

# TÜRKİYE EKONOMİSİ

## FİYAT KATILIKLARININ

### FAVAR MODELİ İLE ANALİZİ

Hacettepe Üniversitesi  
İktisadi ve İdari Bilimler  
Fakültesi Dergisi,  
Cilt 36, Sayı 4, 2018,  
s. 75-94

#### **Bige KÜÇÜKEFE**

Öğr.Gör.Dr., Namık Kemal Üniversitesi  
Marmara Ereğlisi MYO  
Muhasebe ve Vergi Uygulamaları Bölümü  
bkucukefe@nku.edu.tr

#### **Dündar Murat DEMİRÖZ**

Prof. Dr., İstanbul Üniversitesi  
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi  
Uluslararası İktisat Bölümü  
dundar.demiroz@istanbul.edu.tr

**Öz:** Fiyatların ve ücretlerin katı olduğu varsayımı üzerine inşa edilmiş olan Yeni Keynesyen iktisat teorisine göre para nötr değildir ve parasal genişleme ekonomide reel sonuçlar üretir. Her ne kadar toplulaştırılmış veriler fiyat katılığı varsayımını desteklese de, mikro veriler incelendiğinde fiyatların geleneksel olarak varsayılandan çok daha değişken olduğu görülmüştür. Makro ve mikro veriler arasındaki bu uyumsuzluğu açıklamak için, bir FAVAR modeli (Bernanke, Boivin ve Elias, 2005) geliştirilmiş ve fiyat değişimlerinde sektöre özgü ve ortak bileşenlerin payı 2005: 01-2014: 12 ekonomik verileri kullanılarak hesaplanmıştır. Yapılan analizde, toplulaştırılmamış verilerde fiyatlardaki aylık değişimlerin büyük bir kısmının sektöre özgü etkenlerden kaynaklandığı görülmüştür. Ayrıca TÜFE enflasyonunun kalıcılığının büyük ölçüde makroekonomik etkenlerden kaynaklandığı sonucuna varılmıştır.

**Anahtar Sözcükler:** Fiyat katılıkları, FAVAR, Yeni Keynesyen Ekonomi, Türkiye ekonomisi.

**AN ANALYSIS OF  
PRICE RIGITIY IN  
TURKEY BY FAVAR MODEL**

*Hacettepe University  
Journal of Economics  
and Administrative  
Sciences  
Vol. 36, Issue 4, 2018,  
pp. 75-94*

**Bige KÜÇÜKEFE**

Lecturer, PhD., Namik Kemal University  
Marmara Ereğlisi Vocational School  
Department of Accounting and Tax  
Applications  
bkucukefe@nku.edu.tr

**Dünder Murat DEMİRÖZ**

Prof. Dr., Istanbul University,  
Faculty of Economics, Economic  
Development and International Economics  
Department  
dunder.demiroz@istanbul.edu.tr

**A**bstract: According to the New Keynesian economic theory, built on the assumption that prices and wages are sticky, the money is not neutral and the monetary expansion generates real results in the economy. Despite the aggregate data supporting the sticky prices assumption, microdata indicates that disaggregated prices change much faster than conventionally assumed. To explain the disagreement between macro and microdata, A FAVAR model (Bernanke, Boivin ve Elias, 2005) is developed and the common and sector-specific components of Turkish economy from 2005: 01 to 2014: 12 is computed. The analysis reveals that the most of the monthly changes in prices in disaggregated data are due to sector-specific factors. Moreover, the persistence of the TÜFE inflation is largely due to macroeconomic factors.

**Keywords:** Price Rigidity, Sticky prices, FAVAR, economics of Turkey.

## GİRİŞ

Fiyatların esnek mi yoksa yapışkan mı oldukları sorusu, makro ekonominin temel araştırma konularından birisidir. Konjonktür dalgalanmalarının kaynaklarını ve aynı zamanda para politikasının ekonomi üzerindeki etkilerini anlamak için fiyat değişimlerinin doğru olarak değerlendirilmesi gereklidir. Eğer fiyatlar yapışkansa (nominal şoklara yavaş tepki veriyorsa), merkez bankaları üretilen mal ve hizmetlerin reel miktarını para politikaları yoluyla etkileyebilirler. Yeni Keynesyen teorisinin önde gelen isimleri Fischer (1977) ve Taylor (1979; 1999), kademeli fiyat ayarlama politikası nedeniyle ortaya çıkan nominal katılıkların çıktı üzerinde sürekli bir etki oluşturabileceğini göstermişlerdir. Dolayısıyla bir ekonomide fiyatların yapışkanlık derecesini belirlemek, şokların etkilerinin doğru biçimde tahmin edilmesine yardımcı olmaktadır. Ayrıca fiyat yapışkanlığının karakteristiği ve sektörel dağılımı, enflasyon dinamiklerinin daha iyi anlaşılmasını sağlamaktadır.

Keynes, 1936 yılında yayınladığı “İstihdam, Faiz ve Paranın Genel Teorisi” adlı kitabı ile birlikte makroekonomik politika yaklaşımlarına klasiklerden farklı, yeni bir bakış açısı getirmiştir. Kapitalist sistemin 20. yüzyıldaki en büyük krizi olan Büyük Buhan’a tanıklık eden Keynes, ekonominin tam istihdama ulaşmada ve Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYİH)’nın toplam hacmini belirlemede başarısız olduğunu, “herhangi bir iyileşme ya da tamamen çöküş eğilimi göstermeksizin uzunca bir süre normalin altındaki bir faaliyet düzeyinde kalabilecek gibi görüldüğünü” gözlemlemiştir (Keynes,1936). Tam istihdama yeniden ulaşmanın yolu olarak piyasalara hükümetin para ve maliye politikaları yoluyla müdahalesine izin veren Keynesyen iktisatın bu önerilerinin Büyük Buhan’dan çıkışta yararlı olmasıyla Keynesyen ekonomi altın çağını yaşamıştır.

