysis in the understanding of the monetary transmission mechanism because it is easy to understand sectoral effects of monetary policy. In other words, it can be revealed whether or not there is any asymmetric effect of monetary policy. So, it provides advantageous information about monetary transmission mechanism. In this study, we have investigated the response of various industrial sectors to monetary policy in Turkey. According to the estimation results, there are significant differences between industries in response to monetary policy in Turkey. This asymmetry is explained by different sensitivity to interest rate originated from different sectoral structure or characteristics of these industries.

Keywords: Sectoral Analysis, Monetary Policy, Asymmetric Effect, VAR, Impulse-Response

¹ Doç. Dr., Kocaeli Üniversitesi,
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi,
İktisat Bölümü, İktisat Politikası ABD,
vcengiz@kocaeli.edu.tr

ORCID ID: 0000-0001-7010-4380

² Yrd. Doç. Dr., Kocaeli
Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler
Fakültesi, İktisat Bölümü, İktisat
Politikası ABD,

erhan.oruc@kocaeli.edu.tr

ORCID ID: 0000-0002-0338-7015

GİRİŞ

Parasal aktarım mekanizması konusu para teorisi ve politikası alanında her zaman ilgi çeken bir konu olmuştur. Bu konudaki ilk çalışmaların büyük bir çoğunluğu konuyu makro düzeyde incelemiş, para politikasının farklı kesimler üzerindeki etkileri göz ardı edilmiştir. Bu nedenle para politikasının etkilerinde sektörel asimetriyle ilişkin bulgular ortaya konulamamıştır. Bununla birlikte son yıllarda hem bölgesel hem de sektörel bazda para politikasının asimetrik etkilerine vurgu yapan çalışma sayısında artış olduğu görülmektedir.

Para politikasının sektörel etkileri hakkında elde edilen bulgular uygulanan politikaların başarısı açısından önemli katkılar sağlamaktadır. Öncelikle sektörel tepkilerin zamanı ve önemi bilindiğinde, değerlendirmeler bu perspektiften de yapılabilir ve uygun politika seçimi açısından kolaylık sağlanacaktır. Şöyle ki; makro perspektiften ılımlı gözükken bir uygulama bazı sektörler dikkate alındığında aşırı görülebilmektedir. Bu nokta özellikle kriz dönemlerinde daha önemli hale gelmektedir. Krizden daha fazla etkilenmiş sektörler hesaba katılarak uygulanan bir para politikası şüphesiz daha başarılı olacaktır. Para politikası karşısında ortaya çıkan sektörel tepkilerin zamanı ve şiddeti hakkında elde edilen bulgular ayrıca parasal aktarım mekanizmasının işleyişi hakkında da çıkarımlar yapılmasına imkan verecektir.

Bu çalışma, Türkiye’de 1997:1 – 2016:1 dönemi için para politikasının imalat sanayi sektörleri üzerindeki etkilerini aylık sektörel veriler ile analiz etmeyi amaçlamaktadır. Parasal aktarım mekanizmasında sektörel asimetri varlığı ve önemi imalat sanayi için ortaya konulmaya çalışılmaktadır. Türkiye üzerine sektörel açıdan elde edilecek ampirik bulgular çalışmanın literature olan katkısını oluşturmaktadır. Çalışmada önce literatür araştırması yapılmış, ardından da VAR analizi yapılarak Türkiye’de para politikasının sektörel etkileri tahmin edilmiştir. Elde edilen bulguların gösterilmesinde etki tepki fonksiyonlarından yararlanılmış ve parasal aktarımda imalat sanayi için sektörel asimetri varlığı ve önemi konusunda değerlendirme yapılmıştır.

AMİRİK LİTERATÜR

Parasal politikasının etkileri konusunda çok sayıda

çalışma yapılmıştır. Bunlar içerisinde makro veriye dayalı ampirik çalışma sayısının çok daha fazla olduğu görülmektedir (Romer ve Romer, 1990; Ramey, 1993; Bernanke ve Blinder, 1992). Ancak bu tür çalışmalardan para politikasının çeşitli kesimler üzerindeki etkilerinin görülmesi mümkün olmamaktadır. Firma ve banka düzeyinde kesimler arası farklılıkların tespit edilmesine yönelik çalışmaların, aktarım mekanizmasının daha iyi anlaşılması açısından faydalı yeni bilgiler ortaya koyduğu görülmektedir.

Literatürde kesimler arası farklılıkları çeşitli açılardan inceleyen çalışmalar bulunmaktadır. Kashyap ve Stein (2000), Şengönül ve Thorbecke (2005) ve Kishan and Opiela (2000) bankalar arasında ayırım yaparak para politikasının likiditesi ve sermayesi düşük küçük bankaların kredi arzı üzerinde daha etkili olduğu sonucuna ulaşmıştır. Gertler ve Gilchrist (1994) ise imalat firmalarını büyük ve küçük şeklinde ayırarak parasal şoklara tepkilerini karşılaştırmıştır. Daraltıcı para politikası sonrasında dışsal finansmandan faydalanma imkanı sınırlı olan küçük firmaların imalatında daha büyük daralmaların olduğu bulunmuştur. Dale ve Haldane (1995) hane halkı ve firma kesimi arasında ayırım yapmış ve parasal aktarım sürecinin farklılık gösterdiğini bulmuştur. Hane halkı için parasal bir daralma kredi kanalı ile tutarlı olarak kredilerde gerileme ve ardından talepte azalma ile sonuçlanırken, firmalar için kredi kanalının işlemediği sonucuna ulaşılmıştır.

Özellikle son yıllarda üzerinde çok durulmaya başlanan noktalardan biri de para politikasının farklı sektörler üzerindeki etkileri olmuştur. Literatürdeki çalışmalara bakıldığında Avrupa ülkeleri üzerinde yapılan çalışmaların daha fazla olduğu gözlenmektedir. Bu çalışmalardan bir kısmı Avrupa ülkelerini bireysel olarak incelemiştir. Ganley ve Salmon (1997) İngiltere için para politikasının 24 sektör üzerindeki etkisini incelemiştir. Sektörler üzerindeki etkilerin homojen olmadığı, dayanıklı mal üreten ve banka kredilerine bağımlı küçük firmaların ağırlıkta olduğu sektörlerin para politikasından daha fazla etkilendiği saptanmıştır. Hayo ve Uhlenbrock (1999) Almanya’daki imalat sanayi sektörlerinin parasal şoklara önemli ölçüde farklı tepki gösterdiği sonucuna ulaşmıştır. Rodriguez and Marrero (2008) İspanya’da, ortak para politikası uygulamasına henüz geçilmemiş olan 1988-1998 dönemi için parasal aktarım mekaniz-

masındaki sektörel asimetrielerin yapısını analiz etmiştir. Sonuçlar parasal şoklara tepkilerde sektörel farklılıkların önemli olduğunu desteklemiştir.

Avrupa ülkeleri üzerine yapılan çalışmalardan bir kısmı ise araştırma kapsamına birçok ülkeyi almış ve bu ülkeler için ortak çıkarımlar yapmıştır. Dedola and Lippi (2005) Fransa, Almanya, İtalya, İngiltere ve ABD’de 21 imalat sanayi sektörünü incelemiş ve para politikasının etkilerinde sektörler arası asimetriinin önemli olduğunu bulmuştur. Ağır endüstriler ve dayanıklı mal üreten, finansman gereksinimi yüksek, küçük firmaların yoğun olduğu endüstriler üzerinde para politikasının daha güçlü etkiler doğurduğu ve bu etkiler açısından ülkeler arasında önemli farklılıkların olmadığı tespit edilmiştir. Peersman ve Smets (2005) 1980- 1998 dönemi için yedi Avrupa ülkesini incelemiş, para politikasının üretimi etkilemesi açısından endüstriler arası heterojenlik olduğunu, dayanıklı mallar üreten endüstrilerin parasal daralmadan daha fazla etkilendiğini ve resesyon dönemindeki etkilerin daha güçlü gerçekleştiğini bulmuştur.