Keynesyen iktisat kapsamında açıklanan piyasa başarısızlığı ve gayri iradi işsizlikle ilgili önermelerde ücret ve fiyat piyasaları esnek fiyatlar sayesinde dengeye gelir. Bu durum, Walras’ın rasyonel bireylerin piyasayı optimize eden davranışlarının yer aldığı tam istihdam teorisiyle uyumsuzdur. Walras (1877) modelinde rekabetçi genel denge teorisi vardır. Mikroekonomiye hakim olan bu teori, Keynes’in aksine, tek piyasalar ve ajanlardan başlayarak tüm ekonomik işleyişi tümevarım yöntemiyle açıklamaya çalışmaktadır. Mikro ekonomik temeldeki bu eksiklik, Keynesyen ekonominin altın çağında göz ardı edilse de 1973’den itibaren değişen ekonomik koşullar, Keynesyen ekonomi politikalarına yöneltilen eleştirilerin artmasına neden olmuştur. Aktif para ve maliye politikaları ile uygulanan devlet müdahalesinin, piyasalardaki toplam istikrarsızlığı giderebileceği yönündeki görüşü, petrol fiyatlarının hızla arttığı 1970’lerde etkisini yitirmiştir. Monetarizm, eski ve yeni Klasik makro ekonomi yaklaşımları aktif makroekonomik politikalara gerek olmadığını ve piyasaların geçici olarak doğal üretim ve tam istihdam düzeyinden uzaklaşsalar bile hızlıca normale

döneceğini söylemiştir. 1970'lerdeki enflasyon artışı Keynesyen ekonomideki teori eksikliklerine dikkat çeken iktisatçılara bir güven sağlamıştır. Ayrıca yeni klasik yaklaşımda iş çevrimlerinin en belirleyici nedeni de öngörülemez parasal şoklar olduğunu belirtmişti (Lucas, 1980). 1970'lerin sonunda yeni klasik yaklaşımın da eksiklikleri görünür hale gelmiştir. Bu eksikliklerin temelinde piyasaların sürekli temizlenmesi ve eksik bilginin birlikte temel varsayım olarak kabul edilmesi vardır. Metodolojik olarak yapışkan fiyatlar reddedilmesine rağmen, yeni klasik modeller paradan üretime doğru nedensellik içeren işçevrimleri yeterince açıklanmadan kabul edilmiştir (Snowdon, Vane, 2012: 236).

1980'ler ise Keynesyen iktisat için yeniden canlanma yılları olmuştur. Lucas'ın (Lucas, 1980) Keynesyen iktisadın ölümünü ilan ettiği makaleden sadece altı yıl sonra Howitt'in (1986) "Keynesyen toparlanma" ve Blinder'in "Lucas'dan sonra Keynes" (1986) isimleriyle yayınladıkları çalışmalar Yeni Keynesyen Ekonomi teorisini ele almıştır. "Yeni Keynesyen Okulu" terimini ilk defa kullanan Micheal Parkin, bu okulun temel kavramı olarak da yeni akım rasyonel beklentiler varsayımı altında fiyat ve ücret katılıklarını anlatmıştır. Yeni Keynesci Okul, Yeni Klasik Okul'dan farklı olarak fiyat ayarlamalarının tam rekabetçi firmalar tarafından değil, monopolistik firmalar tarafından yapıldığını söylemiştir. Yeni Keynesyen iktisatçılar eksik rekabet, eksik piyasalar, heterojen emek, asimetrik bilgi konularının teorik temellerine ve makroekonomik sonuçlarına ilişkin çok çeşitli çalışmalar yapmışlardır. Yeni Keynesyen teorisyenlerin ücret ve fiyat katılıkları ile ilgili yaptıkları araştırmalarla hem tutarlı bir arz teorisi kurmayı hedeflemişler hem de Ortodoks Keynesyenlerin önemli bir eksiği olan sağlam mikro temeller kurmaya çalışmışlardır. Yeni Keynesyen ekonomi para yanlı mıdır -ya da klasik dikotomi geçersiz midir- sorusuna evet cevabı verir. Paranın yanlı olma durumu fiyat katılıklarından kaynaklanmaktadır. Fiyat katılıklarının varlığı durumunda para politikası reel etkilere sahip olur.

Fiyat katılığının neden oluştuğunu anlayabilmek için fiyat ve ücret katılığı konusunda çok çeşitli çalışmalar yapılmıştır. Örneğin Taylor (1979) ücretlerin yapışkanlığı konusunu ücretlerin basamaklar halinde düzenlenmesine ve bütün firmaların aynı anda ücretleri değiştirmemesine bağlamıştır. Calvo (1983) ise fiyat ayarlama işleminde veri bir zamanda ekonomideki bir firmanın fiyatları değiştirmesi olasılığının sabit olduğunu vurgulamıştır. Taylor ve Calvo'nun bu teorileri, fiyat ve ücret katılığını zamana bağlı (*time-dependent*) olarak açıklayan teorilerdir. Mankiw (1985), Blanchard ve Kiyotaki (1987) ise duruma bağlı (*state-dependent*) teorilerin temsilcileri olmuşlardır. Eksik rekabet piyasasında faaliyet gösteren firmalar fiyatlarını ayarlarken menü maliyetleri olarak bilinen engellerle karşılaşır. Bu maliyetler firmaların fiyatları daha az değiştirmelerine neden olur. Mankiw (1985), Akerlof ve Yellen (1985) ve Parkin (1986) de fiyat katılıklarının nedenlerini anlamak için menü maliyetleri konusunda araştırma yapmışlardır. Bu çalışmalarda menü maliyetleri

kavramına, fiyat listelerini ve katalogları yeniden basmak, bunun için ayrıca bir emek kullanılması, tedarikçiler ve müşteriler ile alım ve satım sözleşmelerinin güncellenmesi gibi konular dahil edilmiştir. Rotemberg (1982) firmaların fiyat değiştirmedeki isteksizliğini müşteri kaybetme korkusuna bağlamıştır. Blinder (1982) mallarını stoklama imkanları olan firmaların fiyatlarını değiştirmede çok istekli olmadıklarını göstermiştir.

Ampirik verilere baktığımızda, toplulaştırılmış veriler Yeni Keynesyen ekonominin öngördüğü fiyat katılığının mevcut olduğunu göstermektedir. Ancak yapılan çalışmalarda mikro verilerin toplulaştırılmış verilere göre çok daha fazla değişkenlik içerdiğini göstermektedir. Bu çalışmanın amacı Türkiye’de makro ve mikro veriler arasındaki fiyat katılığı farklılıklarını incelemektir. Makro ekonomik ve sektöre özgü dalgalanmaların fiyatlar üzerindeki etkisini ayrıştırılması ve bu iki etkenin fiyat değişimi içindeki paylarının doğru tahmin edilmesi para politikası açısından çok önem taşır. Bu ayrıştırma işlemi için kullanacağımız ampirik çerçeve Bernanke *vd.* (2005) tarafından geliştirilen FAVAR (Faktör Artırmalı Vektör Auto Regresyon) modeline dayanmaktadır. Bu model, yöntem olarak bir vektör oto-regresyonu doğrudan ana bileşenlerin faktörlerini hesaplamayı içerir. Serbestlik derecesinin artması ve çok büyük değişken setleri için impuls tepkilerinin tahmin edilebilmesi gibi avantajlar sunan FAVAR yöntemi, makroekonomik araştırmalarda yaygın bir kullanım alanına sahiptir.

## 1. LİTERATÜR TARAMASI

Fiyatların yapışkan olduğu ve kademeli biçimde zamana veya duruma bağlı olarak ayarlandığı çok sayıda makro ekonomik model geliştirilmiştir. Ürün bazında fiyatları inceleyen birçok araştırmacı (örneğin Alvarez *vd.*, 2005; Kashyap 1995, Levy *vd.*, 2008; MacDonald, Aarondon 2000; Kackmeister 2007) toptan eşya ve tüketici fiyatlarının bir süre sabit seyrettiğini göstermişlerdir. Toplulaştırılmış veri kullanarak yapılan ampirik çalışmalarda, bir parasal şok sonrası fiyatların bir süre değişmeden kaldığını bulmuşlardır. (Christiano *vd.*, 1999; Carvalho, 2005; Rotemberg, Woodford 1997; Christiano *vd.*, 2005, Smets, Wouters 2004; Nakamura, Steinsson 2010). Bu ve benzeri bulgular ışığında, politika analizi için kullanılan modeller de dahil olmak üzere, pek çok makro ekonomik model fiyatların yapışkan olduğu varsayımına dayanır.

Türkiye ekonomisi için yapılan çalışmalara baktığımızda Abdioğlu (2010) Tüketici Fiyatları Endeksi (TÜFE) kapsamındaki ana harcama kalemleri bazında nominal fiyatların katılık derecelerini incelemiş ve nominal fiyatların aşağı doğru oldukça katı iken artış yönünde çok esnek olduğu sonucuna varmıştır. 1994-2009 yılları arasında TÜFE kapsamındaki mal ve hizmetlerin nominal fiyatları ortalama her 1.6 ayda bir değişmiştir. Özmen ve Sevinç (2011), Türkiye’de TÜFE’nin önemli kısmını oluşturan 6000 civarı malın 2006: 10-2011:01 arası dönemi kapsayan fiyat değişimlerini incelediler ve Türkiye’deki fiyatların değişim frekansını gelişmiş ekonomilere kıyasla

daha yüksek olduğunu buldular. Ortalama 7.4 haftada bir fiyatlar değişmektedir ve fiyat ayarlamalarının medyan değeri %3.5 olarak bulunmuştur. Ayrıca, fiyat değişim sektörel bazda heterojenlik göstermektedir. Türkiye ekonomisinde fiyat dinamiklerini inceleyen Küçükefe (2016) fiyatların katılık derecesi araştırmıştır. TÜFE fiyat serileri kullanılarak elde edilen sonuçlara göre Türkiye’de fiyatlar ortalama olarak her 1.3 ayda bir değişmektedir. Bu değer Türkiye için 2 ayın altında olması, fiyat katılık derecesinin gelişmiş ülkelere kıyasla belirgin biçimde düşük olduğunu göstermektedir. Küçükefe (2017) bir diğer çalışmada Türkiye’deki fiyat katılığının makroekonomik koşullardan mı yoksa sektöre özgü koşullardan mı kaynaklandığını rasyonel dikkatsizlik modelini kullanarak incelemiştir.