Literatürde yer bulan diğer iki çalışmanın ise Müslüman ülkeleri kapsadığı görülmektedir. İbrahim (2005) 1978-1999 dönemi için Malezya’da para politikasının sekiz sektörün üretimi üzerindeki etkisini analiz etmiştir. Sonuçlar para politikasının sektörel etkilerinde farklılıklar olduğunu, parasal daralmadan en fazla etkilenen sektörlerin banka kredilerine bağımlı ve faize duyarlı sektörlerin olduğunu ortaya koymuştur. Jamil and Irfan (2016) Pakistan’da para politikasının ülkenin başlıca sektörleri üzerindeki etkilerini 1990-2012 dönemi için incelemiştir. Sonuçlar para politikasının hayvancılık, büyük ve küçük ölçekli imalat sanayi, ulaşım depolama, iletişim, toptan - perakendecilik ve finans -sigortacılık sektörleri üzerindeki reel etkilerinin farklılık gösterdiğini desteklemiştir.

Türkiye’de para politikası reel üretim ilişkisini inceleyen çalışmalar genellikle para politikasının makro değişkenler üzerindeki etkileri üzerinde odaklanmıştır (Gündüz (2001), Cengiz ve Duman (2008), Güloğlu ve Sevinç (2008)). Literatürde yer alan bu çalışmalarda, para politikasının sektörel etkileri ile ilgili çıkarım yapılmamıştır. Bu çalışmada, önceki çalışmalardan farklı olarak Türkiye’de uygulanan para politikasının çeşitli sektörler üzerindeki etkileri tahmin edilmeye çalışılmakta ve bu etkilerin farklılıkları üzerinde durulmaktadır.

1997 – 2016 dönemini kapsayan ve aylık verilerin kullanıldığı bu çalışmada VAR modeli uygulanmakta, etki tepki fonksiyonlarından faydalanılarak 20 imalat sektörü üretiminin beklenmeyen para politikasına nasıl tepkide bulunduğu ortaya konulmakta ve sektörel tepkilerin önemi ve gecikmesi açısından ayırım ve karşılaştırma yapılmaktadır¹. Bu sektörler içerisinde; ağaç ve mantar ürünleri imalatı (AGAC), ana metal sanayi (ANA_METAL), basım ve yayım imalatı (BASIM), deri ve ilgili ürünler imalatı (DERI), elektrikli teçhizat imalatı (ELEK_TEC), gıda ürünleri imalatı (GDA), giyim eşyası imalatı (GIYIM), imalat sanayi (IM_SAN), kağıt ve kağıt ürünleri imalatı (KAGIT), kimyasal madde ürünleri imalatı (KIMYA), B.Y.S makina ve teçhizat imalatı (MAC_TEC), madencilik ve taşocaklığı (MADEN), metal ürünleri imalatı (METAL), metalik olmayan diğer mineral maden imalatı (MIN_MAD), mobilya imalatı (MOBILYA), kok kömürü rafine edilmiş petrol ürünleri imalatı (PETROL), plastik-kauçuk ürünleri imalatı (PLASTIK), motorlu taşıt araçları imalatı (TASIT), tekstil ürünleri imalatı (TEKSTIL), tütün ürünleri imalatı (TUTUN) yer almaktadır. Para politikasını temsilen bankalararası gecelik faiz oranı (ON) - (FAIZ) ve enflasyon için de Üretici Fiyatları Endeksi (UFE) değişken olarak modele dahil edilmiştir. Değişkenlere ilişkin tüm veriler TCMB’nin EVDS’den sağlanmıştır.

EKONOMETRİK MODEL

Zaman serisi çalışmalarında en önemli olgulardan biri serilerin durağanlığının araştırılmasıdır. Zira serilerin durağan olmaması halinde seriler arasında ilişkinin varlığı konusunda şüpheye düşülmektedir. Granger ve Newbold (1974) ABD ekonomisi için 35 makroekonomik veriden 34’nün durağan olmadığını ortaya koymuştur. Serilerin durağan olmadığı durumlarda serilerin içerdiği zaman trendi regresyonunun, korelasyonu yükseltmesi sonucunda R² olduğundan büyük çıkmaktadır. Böylece değişkenler arasında istatistiksel herhangi bir bağ olmasa da, varmış gibi istatistiki sonuçlar elde edilebilmektedir.

Serilerin durağanlığının test edilmesinde Genel

¹ Para politikası şoku burada bankalar arası gecelik faiz oranında beklenmeyen bir standart sapmalı artış olarak tanımlanmıştır.

leştirilmiş Dickey Fuller (ADF) ve Kwiatkoski, Philips, Schmit ve Shin tarafından 1992 yılında geliştirilen KPSS testleri yaygın bir şekilde kullanılmaktadır. Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilen ADF testi uygulamacılar tarafından en çok tercih edilen testtir. Uygulanabilirliğinin kolay olması ve çok sayıda ekonometrik programda yer almasından dolayı iktisatçılar arasında oldukça popülerdir. Bu testte tahmin edilen ekonometrik denklem aşağıda verilmiştir.

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (1)$$

ADF birim kök testinin yalın, sabit ve hem sabit hem de zaman trendi içeren üç farklı versiyonu bulunmaktadır. Hangi değişkenlerin ne zaman ve hangi serilerde kullanılması gerektiği konusu halen belirsizliğini korumaktadır. Modelden α_0 katsayısı ve α_2 katsayısı ve dolayısıyla zaman trendi ve sabite ait katsayısı çıkarılırsa yalın model elde edilir. Sadece α_2 katsayısı veya zaman trendinin birim kök testinden çıkarılması durumunda sadece sabiti içeren birim kök testi oluşturulmuş olur. Denklem 1, trend ve sabit içeren bir modeldir.

Birim kök analizlerinde en yaygın kullanılan testlerden bir diğeri de KPSS testidir. KPSS testinde hipotezler yer değiştirmiştir. Boş hipotez serilerin durağan olduğu, alternatif hipotez ise serilerin birim kök içerdiği. Bu testin tahmin edilen regresyon denklemi aşağıdaki gibidir;

$$y_t = \mu_t + \gamma t + u_t \quad (2)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t \sim WN(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (3)$$

Denklem 2, ele alınan zaman serisinin zaman trendi ve sabit üzerine regresyona tabi tutulacağını ifade etmektedir. μ işareti regresyondaki sabiti temsil eder. Fakat Denklem 3'ten anlaşılacağı üzere, sabitin pür rassal yürüyüş modeli olduğu varsayılmaktadır (Nielsen, 2005: 24). Boş hipotez rassal yürüyüş $[I(0)]$ olduğu için esasen Denklem 5'teki hata terimlerinin varyansının sıfır olup olmadığı test edilmektedir ($\sigma_\varepsilon^2 = 0$).

Bu çalışmada VAR (Vektör Otoregressif) modeli kurulup etki-tepki fonksiyonları oluşturularak uygulama kısmı bitirilecektir.

$$Y_t = Y + \sum_{i=1}^p \Phi_p Y_{t-p} + u_t \quad (4)$$

$$E(u_t u_t') = \Sigma$$

Denklem 4'de yer alan Y vektörü VAR analizimizde yer alan tüm değişkenleri içeren vektördür. Yani $Y' = [AGAC, ANA_METAL, BASIM, DERI, ELEK_TEC, GIDA, GIYIM, IM_SAN, KAGIT, KIMYA, MAC_TECH, MADEN, MOBILYA, METAL, MIN_MAD, PETROL, PLASTIK, TASIT, TEKSTIL, TUTUN, FAIZ, UFE]$. γ ise 22×1 sabit terimleri içeren diğeri bir vektördür. Σ ise varyans ve kovaryansları içeren 22×22 'lik bir simetrik matrisdir. Φ ise her bir gecikme değeri için 22×22 katsayı matrisidir. Eğer gecikme değeri 1 alınırsa $n \times n$ veya 22×22 'lik bir adet matristir. Gecikme sayısı p alınırsa Φ matrisinde p 'tane tahmin edilecektir. Bu durumda tahmin edilen katsayı miktarı $n \times (p+1)$ olacaktır. Çünkü modele sabit eklenmiştir.