Ürün bazlı fiyatlardaki artış ve azalışlar birbirlerini etkisizleştirdiği için fiyat değişimlerinin toplulaştırılmış verilere yansımadağı görüşü fiyat katılığı araştırmalarına yeni bir yön vermiştir. Toplulaştırılmış verilere bakıldığında yapışkan görünen fiyatlar, ürün bazında incelendiğinde daha değişken olduğunu savunan Bils ve Klenow (2004), ABD tüketici harcamalarının yaklaşık %70’lik bir bölümünü oluşturan ve 350 ana başlıkta toplanan tüketim eşyası ve hizmet fiyatlarının değişim süresinin medyan değerini 4.3 ay olarak hesaplamıştır. Diğer taraftan, son dönemde toplulaştırılmamış fiyatlar kullanılarak yapılan araştırmalar, fiyatların yaygın biçimde varsayılanın çok üzerinde bir esneklik gösterdiğini ortaya koymuştur. Örneğin, Klenow ve Kryvtsov (2008) 1988-2004 yıllarını kapsayan ABD tüketici fiyat endeksi mikro verisine dayandırdıkları çalışmalarında, fiyat ayarlamalarının -indirim fiyatlarının ele alınışına bağlı olarak- 4 veya 7 ay gibi çok sık aralıklarda yapıldığını ve fiyat değişim oranlarının ise %10 gibi yüksek bir değer olduğunu bulmuşlardır.

Boivin, Giannoni ve Mihov’un 2009 yılında yaptıkları çalışmalarında makroekonomi politikalarının toplulaştırılmış ve toplulaştırılmamış verilerde farklı etkilerini ayırtmak için FAVAR yöntemini kullanmışlardır. ABD ekonomisi için yaptıkları çalışmada enflasyon dalgalanmalarının ancak %15’inin makroekonomik şoklarla açıklanabildiği, toplulaştırılmamış fiyatların sektöre özgü şoklara çok çabuk tepki verdiği sonucuna varmışlardır. 2003 yılında Avrupa Merkez Bankası, enflasyondaki değişimleri makro ve mikro veri setlerini kullanarak inceledikleri Enflasyon Dayanıklılık Ağı (*Inflation Persistence Network*)’ü kurmuş ve bu konuda çalışmalar yapmıştır. Chong vd. (2013), Hindistan ve Çin için yaptıkları çalışmada FAVAR yöntemini kullanmışlardır. Çalışmalarının sonucunda makroekonomik ve para politikası şokları sonrasında fiyatların Hindistan’da Çin’e nazaran daha hızlı ayarlandığı sonucuna varmışlardır. Gu (2014) Japon ekonomisi için, Mumtaz vd. (2009) İngiltere için FAVAR yöntemiyle fiyat katılıklarını inceleyen çalışmalardan bazılarıdır.

## 2. YÖNTEM VE BULGULAR

Toplaştırılmış verilerle yapılmış çalışmalarda Yeni Keynesyen ekonominin öngördüğü fiyat katılığının mevcut olduğunu gösterse de mikro verilerin toplandırılmış verilere göre çok daha fazla deęişkenlik içerdüğü görölmektedir. Bu çalışmanın amacı Türkiye’de makro ve mikro veriler arasındaki fiyat katılığı farklılıklarını FAVAR modeli kullanılarak incelemektir. FAVAR modeli (Bernanke *vd.*, 2005) sayesinde, ekonomik göstergelerin oluşturduğu çok büyük veri kümeleri sistematik biçimde kullanılarak, incelenmek istenen verileri etkileyen makro ekonomik etkenler tahmin edilebilir. Ayrıca FAVAR yönteminde çok büyük veri kümelerinin yanında gözlemlenemeyen faktörler de modele dahil edilebilmektedir. Bu avantajlar sayesinde FAVAR modelinin pek çok ekonomik uygulamada kullanımı gittikçe yaygınlaşmaktadır (Bai *vd.*, 2014).

Vektör otoregresyon (VAR) modelleri, makroekonomik analizlerde çok önemli bir rol oynamıştır. Bernanke ve Blinder (1992) ve Sims (1992) para politikasının makro-ekonomik deęişkenler üzerindeki etkilerini belirlemek için VAR yöntemlerinden faydalanmışlardır. Benzer çalışmalarla bu konuda çok zengin bir literatür oluşmuştur. Bu yaklaşımın temel avantajı, para politikasının etkilerini belirlemek için bu şokların (örneğin Merkez Bankası faiz oranlarında tahmin edilmeyen bir deęişim) sadece makul bir tanımını yapmanın yeterli olmasıdır. Makroekonomik modelin tamamen bilinmesine gerek yoktur. Başlıca makroekonomik deęişkenlerin para politikası inovasyonlarına verdikleri tepkiler hakkında, ampirik açıdan genellikle önemli yapısal bilgiler vermeleri nedeniyle, bu yöntemler merkez bankaları tarafından hem politika uygulamalarında hem de yapısal modellerin ampirik uygunluk deęerlendirmelerinde yaygın olarak kullanılmaktadır.

VAR yönteminin bu avantajları yanında birtakım dezavantajları da mevcuttur. Örneğin, politika şoklarının belirlenmesine yönelik ortak kabul görmüş bir tanım bulunmamaktadır (Bernanke, Mihov, 1998). Doğal olarak, para politikası inovasyonlarının farklı tanımlanması, ekonomik deęişkenlerin verdikleri tepkilerin zamanlaması ve şekli hakkında birbirinden farklı sonuçlara varılmasına neden olabilir. Ayrıca, klasik VAR analizlerinde parasal daralmayı takip eden fiyat düzeyinde az bir artış söz konusudur. Sims (1992) tarafından “Fiyat Bilmecesi” olarak adlandırılan bu durumun açıklaması, merkez bankalarının gelecekteki enflasyon hakkında sahip olduğı bilginin ideal şekilde kontrol edilmemesidir. Başka bir sorun ise klasik VAR yaklaşımının sadece para politikasındaki beklenmedik deęişimlerin etkilerini ölçmeye yönelik olmasıdır. Para politikası kuralının seçimi veya para politikasının sistematik payı gibi daha önemli olarak nitelendirilebilecek konular için VAR yöntemi yetersiz kalmaktadır (Sims, Zha, 1998; Bernanke *vd.*, 1997).