Sims (1980) tarafından geliştirilen bu ekonometrik yöntem sayesinde büyük makro modellerin tahmin edilmesi kolaylaşmıştır. Fakat sistemde tahmin edilen katsayıların oldukça fazla olmasından ve ekonomik yapı ile ilişki kurulmasının zor olmasından dolayı analizden elde edilen sonuçların etki-tepki fonksiyonları yardımıyla yorumlanması literatürde yaygınlaşmıştır. Bu çalışmada da etki-tepki fonksiyonlarının yorumlanmasına yer verilmektedir.

Etki-tepki fonksiyonlarını oluşturmak için öncelikle yapısal VAR üzerinde durulmuştur. Aşağıdaki denklemde (5 nolu denklemde) yapısal VAR'ın matematiksel ifadesi yer almaktadır. A_0 matrisi üst üçgensel matristir. Bu matrisin tersi ile Denklem 5'in sağ tarafında yer alan her ifade çarpıldığında Denklem 6 elde edilmiş olur. Denklem 6 literatürde indirgenmiş VAR olarak adlandırılır.

$$A_0 Y_t = A Y + \sum_{i=1}^p A_p \Phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$Y_t = B Y + \sum_{i=1}^p B_p Y_{t-p} + u_t \quad (6)$$

Bu son denklemde $B = A_0^{-1} * A$, $B_p = A_0^{-1} * \Phi_p$ ve $u_t = A_0^{-1} * \varepsilon_t$ 'dir. Yapısal hata terimlerinin Cholesky ayrıştırması ile elde edilen etki tepki fonksiyonlarında A_0 her zaman üst üçgensel matris olmak zorundadır. Denklem 5 ve 6'da yer alan $A_0^{-1} * \Phi_p$

ifadesi etki-tepki fonksiyonlarının hesaplanmasında kullanılan katsayı matrislerini vermektedir².

Çalışmada uygulanacak ekonometrik yöntem yukarıda kısaca tanıtılmıştır³. Ekonomi literatüründe zaman serilerinin durağanlığı önemlidir. Özellikle VAR analizlerinde serilerin durağanlığı uzun süre ihmal edilmiştir. Çünkü durağan olmayan serilerin birinci farkları alınarak VAR analizi yapılmıştır. Ancak bu durumda verilerin taşıdığı önemli bilgiler ve zamanın veri üzerinde etkisi yok olmaktadır. Bu yüzden serilerin durağanlığı konusunda ADF ve KPSS olmak üzere iki farklı test uygulanmıştır.

Burada dikkat edilmesi gereken önemli noktalardan biri de uygun gecikme uzunluğunun seçilmesidir. Literatürde otokorelasyonun giderilmesi için alınacak gecikme sayısının belirlenmesinde farklı yöntemler uygulanmaktadır. Her bir veri için ayrı ayrı Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwarz Bayesian Bilgi Kriteri (SBC), Hannan Quinn (HQ) Bilgi Kriteri, F-Testi gibi model seçim kriterleri tercih edilebilmektedir. Bu çalışmada değişkenlerin her biri için ayrı ayrı bilgi kriterleri seçilmek yerine VAR analizi için geliştirilen ve tüm değişkenleri kapsayan tek bir gecikme sayısı veren VAR gecikme testi uygulanmıştır⁴.

Gecikme değerlerini belirlemek için yapılan analizin sonuçları Tablo 1’de verilmiştir. Buna göre AIC ve SBIC bilgi kriterleri 1 gecikmenin uygun olacağına işaret etmektedir. Verilerin aylık olmasından dolayı maksimum gecikme sayısı 12 alınmasına rağmen sadece HQ 8 gecikmeye işaret etmektedir. Tabloda rapor edilen diğer iki bilgi kriteri de 1 gecikmeyi gösterdiği için hem birim kök testlerinde hem de VAR analizinde sadece 1

gecikme alınacaktır⁵.

Birim kök analizinden elde edilen sonuçlar Tablo 2’de verilmiştir. ADF testinde boş hipotez serinin birim kök içerdiğiidir. ADF testinde hem sabitli hem de zaman değişkeni içeren model uygulanmıştır. Zaman değişkeninin dahil edildiği birim kök testi sonuçlarına göre tüm serilerin durağan olduğu gözlemlenmiştir. Ağaç, ana metal, kağıt, ve plastik sektörleri %10 anlamlılık düzeyinde durağan iken deri, elektrik teçhizatları, gıda, maden, mobilya, mineral madenleri, petrol, tekstil, tütün, ÜFE ve faiz serileri %1 seviyesinde durağan çıkmıştır. Geri kalan diğer sektörler için seriler ise %5 seviyesinde durağandır. Zaman değişkeninin birim kök testinden çıkarılması durumunda ise durum biraz farklılık arz etmektedir. Ağaç, ana metal, baskı, imalat sanayi, kağıt, kimya, makine ve teçhizat, metal plastik ve taşıt sektörlerinde serilerin birim kök içerdiği hipotezi reddedilmemektedir. Elektrik teçhizatları, gıda ve ÜFE serilerinin %10 düzeyinde durağan olduğu söylenebilir. Kalan dokuz serinin ise %1 anlamlılık düzeyinde de durağan olduğu teyit edilmiştir.

Diğer bir birim kök testi ise KPSS’dir. Bu testte boş ve alternatif hipotezlerin yerleri ADF testine göre değiştirilmiştir. KPSS testinin istatistik sonuçları Tablo 2’de ve bunların karşılaştırılacağı eşik düzeyler ise tablonun dipnotunda yer almaktadır. KPSS testi için hesaplanan test istatistiği değerleri Kwiatkowski vd (1992)’nin rapor ettiği tablo değerlerinden büyük ise boş hipotez reddedilememekte ve serinin durağan olduğuna karar verilmektedir.

2 Denklem 5’den Denklem 6’ya geçilirken A_0 matrisinin tersinin alınabildiği varsayılmıştır. Pratikte bazen bu geçerli olmayabilmektedir.

3 Bu bölümde yer alan ekonometrik yaklaşımların ayrıntıları için Hamilton (1994) ve Enders (2004) bakılabilir.

4 VAR sistemi için değişkenlerin tek tek gecikme (lag) belirlemek yerine topluca bir gecikme belirlemek için Paulsen (1984), Tsay (1984) ve Nielson (2001) tarafından kullanılan yöntem tercih edilmiştir. Analiz Rats 8.0 ile yapılmasına rağmen Stata ile de yapılabilmektedir.

5 HQ bilgi kriteri 8 gecikmeye işaret etmesine rağmen VAR analizinde 8 gecikme almanın sıkıntıları vardır. 8 gecikme alındığında, 22 değişken içeren VAR analizinde 22 değişken sabit olmak üzere $22 \times 22 \times 8$ gecikme katsayıları ve $(22 \times 21) / 2$ varyans kovaryans matris değişkeni dahil edildiğinde 4125 değişken tahmin edilmesi gerekmektedir. Bu kadar değişkenin tahmin edilmesi durumunda çoğu katsayılar istatistiksel olarak anlamsız çıkacaktır. Bu anlamsız katsayılar etki-tepki analizlerinin hatalı çıkmasına neden olacaktır. Diğer bir kısıt ise serbestlik derecesinin oldukça düşük olmasıdır. Bu yüzden sadece bir gecikme ile tahmin yapıp, yorumlar bu analiz üzerinde yapılabilmektedir.