VAR yaklaşımının bir diğer dezavantajı da VAR analizleri için kullanılan bilginin görece olarak az miktarda olduğudur. Standart VAR modellerinde değişken sayısı sınırlıdır. Bu nedenle, gerçekte merkez bankalarının, mali piyasa katılımcılarının ve diğer gözlemcilerin kullandığı bilgi setlerinin tamamını kapsamı mümkün değildir. Bu bilgi setlerinde yüzlerle ifade edilebilecek sayıda değişken olabilmektedir. Para politikasının etkilerini ölçmeye yönelik kısıtlı bilginin kullanılabilirdiği VAR analizi ile elde edilen sonuçlarda iki potansiyel tehlike mevcuttur. Bu tehlikeler politika inovasyonlarının ölçümünün bozulması ve impuls tepkilerin sadece dahil edilen değişkenler için gözlenebilmesidir. VAR analizlerinde seyrek bilgi setleri kullanımı nedeniyle, sadece dahil edilen değişkenler için impuls tepkileri gözlemlenebilir ve yapısal şokların boyutları tam olarak ölçülemez. Araştırmacı ve politika yapımcıların önem verdiği az sayıdaki değişken setini içeren bu değişkenlere örnek olarak, toplam faktör verimliliği, reel ücretler, kârlar ve yatırımlar gösterilebilir. Fakat bazı değişkenlerin tek bir zaman serisi ile temsil edilebilmeleri mümkün değildir. Örnek vermek gerekirse, “ekonomik faaliyet” kavramı sadece endüstriyel üretim veya gerçek GSMH ile gösterilemez. Bir politika değişiminin “ekonomik faaliyet” üzerinde neden olduğu etkileri değerlendirmek için, işsizlik ve satışlar gibi çoklu göstergenin verdiği tepkileri gözlemek gerekir. Ancak, standart bir VAR analizinde ilave değişkenlerin dahil edilmesi, ancak serbestlik-derecesi problemi ile tanımlanan sınırlar çerçevesinde mümkündür.

Büyük veri setlerinin içerdiği bilginin görece az sayıda tahmin endeksi veya faktörü ile özetlenebilmesini sağlayan dinamik faktör modelleri, standart VAR analizine alternatif olarak ortaya çıkmışlardır. Örneğin Stock ve Watson (2002), tahmin yöntemi olarak büyük veri setlerinin içerdiği bilgiyi özetleyen bir dinamik faktör modeli geliştirmişlerdir. Bernanke ve Boivin (2003), tahmin faktörleri kullanımının ABD Merkez Bankası'nın politika reaksiyonu fonksiyonu tahminini geliştireceğini gösterdiler. FAVAR yöntemi ekonomiye ait büyük miktardaki bilgiyi özetleyebilecek tahmin faktörlerini elde ederek, VAR analizinde problem oluşturan serbestlik-derecesi sınırlamasına çözüm bulunmuştur. Faktör Artırmalı VAR (FAVAR) olarak isimlendirilen bu yöntem ile para politikasının etkileri ölçülebilir. Bundan sonraki bölümde FAVAR modelinin yapısı hakkında bilgi verilmektedir.

## 2.1. FAVAR Modeli

FAVAR modelinde gözlemlenebilir  $M$  sayıda ekonomik değişkenden oluşan  $Y_t$  vektörünün ekonomi üzerinde yaygın bir etkiye sahip olduğu varsayılmıştır.  $F_t$ ,  $K$  sayıda gözlemlenemeyen faktörlerden oluşur. Örnek vermek gerekirse “Ekonomik faaliyet” veya “kredi koşulları” gözlemlenemeyen faktörlerdir. Bir veya iki seri ile kolayca temsil edemeyeceğimiz bu faktörler ekonominin genelini etkilerler.



Varsayalım ki  $(F_t, Y_t)$ 'nin ortak dinamikleri şu şekilde olsun:

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t \quad (1)$$

Eşitlikte  $\Phi(L)$ ,  $d$  sınırlı dereceden bir gecikme polinomudur ve yapısal VAR literatüründe olduğu gibi öncü kısıtlamalar içerebilir.  $v_t$  ise ortalaması sıfır olan hata terimidir ve kovaryans matrisi  $Q$ 'dur.

Eşitlik (1),  $(F_t, Y_t)$  biçiminde bir VAR'dır.  $Y_t$ 'yi  $F_{t-1}$ 'e ilişkilendiren  $\Phi(L)$  teriminin tamamının sıfır olması durumunda bu sistem standart bir VAR modeline dönüşür. Diğer biçimde (eğer tamamı sıfır değilse) bu eşitlik bir FAVAR'dır. Bu nedenle mevcut VAR sonuçlarına direk bir eşleşme vardır ve (1),  $F_t$ 'nin içerdiği ilave bilginin marjinal katkısını değerlendirmenin bir yoludur. Ayrıca, gerçek sistem bir FAVAR ise VAR katsayıları ve impuls cevabı katsayıları gibi değerler genellikle tahmin edilebilirler.

$F_t$  değişkenleri gözlenebilir olmadıkları için eşitlik (1) direk olarak tahmin edilemez. Ancak, çok sayıda ekonomik değişkeni potansiyel olarak etkileyen temsili faktörler yorumlanarak, bir grup ekonomi zaman serisi gözlemi kullanarak gerçek faktörler hakkında bazı sonuçlara varılabilir. Örnek olarak, varsayalım ki elimizde bir grup arka plan (bilgi amaçlı) zaman serisi olsun ve bu seriyi toplu biçimde  $N \times 1$  vektörü  $X_t$  ile gösterelim.  $N$  tane bilgi amaçlı zaman serisi "büyük" bir seridir ve toplam faktör sayısından çok daha büyük olduğunu ( $K + M \ll N$ ) varsayalım. Bilgi amaçlı zaman serisi  $X_t$  ile gözlemlenemeyen  $F_t$  ve gözlenebilir  $Y_t$  faktörleri arasında şu şekilde ilişkili olsun:

$$X_t' = \Delta^f F_t' + \Delta^y Y_t' + e_t' \quad (2)$$

Eşitlikte,  $\Delta^f$  bir  $N \times K$  yüklem faktörü matrisi,  $\Delta^y$  bir  $N \times M$  matrisi ve  $e_t$  ise ortalama değeri sıfır olan  $N \times 1$  hata terimleri vektörüdür. Hata vektörü  $e_t$ , tahminin hangi yöntemle (esas bileşenler veya olasılık yöntemi) göre yapıldığına bağlı olarak zayıf ilişkili veya bağımsız olabilir. Eşitlik (2)'nin dayandığı fikir, genellikle birbiriyle ilişkili olan  $F_t$  ve  $Y_t$ 'nin,  $X_t$ 'yi dinamik olarak tanımlayan kuvvetleri temsil ettiğiidir. Bu fikirden hareketle,  $Y_t$  koşuluna bağlı olarak  $X_t$ , gözlemlenemeyen  $F_t$  faktörlerinin gürültü içeren ölçümleridir. Eşitlik (2)'den çıkarılabilecek  $X_t$ 'nin sadece şimdiki faktör ve zaman gecikmeli olmayan değerlerine bağlı olduğu değerlendirilmesi uygulamada kısıtlayıcı değildir. Çünkü,  $F_t$  temel faktörlerin rasgele zaman gecikmeli değerleri olarak yorumlanabilir.

Bernanke, Boivin ve Elias (2005), (1) ve (2) eşitliklerinin tahmini için 2 yaklaşım önermiştir.

i-) İki-aşamalı esas bileşenler yaklaşımı

ii-) Tek aşamalı Bayesci olasılık yaklaşımı

İki aşamalı esas bileşenler yaklaşımı, eşitlik (2)'de ortak bileşenlerce kapsanan alanı  $(C_t = (F_t', Y_t'))'$  ortaya çıkarmak için parametrik olmayan ve adından da anlaşılacağı gibi iki aşamadan oluşan bir yaklaşımdır. Tek aşamalı Bayesci olasılık yaklaşımı ise ampirik yoğunluklar kullanılarak marjinal olasılıkların yaklaşık olarak bulunmasını içerir.

Bu çalışmada hesaplama basitliği ve uygulama kolaylığı göz önüne alınarak iki-aşamalı esas bileşenler yaklaşımı kullanılmıştır. Aynı zamanda bu yaklaşım, çok az dağıtimsal varsayım içermektedir ve kendine özgü hata terimi  $e_t$ 'de bir miktar çapraz-korelasyona izin verir. Boivin ve Ng (2005) bu yaklaşımın başka alternatiflere kıyasla daha iyi tahmin performansına sahip olduğunu belirtmektedir.

İlk aşamada, ortak bileşenler,  $C_t, X_t$ 'nin birinci  $K+M$  esas bileşenleri olarak tahmin edilir. İlk adımdaki yapılan tahminin,  $Y_t$ 'nin gözlenebilir olduğu durumu kullanmaması önemlidir. Ancak,  $N$  büyük ve esas bileşenlerin sayısı en az faktörlerin gerçek sayısı kadarsa, esas bileşenler hem  $F_t$ , hem de  $Y_t$  tarafından kapsanan alanı tutarlı biçimde ortaya çıkarırlar.  $Y_t$  tarafından kapsanan  $\tilde{C}_t$  alanı bulunarak  $\tilde{F}_t$  elde edilir. İkinci aşamada, standart yöntemler kullanılarak  $F_t, \tilde{F}_t$  ile yer değiştirilir ve FAVAR tahmini yapılır. İkinci aşamada ortaya çıkan “üretmiş regressörler” sorununu çözmek için, faktör tahminindeki belirsizliği dikkate alan ve Kilian (1998) tarafından geliştirilen bir “bootstrap” prosedürü uygulanmıştır.

Faktörlerin belirlenmesi standart bir işlemdir ve tamamiyle gözlem eşitliği (2) kullanılarak elde edilirler. Model kimliği açısından faktörlerin ve ilgili ağırlıkların belirlenmesi için gerekli kısıtlamalar seçilmelidir. Bu durumda, ağırlıklar  $\Lambda' \Lambda' / N = I$  olarak kısıtlanabilir ya da faktörler  $F' F / T = I$  şeklinde kısıtlanabilir. Her iki yaklaşım da aynı ortak bileşen  $F \Lambda'$  ve aynı faktör uzayını verir.