Tablo 1. Gecikme Değerlerinin Belirlenmesi

Gecikme Sayısı	AIC	SBIC	HQ
0	36300.4344	36373.3151	36329.7786
1	33493.1910*	35046.4592*	34045.1195
2	33588.3175	36320.5014	34361.3586
3	34327.8744	37793.2728	34876.3269
4	35651.2488	39150.4722	35275.7231
5	37999.1844	40341.5452	35508.9929
6	42231.0455	41133.7027	35343.3473
7	51323.8941	41487.9150	34739.7564
8	76348.5585	39964.3594	32258.3977*

* AIC; Akaike Bilgi Kriteri, SBIC; Schwarz Bayesyan Bilgi Kriteri, HQ: Hannan-Quinn Bilgi Kriteri

Teste zaman değişkeni eklendiğinde sadece tütün sektörüne ait serinin durağan olmadığı ortaya çıkmaktadır. Diğer tüm seriler en az %10 istatistik seviyede durağandır. Bu testte sadece deri ve mineral maden sektörünün verileri %10 seviyesinde durağandır. Diğer tüm değişkenlerin test istatistiği tablo değerlerinden oldukça büyük olduğu için tüm serilerin durağan olduğuna kanaat getirilebilir. KPSS testi sadece sabit içerdiğinde ise tüm değişkenlerin durağan olduğu anlaşılmaktadır. Tablo 2'den görüldüğü gibi tütün sektörüne ait seri %10 seviyesinde ve petrol sektörüne ait seri ise %5 seviyesinde durağandır. Kısaca ADF ve KPSS testlerinin her ikisinden birlikte herhangi bir serinin durağan olmadığına dair herhangi bir kanıt elde edilmemiştir. Test sonuçlarından tüm serilerin düzeyde durağan olduğu çıkarılmasını yapmak yanlış olmayacaktır.

Etki Tepki Fonksiyonları

Tüm serilerin durağan olduğu tespitinin ardından VAR modelinin uygulanması için bir sakınca kalmamıştır. Sims (1980) tarafından geliştirilen VAR modelinin çok başarılı ve esnek olmasının yanında çok değişkenli zaman serileri analizinde kolayca uygulanabildiği görülmektedir. VAR modeli esasen tek değişkenli otoregresif modellerin basit bir şekilde çok değişkenli zaman serilerine uyarlanmasıdır. Özellikle öngörüle ve makro / finansal zaman serilerindeki dinamiğin açıklanmasında başarılı olduğu kanıtlanmıştır. VAR modeli ile sağlanan öngörü tek değişkenli zaman serileri analizine göre daha iyidir. Ayrıca teoriye dayanan eşzamanlı sistem denklemleri modellerinin daha detaylıdır. Modeldeki değişkenlerin belirli şartlar altında izleyebileceği potansiyel yolu ortaya koyabilen VAR

Tablo 2. Birim Kök Test Sonuçları (ADF ve KPSS)

Sektör	Birim Kök Modeli	ADF Olasılık Değeri	KPSS Test İstatistiği	Sektör	Birim Kök Modeli	ADF Olasılık Değeri	KPSS Test İstatistiği
AGAC	C	0.4719	10.7***	MAC_TECH	C	0.3234	9.71***
	C/T	0.0532*	0.79***		C/T	0.0282**	0.464***
ANA_METAL	C	0.4788	10.3***	MADEN	C	0.0014**	4.67***
	C/T	0.0545*	0.313***		C/T	0.000***	0.802***
BASIM	C	0.4326	9.86***	MOBİLYA	C	0.0014***	6.55***
	C/T	0.0455**	0.818***		C/T	0.000***	0.4***
DERİ	C	0.000***	0.811***	METAL	C	0.3539	9.43***
	C/T	0.000***	0.135*		C/T	0.0325**	0.989
ELEK_TEC	C	0.0635*	9.87***	MIN_MAD	C	0.0001***	6.71***
	C/T	0.0031***	1.52***		C/T	0.000***	0.12*
FAİZ	C	0.0019***	6.77***	PETROL	C	0.000***	0.416*
	C/T	0.0001***	0.593***		C/T	0.000**	0.247***
GDA	C	0.0686*	9.33***	PLASTİK	C	0.4725	10.4***
	C/T	0.0034**	0.616***		C/T	0.0533*	0.28***
GIYIM	C	0.00***	3.23***	TASIT	C	0.1621	9.45***
	C/T	0.00***	0.589***		C/T	0.0103**	0.309***
IM_SAN	C	0.3186	10***	TEKSTİL	C	0.0091***	5.51***
	C/T	0.0275**	0.356***		C/T	0.0003***	0.693***
KAĞIT	C	0.6354	10.3***	TUTUN	C	0.000***	0.526**
	C/T	0.0998*	1.47***		C/T	0.000***	0.1
KIMYA	C	0.4547	10.5***	UFE	C	0.0805	6.89***
	C/T	0.0497**	0.423***		C/T	0.0041	1.67***

* KPSS için test istatistikleri teste trend dahil edildiğinde %1, %5 ve %10 için sırası ile 0.119, 0.146 ve 0.216'dır. Modele zaman değişkeni dahil edilmediğinde test istatistikleri 0.347, 0.463 ve 0.739'dir. ***, **, * işaretleri testlerin %1, %5 ve %10 seviyesinde anlamlılığını ifade eder.

modellerinden elde edilen öngörüler oldukça esneklerdir. VAR modelleri ile tahminde bulunma ve veri tanımlama dışında yapısal çıkarımlar ve politika analizleri yapılabilir. Verilerin etkileşim yapısı hakkında belirli varsayımlar yapıldığında yapısal analiz, belirli bir değişimde meydana gelecek beklenmeyen bir şok veya değişikliğin diğer değişkenleri nasıl etkileyeceğini özetleyebilir. Bu etki genellikle etki-tepki fonksiyonları ile rapor edilmektedir.

Para politikası şoklarının sektörel etkilerini inceleyen bu çalışmada etki tepki analizi ile sadece faiz oranına ait bir birimlik pozitif bir şokun, diğer bir ifadeyle daraltıcı para politikasının tüm değişkenler üzerindeki etkisi ortaya konulmaktadır. Para

politikası değişkenindeki pozitif bir şok karşısında ağaç sektörü üretiminde birinci ayda keskin bir azalma ortaya çıkmakta ve kalıcı olmaktadır. Ana metal sanayi de benzer şekilde para politikası şokundan negatif etkilenmiştir. Şoktan sonraki birinci ayda etki % 60 iken daha sonra ki ay %50'ye düşmüştür. Üçüncü aydan itibaren tekrar artarak %100'e ulaşan etki kalıcı hale gelmiştir.

Önceki iki sektör gibi basım sektörünün de para politikasındaki bir birimlik şoka verdiği tepki önce -1.5 olmuş, ardından azalarak -1'e kadar geriledikten sonra yılsonuna kadar aynı düzeyde kalmaya devam etmiştir. Negatif yönde etkilenen bir diğer sektör de deri sektörüdür. Başlangıçta -1.0 olarak gözlenen tepki ikinci ayda % 75 azalmış ve 6 ay

geçtikten sonra ortadan kaybolmuştur. Deri sektöründe para politikası şokunun etkisi kalıcı olmamıştır. Elektrik teçhizatları sektörü de yine negatif etkilenmiştir. Birinci dönemin sonundaki etki % 75 iken, sonraki aylarda dalgalanmalar olmuş ve 5. aydan sonra artarak bire yakınlaşmıştır. Para politikası şokunun bu sektör üzerindeki etkisi kalıcı olmuştur.