## 2.2. Veri Seti

Çalışmada kullanılan TÜFE fiyatları, Türkiye İstatistik Kurumu'ndan (TÜİK) temin edilen ve 2005: 01-2014: 12 dönemini kapsamakta olup ve 331 kalem ürün ve servisin nominal fiyat serilerini içermektedir. Gerçekte 440 kalem içeren TÜFE madde sayısı, mevsimsel ürünlerin fiyatlarının bazı aylar için eksik olması, bazı madde

fiyatlarının zaman içinde eklenmiş veya çıkarılmış olmaları ve fiyatlandırma tekniğinin değişmesi nedeniyle, bazı maddeler ana harcama kalemlerinden dışlanmışlardır. TCMB elektronik veri bankasından temin edilen 59 adet makroekonomik gösterge de veri setine dahil edilmiştir. Modelde kullanımı için uygun şekilde (logaritma, logaritmik fark, ilk fark gibi) dönüştürülmüş aylık göstergeler, TCMB gecelik faiz oranı, TÜFE endeksi, işsizlik oranı, TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru, ihracat ve ithalat gibi önemli makroekonomik ve finansal değişkenlerden oluşmaktadır. Ekonominin durumu hakkında kullanışlı bilgi içermeleri dikkate alınarak göstergeler belirlenmiştir.

### 2.3. Makroekonomik Faktörler ve Kendine Özgü Şoklar

Firmalar fiyatlarını çok farklı nedenlerden ötürü değiştirebilirler. Örneğin, maliyetlerin değişmesi, verimlilik, mallara yönelik talep veya makroekonomik faktörler fiyat ayarlamada belirleyici rol oynarlar. (1) ve (2) ile elde edilen tahmini sistem yardımıyla, sektörel bazda fiyat değişimlerinin kaynakları analiz edilebilir. Denklem (2) kullanılarak, çalışmada yer alan bütün fiyat serileri için,

$$\pi_{it} = \lambda_i' C_t + e_{it} \quad (3)$$

yazılabilir. Eşitlikte,  $\pi_{it}$ ,  $i$  malının  $t$  zamanı için aylık logaritmik fiyat değişimini;  $C_t$ , makroekonomik faktörleri temsil eden ortak bileşenleri;  $\lambda_i$ , sektörel ağırlık,  $e_{it}$  ise sektör-spesifik koşulları ifade etmektedir. Denklem (3) kullanılarak, sektör bazlı fiyat değişimlerinde makroekonomik faktörler ve sektör spesifik şartlar birbirinden ayrıştırılabileceği gibi fiyatlardaki kalıcılığın ne derece makroekonomik faktörlere ve ne derece sektör spesifik koşullara bağlı olduğu analiz edilebilir. Zamana bağlı ortak bileşenler ( $C_t$ ) ve sektörel ağırlıklar ( $\lambda_i$ ) sebebiyle, her sektör için farklı fiyatlandırma dinamikleri ortaya çıkabilir.

Denklemler (1) ve (2)'de tanımlanan FAVAR sistemi, 2005:1-2014:12 dönemi için Türkiye ekonomisine ait belirtilen veri seti kullanarak ve  $F_t$  vektöründe 5 örtük faktör varsayılarak tahmin edilmiştir. (1)'de verilen modelin tahmini için 13 gecikme kullanılmıştır.

### 2.4. Fiyatlarda dalgalanma ve kalıcılığın kaynakları

Tablo-1'de gösterildiği üzere, aylık bazda toplam enflasyonun standart sapması %0,79'dur. Ortak bileşenlerin standart sapması %0,54, sektöre özgü bileşenlerin standart sapması ise %0,58 olarak hesaplanmıştır. Buradan, ortak ve sektöre özgü bileşenlerdeki dalgalanmanın, toplam enflasyondaki değişkenliği yaklaşık olarak aynı oranda etkilediği sonucuna varılabilir. Nitekim,  $R^2$  değerinin 0.46 olması da bu bulguyu destekler niteliktedir.

Diğer taraftan, ortalama %3,31 standart sapma ile toplulaştırılmamış TÜFE serisi için farklı bir durum söz konusudur. Ortak ve sektöre özgü standart sapma değerlerinin ortalaması sırayla %1,79 ve % 2,55'tir. Mal ve hizmet bazındaki fiyat değişimlerinde sektöre özgü koşulların etkisi ortak bileşenlere kıyasla ortalama %42 daha fazladır. 0,31 olarak hesaplanmış  $R^2$  değeri, toplulaştırılmamış fiyatlardaki aylık değişimlerin %69'luk bir kısmının sektöre özgü etkenlerden kaynaklandığı anlamına gelmektedir.

Tablo-1'den çıkarılabilecek bir başka sonuç da sektör bazında fiyat değişimlerinin dikkate değer derecede heterojen bir yapıda olduklarıdır. Bunun sebebi sektörel fiyatların makroekonomik salınımlara farklı cevap vermelerinden ziyade sektöre özgü koşulların aynı olmamasıdır. Sektöre özgü bileşenleri birbirlerini dengeledikleri için toplulaştırılmış fiyat endeksleri çok daha az değişken bir tablo sergilemektedirler.

**Tablo 1. Aylık Fiyat Artışı Serilerinin Değişkenliği ve Kalıcılığı**

	Standart sapma (%)			$R^2$	Kalıcılık		
	Fiyat Değişimi	Ortak Bileşenler	Sektöre Özgü		Fiyat Değişimi	Ortak Bileşenler	Sektöre Özgü
Toplulaştırılmış verilerle TÜFE	0,7907	0,5371	0,5804	0,4613	-0,7212	0,4931	-0,1230
Toplulaştırılmamış verilerle TÜFE							
Ortalama	3,3112	1,7934	2,5523	0,3101	-0,0186	0,2432	-0,0156
Medyan	2,2757	0,9808	1,7428	0,2195	0,0690	0,2961	0,0799
Minimum	0,4633	0,1295	0,3858	0,0096	-3,2669	-0,5281	-2,1025
Maksimum	13,2562	10,8120	12,6752	0,9274	1,2962	0,6985	0,9104
Standart Sapma	2,8058	2,0036	2,2573	0,2529	0,5525	0,2270	0,5013

F fiyat değişimlerine ait ortak ve sektör-spesifik bileşenlerin standart sapmaları arasında bir pozitif korelasyon vardır. Bunun anlamı, kendine özgü şokların büyük olduğu sektörlerde faaliyet yürüten firmalar, makroekonomik şoklara da sert tepki vermektedirler.