Negatif etkilenen sektörlerden bir diğeri gıda sektörüdür. İlk ay sonunda % 70 civarında olan etki daha sonra hızla azalarak % 20'ye gerilemiştir. 2. aydan sonra yeniden artmaya başlayan etki yıl sonuna kadar artmaya devam ederek % 80 civarında gerçekleşmiştir. Etki yine bu sektörde de kalıcı olmuştur. Faiz oranlarındaki şokların giyim sektörü üzerindeki etkisi, daha önceki sektörlerden farklı olarak, pozitif olmuştur. Şokun etkisi ilk iki ayda artarak % 40'a kadar yükselmiş, daha sonra azalarak 4. ayda kaybolmuştur. Buna rağmen yeniden bir artış eğilimi ortaya çıkmış ve etki yılsonu itibarıyla % 20 civarında kalıcı hale gelmiştir.

İmalat sanayi para politikası şokundan negatif etkilenmiştir. Dördüncü aya kadar dalgalanma olmakla birlikte ortalama olarak % 60 civarında seyreden kalıcı bir etki gözlemlenmiştir. Kağıt sektörü de negatif etkilenmiştir. İlk ayda % 150 olan tepki ikinci ayda % 50'ye gerilemiş ve sonraki aylarda da %50'ye yakın bir konumda seyretmiştir. Kimya sektörü üzerindeki etki de negatif olmuştur. % 150 tepki veren sektörün daha sonraki aylarda gösterdiği tepki azalmış ve % 100 civarında kalıcı hale gelmiştir.

Makine teçhizat sektörü negatif etkilenen diğer bir sektördür. Başlangıçta % 100'ün üzerinde tepki veren sektörün izleyen yıllardaki tepkileri ufak azalmalara karşın kalıcı olmuştur. Maden sektörünün gösterdiği tepki ise önceki tüm sektörlerden farklıdır. İlk ay negatif tepki veren sektörün tepki eğrisi birinci aydan sonra pozitif dönmüştür. Bu etki yaklaşık % 300'e kadar yükselmiştir. İkinci aydan sonra hızla azalmaya başlayan eğri beşinci aydan sonra tekrar negatif olmuştur. Yılsonu itibarıyla kalıcı hale gelen negatif etkinin büyüklüğü ise yaklaşık %40'tır.

Metal sektörü de negatif etkilenmiştir. İlk ayda %25 civarında gerçekleşen tepki ikinci ayda aza-

larak sifıra yaklaşmıştır. Üçüncü ayda yeniden artmaya başlamış ve kalıcı şokun etkisi 1'e yakın gerçekleşmiştir. Mineral maden sektörü de maden sektörü gibi ilk ayda para politikasında meydana gelen pozitif şoka ters yönlü cevap vermiştir. Maden sektöründen farkı ilk aydaki tepkinin çok sert olup % 80'e yakın gerçekleşmiş olmasıdır. Tepki yılsonunda % 60'larda kalıcı hale gelmiştir.

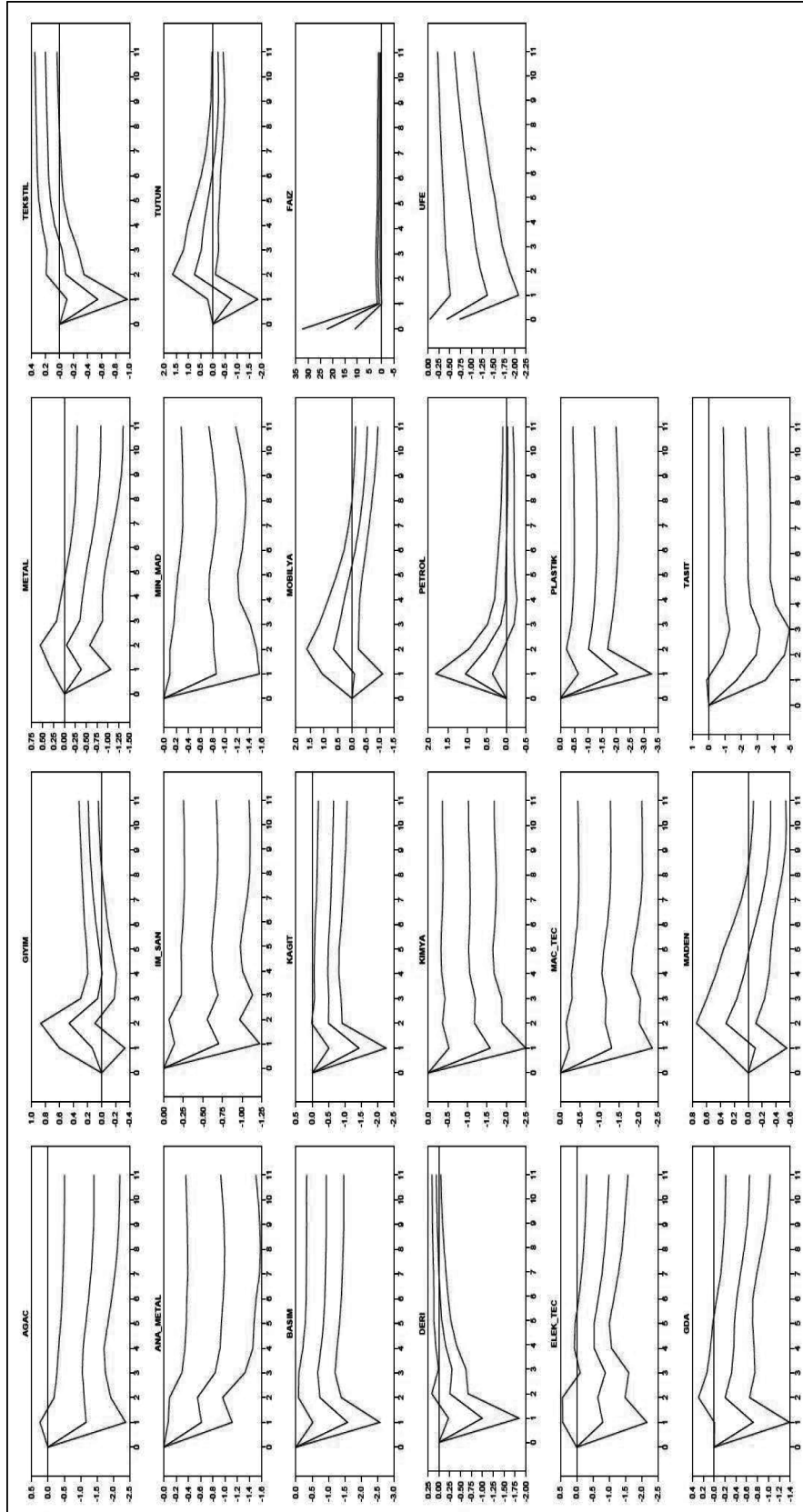
Mobilya sektörünün para politikasına verdiği tepki maden sektörünün tepkisi ile benzerlik göstermektedir. İlk aydaki tepkisi çok az ve negatif olan mobilya sektörü daha sonraki ayda pozitif tepki vermiştir. %50'nin üzerine çıkan bu tepki ikinci aydan sonra hızla azalmaya başlayarak beşinci ve altıncı ay arasında negatife dönüşmüştür. Yılsonu itibarıyla tepki % 50'lerde kalıcı hale gelmiştir.

Petrol sektörü para politikasına pozitif yönde tepki veren nadir sektörlerden biridir. Birinci ay sonunda bire bir gerçekleşen bu tepkinin daha sonraki aylarda giderek azaldığı ve dördüncü aydan sonra sönümlendiği gözlemlenmektedir.

Plastik sektörü negatif etkinin en çok kendisini gösterdiği sektörlerin başında gelmektedir. İlk ay iki katı olan tepki daha sonra bire düşmüş ve yıl boyunca devam etmiştir. Taşıt sektörü para politikasından en fazla etkilenen sektördür. Bir birimlik şok ilk ay iki kat etkide bulduktan sonra etkinin şiddeti hızla artmaya devam etmiştir. Negatif etki ikinci ay % 300, üçüncü ayda ise % 400 olarak gerçekleşmiştir. Üçüncü aydan sonra ise etkinin yavaş yavaş azaldığı ve %200 civarında kalıcı hale geldiği görülmektedir.

Tekstil sektörü para politikasından başlangıçta negatif etkilenmiş olmakla birlikte bu etki daha sonra pozitif dönmüştür. Negatif yöndeki ilk etki birinci ayda %50 iken ikinci ayda % 40 azalarak %10'a gerilemiştir. Üçüncü aydan itibaren ise etki pozitif dönmüş ve yılsonu itibarıyla %20 civarında kalıcı hale gelmiştir. Tütün sektörünün para politikasına tepkisi ise iki kez yön değiştirmiştir. Başlangıçta negatif olan tepkinin büyüklüğü %50 civarında iken ikinci ayda önce hızla azalmış ve ardından pozitif dönmüş %80'ne kadar yükselmiştir. Üçüncü ayda yeniden azalmaya başlayan etki

Grafik 1. Etki Tepki Fonksiyonları (Para Politikası Şokunun Sektörel Etkisi)



* Tüm değişkenler için etki tepki fonksiyonlar elde edilmiştir. Fakat makalenin çok uzun olacağı ve yorumlarda ana konuya çıkılma ihtimalinden dolayı çalışmada yer verilmemiştir.

altıncı aydan sonra tekrar negatife dönmüş ve etki tepki fonksiyonu %20 civarında kalıcılık göstermiştir.

Tekstil sektörü para politikasından başlangıçta negatif etkilenmiş olmakla birlikte bu etki daha sonra pozitifte dönmüştür. Negatif yöndeki ilk etki birinci ayda %50 iken ikinci ayda % 40 azalarak %10'a gerilemiştir. Üçüncü aydan itibaren ise etki pozitifte dönmüş ve yılsonu itibarıyla %20 civarında kalıcı hale gelmiştir. Tütün sektörünün para politikasına tepkisi ise iki kez yön değiştirmiştir. Başlangıçta negatif olan tepkinin büyüklüğü %50 civarında iken ikinci ayda önce hızla azalmış ve ardından pozitifte dönüşerek %80'ne kadar yükselmiştir. Üçüncü ayda yeniden azalmaya başlayan etki altıncı aydan sonra tekrar negatife dönmüş ve etki tepki fonksiyonu %20 civarında kalıcılık göstermiştir.

Para politikası aracına verilen bir birimlik şok kendisini başlangıçta yaklaşık 25 birim etkilemiştir. İlk ayın sonunda bu etki sifıra yaklaşmış daha sonra sönmüştür. Dolayısıyla faiz oranı şokunun kendisi üzerindeki etkisi kalıcı değildir. Pozitif şokun, diğer bir ifadeyle daraltıcı para politikasının enflasyon üzerindeki etkisi ise başlangıçta yarım birimlik bir azalma şeklinde olmuştur. Negatif yönlü bu etki birinci ayda gözlenen artış ile 1.30 civarına yükseldikten sonra azalmaya başlamış ve 0.60 birim civarında kalıcı hale gelmiştir.

Yapısal Kırılma Varlığı ve Mevsimsellik

Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde zaman serilerinin yapısında kırılma meydana getirecek önemli olaylar sıklıkla yaşanmaktadır. AB'nin 1999 yılında Euro'ya geçmesinin, 2001 ekonomik krizinin, 2007 yılında ABD'de başlayıp tüm dünyayı etkileyen Mortgage krizinin ve 2010 AB ekonomik krizlerinin Türkiye'nin imalat sanayisi üzerinde etki meydana getirmiş olma olasılığı yüksektir. Bu gelişmelerin yaşandığı dönemlerde zaman serilerinin ortalamasında ve/veya eğiminde kalıcı değişimler yaşanmış olması mümkündür. Bu yöndeki değişimlerin dikkate alınması için öncelikle serilerde kırılma varken birim kök testi yapılması gerekmektedir. Yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleri genellikle iki gruba ayrılmaktadır. Kırılma yılının dışsal belirlenmesi veya kırılma zamanının modelin kendisi tarafından içsel belirlenmesi. Bu çalışmada Zivot ve Andrews

(1992) tarafından geliştirilen test tercih edilmiştir. Zivot-Andrews test sonuçları Tablo 3'te (Ekte) verilmiştir. Test sonuçlarına göre hesaplanan test değerleri tabloda verilen kritik değerlerden oldukça düşüktür. Bu durumda kırılma olmasına rağmen zaman serilerinin halen durağan olduğu sonucu elde edilmektedir⁶.

VAR modelinde yapısal kırılmalar dikkate alınmamaktadır. Zamanla etki tepki fonksiyonları değişebilmektedir. Bu nedenle kayan pencereler (Rolling [moving] windows) yöntemiyle VAR modeli tahmin edilecektir⁷. Başlangıç alt örneklem 1997:01-2006:01 tarihleri seçilmiştir. Daha sonra alt ve üst band aralığı birer ay genişletilmiş ve 121 tane ayrı VAR tahmin edilerek etki tepki fonksiyonları ile gösterilmiştir.

Kayan pencereler analizinde sonuçlar alt örneklem kümesinin bulunduğu bölgeye göre değişiklik göstermektedir. Grafik 2'de tahmin edilen 121 VAR modelinden altı tanesi verilmiş ve bu altı VAR analizi içerisinde ilk 4 sektör ele alınmıştır. A panelinde ilk alt örneklem (1997:01-2006:01), B panelinde ise 25. alt örneklem küme (1999:01-2008:01) yer almaktadır. C panelinde ise VAR mo-

6 Tablo 3'ten görüldüğü üzere gecikme değerinin belirlenmesinde Akaike bilgi kriterinin kullanıldığı Tekstil, Taşıt ve Makine-Teçhizat sektörü serilerinin durağan olmadığı şeklinde bir algı oluşabilir. Fakat Zivot ve Andrews (1992)'e göre zaman serilerinin birim kök içermesi için test değerinin kritik değerden oldukça yüksek olması gerekir. Hatta bu sektörlerin verilerinin Bayesyan bilgi kriterine göre alınması durumunda durağan oldukları sonucuna ulaşılmıştır.

7 Birim kök testlerinde yapısal kırılmalar modelde tahmin edilen katsayıları etkileyebilir. Çünkü model doğrusaldır. Fakat VAR modelinde kukla değişkeni ister dışsal ister içsel eklensin etki tepki fonksiyonları üzerinde herhangi bir etki olmamaktadır. Dışsal değişken eklenen model literatürde VARX modeli olarak adlandırılmaktadır. Fakat kukla değişken 0 ve 1 değerleri içerdiği için etki tepki fonksiyonları üzerinde herhangi bir etki olmamaktadır. Ayrıca kukla değişken içsel varsayılan VAR modeli 23 değişkenli tahmin edildiğinde dahi diğer değişkenler üzerinde herhangi bir etki olmamaktadır. Bu yüzden kayan pencereler yöntemi en uygun yöntemdir. Zivot ve Wang (2003: 335) kayan pencereler yöntemi ile ortalamadaki ve varyanstaki değişimlerin çoğunlukla tespit edildiğini belirtmektedirler. Son zamanlarda literatürde zamanla değişen parametreler (time-varying parameters) yöntemine geçmeden önce kayan pencereler ile ön analiz yapıldığı görülmektedir.

deli 2001:01-2010:01 arası için tahmin edilmiştir. D panelindeki etki tepki fonksiyonları 2003:01-2012:01 veri döneminin sonuçlarına göre çizilmiştir. Son iki panelin veri seti ise sırasıyla 2005:01-2014:01 ve 2007:01-2016:01 dönemlerini kapsamaktadır.

Sıkı para politikası tüm dönemler için ağaç sektöründe küçülmeye neden olmuş ve dolayısıyla etki tepki fonksiyonları tüm dönemler için negatif olarak gerçekleşmiştir. Etki tepki fonksiyonlarının tümü negatif olmakla birlikte D ve F panellerindeki dönemlerin diğer dönemlere göre biraz farklı olduğu, etkilerin biraz daha fazla kalıcı olduğu görülmektedir. Ancak bu fark ihmal edilebilir düzeydedir. Ana metal sektörü için de yine benzer bir yorum yapılabilir. D ve F panellerindeki dönemler haricinde etki tepki fonksiyonları negatiftir ve adeta bir birinin kopyası şeklindedir. D panelindeki etki tepki fonksiyonlarının bir kısmı başlangıçta pozitif olmasına rağmen % 40'ının halen negatif bölgede olduğu gözlenmektedir. Dolayısıyla çok önemli bir değişikliğin olduğunu söylemek mantıklı olmayacaktır. F paneline bakıldığında pozitif yönlü etki tepki fonksiyonu sayısının arttığı, buna rağmen 4 ay sonra alt ve üst bandın negatif bölgede yer aldığı görülmektedir.

Basım sektöründe ciddi bir değişiklik gözlemlenmemiştir. Bu sektör için C ve E panelinde etki tepki fonksiyonları çok ufak değişiklikler göstermekle birlikte, genel anlamda değişiklik olmadığını söylemek mümkündür. Deri sektörü için D ve F panelleri diğer sektörler gibi değişiklik göstermektedir. Etki-tepki fonksiyonları negatif olmakla birlikte özellikle F panelinde etkinin önemli ölçüde arttığı söylenebilir. Tüm sektörler dikkate alındığında iki sektör haricinde alt kümede tahmin edilen etki-tepki fonksiyonlarının % 95'inin birbirine çok yakın olduğu bulunmuştur. Dolayısıyla bu analizden para politikasının etkilerinin dönemsel olarak pek değişmediği sonucu çıkarılabilir. Etkilerin çok fazla değiştiği tek sektör tütün sektörüdür. Diğer değişken ise ÜFE'dir.

Analizde kullanılan değişkenler aylık olduğu için seriler üzerinde mevsimsellik etkisi görülebilir. Bu nedenle her bir değişken mevsimsellikten arındırılarak VAR analizi tekrar yapılmıştır⁸. Grafik 3'te

görülebileceği üzere mevsimsel etkilerden arındırılan seriler ile elde edilen etki-tepki fonksiyonlarında herhangi bir değişiklik olmamıştır. Sonuç olarak para politikasının asimetrik etkilerinin, hem kırılmaların varlığı hem de serilerin mevsimsel etkilerden arındırılması durumunda devam ettiği görülmektedir.

SONUÇ

Çalışmadan elde edilen sonuçlar artan faizlerin genellikle imalat sanayi sektörlerindeki üretimin azalmasına yol açtığını göstermektedir. Para politikasında meydana gelen bir birimlik pozitif şoka, yani daraltıcı para politikasına ağaç, ana metal, basım, deri, elektrik teçhizatları, gıda, imalat sanayi, kağıt, kimya, makine teçhizatları, metal, mineral maden, plastik, taşıt sektörleri ile ÜFE negatif tepki göstermiştir. Maden, mobilya, tekstil ve tütün sektörlerinin tepkisi ise başlangıçta negatif iken daha sonraları pozitif dönüşmüştür. Para politikası sadece petrol ve giyim sektörünü pozitif yönde etkilemiştir.

Para politikasının en çok etkilediği sektör taşıt sektörü olurken, en az etkilenen sektörün ise maden sektörü olduğu görülmektedir. Diğer taraftan deri ve petrol sektörlerinin gösterdiği tepkiler yılsonuna doğru sönümlenme eğilimi gösterirken, giyim ve tekstil sektörlerinin tepkileri pozitif, diğer sektörlerin tepkileri ise negatif yönde kalıcılık göstermiştir. Bütün bu bulgular Türkiye'de para politikasının sektörel etkilerinde önemli asimetri-lerin olduğunu göstermektedir.

Literatürdeki çalışmalar, para politikasının çeşitli sektörleri birbirinden önemli ölçüde farklı etkilemesinin, sektörlerde üretilen malların dayanıklı olup olmaması ile bağlantılı olduğunu ileri sürmüşlerdir. Buna göre para politikası faiz kanalı üzerinden yatırım malları ve dayanıklı tüketim malları talebini dayanıklı olmayanlara göre daha fazla etkilemektedir. Para politikasının sektörel etkilerindeki asimetri-ler ayrıca finansal yapıdaki farklılıklar ve firma büyüklüğü gibi faktörler ile de açıklanmaktadır. Parasal aktarım mekanizmasının kredi görüşüne göre banka kredilerine bağımlı

sında Census X-13ARIMA-SEATS yaklaşımı kullanılmıştır. Hesaplama yöntemi ve detaylı bilgi için bkz. <https://www.census.gov/srd/www/x13as/>

8 Bu çalışmada verilerin mevsimsel etkilerden arındırılma-

küçük firmaların ağırlıkta olduğu sektörler para politikasına daha güçlü tepki göstermektedir.

Kaynakça

ARNOLD, Ivo J.M.; (2001), "The Regional Effects of Monetary Policy in Europe", *Journal of Economic Integration*, 16(3), pp. 399-420.

ARNOLD, Ivo J.M. and Evert B. Vrugt; (2002), "Regional Effects of Monetary Policy in the Netherlands", *International Journal of Business and Economics*, 1(2), pp. 123-134.

BERNANKE, Ben S. ve Alan S. BLINDER; (1992), "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Policy", *American Economic Review*, 82 (4), ss. 901-921.

CARLINO, Gerald and Robert DEFINA; (1998), "The Differential Regional Effects of Monetary Policy", *The Review of Economics and Statistics*, 80(4), pp. 572- 587.

CENGİZ, Vedat ve Mehmet DUMAN; (2008), "Türkiye'de Banka Kredi Kanalinın Önemi Üzerine Etki Tepki Fonksiyonlarına Dayalı Bir Değerlendirme(1990-2006)", *H.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 26 (2), ss. 81-104.

DALE, Spencer and Andrew G. HALDANE; (1995), "Interest Rates and the Channels of Monetary Transmission: Some Sectoral Estimates", *European Economic Review*, 39(9), pp.1611-1626.

DEDOLA, Luca and Francesco LIPPI; (2005), "The Monetary Transmission Mechanism: Evidence from the Industries of five OECD Countries", *European Economic Review*, 49(6), 2005, pp. 1543-1569.

DICKEY, David. A., and Wayne A. FULLER; (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of The American Statistical Association*, 74(366a), 427-431.

ENDERS, Walter; (2004), *Applied Econometric Time Series*, 3rd Edition, John Wiley & Sons.

GANLEY, Joe and Chris SALMON; (1997), "The Industrial Impact of Monetary Policy Shocks: Some Stylised Facts", *Bank of England Working Paper*, Paper No: 68, pp. 26-28, <http://www.bankofengland.co.uk/archive/Documents/historicpubs/workingpapers/1997/wp68.pdf>, 24.04.2016

GERTLER, Mark and Simon GILCHRIST; (1994), "Monetary Policy Business Cycles and the Behavior of Small Manufacturing Firms", *Quarterly Journal of Economics*, 109(2), pp. 309-340.

GRANGER, C. William and Paul NEWBOLD; (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120.

GÜLOĞLU, Bülent ve Orhan SEVİNÇ; (2008), "Türkiye'de Parasal Aktarım Mekanizmalarının Makroekonomik Etkileri", *İktisat İşletme ve Finans*, 23(268), ss. 94-118.

GÜNDÜZ, Lokman (2001). "Türkiye'de Parasal Aktarım Mekanizması ve Banka Kredi Kanalı", *İMKB Dergisi*, 5(18), ss.13-30

HAMILTON, James D.; (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.

HAYO, Bernd and Birgit UHLENBROCK; (1999), "Industry Effects of Monetary Policy in Germany", *ZEI Working Paper B 14*, pp.1-31, <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/39583/1/303028025.pdf>, 24.04.2016

IACOVIELLO, Matteo; (2008), "Vector Autoregressions", *Unpublished Lecture Notes*, https://www2.bc.edu/~iacoviel/teach/0809/EC751_files/var.pdf, 25.04.2016

İBRAHİM, Mansor H.; (2005), "Sectoral Effects of Monetary Policy: Evidence from Malaysia", *Asian Economic Journal*, 19(1), pp. 83-102.

JAMIL, Muhammad and Muhammad İRFAN, "Monetary Policy Business Cycles and Sectoral Response in Pakistan", *Economica*, 12 (4), pp.171-190.

KASHYAP, Anil K. and Jeremy C. STEİN; (2000), "What Do A Million Observations on Banks Say About the Transmission of Monetary Policy?", *American Economic Review*, 90(3), 407-28.

KISHAN, Ruby P. and Timothy P. OPIELA; (2000), "Bank Size Bank Capital and the Bank Lending Channel", *Journal of Money Credit and Banking*, 32(1), 121-41.

KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P. C. B., SCHMIDT, P., and Y, SHIN; (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 54(1-3): 159-178.

NIELSEN, Bent ; (2001), "Order Determination in General Vector Autoregressions", *Working Paper*, Department of Economics, University of Oxford and Nuffield College. <http://ideas.repec.org/p/nuf/econwp/0110.html>, 12.06.2016

NIELSEN, Heino Bohn; (2005), "Non-Stationary Time Series and Unit Root Tests", *Unpublished Lecture Notes for Econometrics 2*, http://www.econ.ku.dk/metrics/Econometrics2_05_II/Slides/08_unitroottests_2pp.pdf, 12.06.2016

PAULSEN, Jostein; (1984), "Order Determination of Multivariate Autoregressive Time Series with Unit Roots", *Journal of Time Series Analysis*, 5(2), 115-127.

PEERSMAN, Gert and Frank SMETS; (2005), "The Industry Effects of Monetary Policy in the Euro Area", *Economic Journal*, 115(503), pp. 319-342.

RAMEY, Valerie A.; (1993), "How Important Is The Credit Channel in the Transmission of Monetary Policy?", *NBER Working Paper*, Paper No: 4285, ss. 1-42, <http://www.nber.org/papers/w4285>, 24.04.2016

RODRIGUEZ, Fuentes, C. J. and David Padron- MARRERO; (2008), "Industry Effects of Monetary Policy in Spain", *Regional Studies*, 42(3), pp. 375- 384.

ROMER, Christina D. ve David H. ROMER; (1990), "New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism" *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, ss. 149-213, https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/1990/01/1990a_bpea_romer_romer_goldfeld_friedman.pdf, 22.04.2016

SIMS, Christopher A; (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 48(1),

pp: 1-48.

ŞENGÖNÜL, Ahmet and Willem THORBECKE; (2005), "The effect of Monetary Policy on Bank Lending in Turkey", *Applied Financial Economics*, 15(3), pp 931-934.

TSAY, Ruy S; (1984), "Order Selection in Nonstationary Autoregressive Models", *Annals of Statistics* 12(4), pp:1425-1433.

ZİVOT, Eric ve Jiahui WANG; (2007) *Modeling financial time series with S-Plus®* (Vol. 191). Springer Science & Business Media.

ZİVOT, Eric ve Donald W. K. ANDREWS; (1992), *Further Evidence on the Great Crash, the OilPrice Shock, and the Unit-Root Hypothesis*. *Journal of Business & Economic Statistics* 10(3):251-270

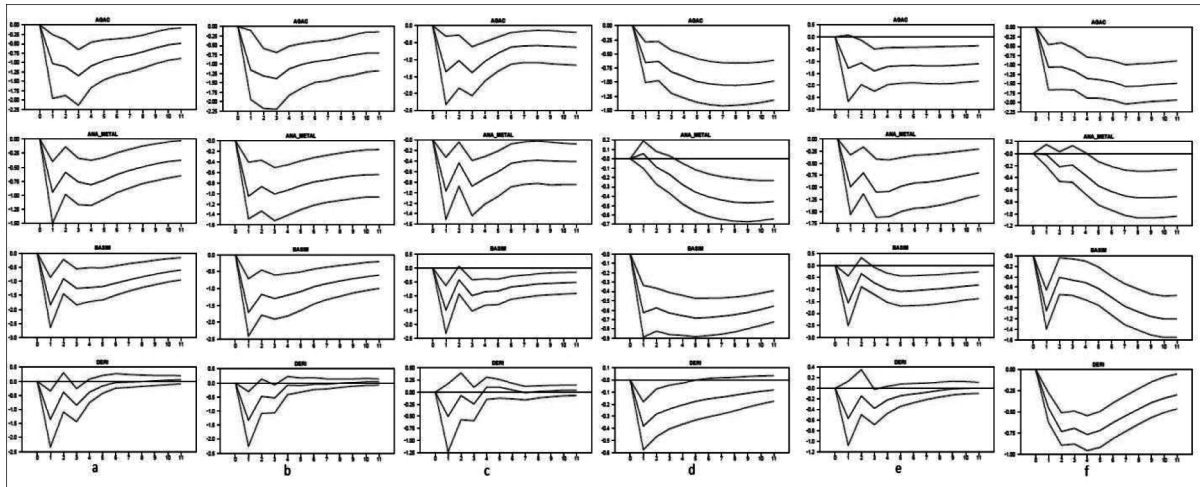
Ekler:

Tablo 3. Zivot-Andrews Birim Kök Testi

Değişken	Gecikme Sayısı (AIC)	Gecikme Sayısı (BIC)	Değişken	Gecikme Sayısı (AIC)	Gecikme Sayısı (BIC)
maden	-10.365***	-10.365***	kimya	-6.667***	-8.323***
im_san	-5.891***	-5.891***	plastik	-3.89	-4.807**
gda	-9.406***	-9.406***	min_mad	-8.316***	-8.316***
tutun	-8.055***	-8.148***	ana_metal	-4.329*	-4.329*
tekstil	-4.002	-4.851**	metal	-4.16*	-4.16*
giyim	-6.815***	-6.815***	mac_tec	-3.783	-5.048***
deri	-5.568***	-10.019***	elek_tec	-7.268***	-7.268***
agac	-5.884***	-5.884***	tasit	-3.756	-4.463**
kagit	-6.361***	-7.45***	mobilya	-4.662**	-6.529***
basim	-5.686***	-5.686***	faiz	-6.105***	-6.696***
petrol	-5.696***	-5.542***	ufe	-4.845**	-5.376***

* Kritik değerler %1 için -4,93, %5 için -4,42 ve %10 için -4,11'dir. *, **, *** işaretleri sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Grafik 2. VAR Analizi Etki tepki sonuçları (Kayan Pencere Yöntemi)



* A paneli (1977:01-2006:01), B paneli (1999:01-2008:01), C paneli (2001:01-2010:01), D paneli (2003:01-2012:01) E paneli (2005:01-2014:01), F paneli (2007:01-2016:01). Bu grafikte 4 sektörün tercih edilmesinin nedeni 6 ayrı etki-tepki fonksiyonları ile hem makale sayfasından tasarruf etmek hem de okuyucu takibinin kolaylaşmasını sağlamaktır.

Grafik 3. Mevsimsellikten Arındırılmış Durumda Etki-Tepki Fonksiyonları