Toplulaştırılmış enflasyonun önemli bir karakteristiği de kalıcılıktır. Kalıcılığın derecesini ölçmek için, her fiyat değişimi serisi  $\pi_{it}$ , her ortak ( $\lambda_i^1 C_t$ ) ve sektöre özgü ( $e_{it}$ ) bileşeni için,

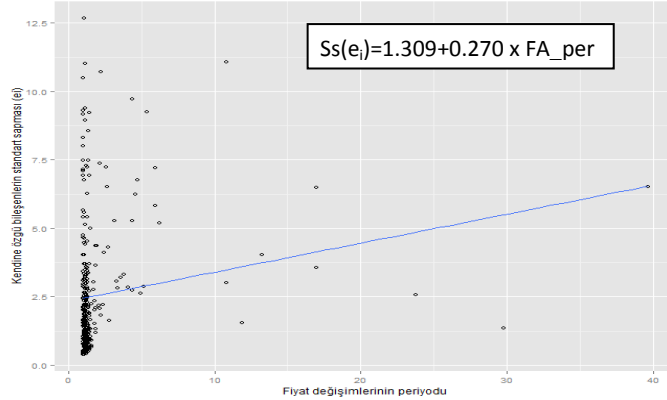
$w_t = \rho(L)w_{t-1} + \varepsilon_t$  denkleminde uygun olarak 13 gecikmeli bir oto-regresyon işlemi uyguladık. Kalıcılık derecesi değeri, bütün gecikmelere ait  $\rho(l)$  katsayıları toplanarak hesaplandı. Tablo-1'de verilen sonuçlara göre, TÜFE enflasyonu için kalıcılık derecesi -0.72, ortak bileşenlerin 0,49 ve sektöre özgü bileşenlerin -0.12'dir. Burada TÜFE enflasyonunun kalıcılığının büyük ölçüde ortak bileşenlerinden

kaynaklandığı görülmektedir. Benzer biçimde, sektörel bazlı fiyatlar için de ortak bileşenlerin kalıcılık derecesi daha yüksektir.

Sektöre özgü salınımlar ( $e_{it}$ ) değerlendirilirken bunların sadece yapısal şokları değil aynı zamanda ölçüm hatalarını içerebileceği dikkate alınmalıdır. Her ne kadar kullandığımız ampirik yöntem, fiyat serilerinde bir ölçüm hatası olması durumunda bile makroekonomik şokların toplulaştırılmamış fiyatlar üzerindeki etkilerini belirlemek için uygun olsa bile, bir örnekleme hatası olup olmadığını kontrol etmek gereklidir. Fiyat serileri üzerinde tek tek bir örnekleme hatası olup olmadığını test etmek çok zordur. Bu nedenle, kullanılan veri setinin kabul edilebilir oranda ölçüm hatası içerdiğini test etmek için sektörel fiyat ayarlama periyodu ile tahmin edilen sektöre özel bileşenlerin değişkenliği arasında net bir pozitif ilişkili olup olmadığına bakılabilir.

Şekil-1’de görüldüğü üzere, sektöre özgü bileşenlerin standart sapması ile sektörel bazda fiyat ayarlama periyotları arasında pozitif bir ilişki vardır (p-değeri 0,002). Buradan hareketle, kullandığımız veri setinde yer alan fiyatların bir örnekleme hatası içermediği söylenebilir.

**Şekil 1. Sektörel Bazda Fiyat Ayarlama Periyotları ve Kendine Özgü Bileşenlerin Standart sapmaları**



Calvo (1980) modeline göre, yüksek fiyat katılığı olan sektörel bazda fiyat değişim oranları düşük bir değişkenlik gösterirken, görece olarak yüksek kararlılık taşırlar. Ancak Bils ve Klenow (2004), ampirik verilerin Calvo modelini desteklemediğini ileri sürmüşler ve fiyat ayarlama frekansı ile sektörel enflasyon kalıcılığı arasında – bütün başka etkilerin aynı kalması şartıyla- güçlü bir negatif korelasyon olduğu tahmininde bulunmuşlardır.

Tablo 2’de gösterilen değişik istatistiklerin çapraz kesit korelasyonları, Bils ve Klenow (2004) ve Boivin *vd.* (2009) tarafından elde edilen bulguları destekler

niteliktedir. 2005:01-2014:12 dönemi için Türkiye ekonomisinde sektörel fiyat değişim oranları ile fiyat kalıcılığı arasındaki korelasyon değeri -0,46' dır. Negatif korelasyon hem ortak bileşenler (-0,24) hem de sektöre özgü bileşenler (-0,35) için geçerlidir.

Tablo-2'de yer alan Ss(.) standart sapmayı,  $\pi_i$  sektörel enflasyonu,  $\lambda_i C$  ortak bileşenleri,  $e_i$  sektöre özgü koşulları,  $\rho(.)$  kalıcılığı, AC1 ve AC12 bir parasal politika şokuna enflasyon  $\pi_{it}$ 'nin verdiği cevabın birinci ve onikinci dereceden oto-korelasyonu, IRF6 ve IRF12 ise bir parasal politika şokuna 6 ve 12 aylık dönemde şokun öncesindeki fiyat seviyesinden yüzde fark olarak verilen fiyat seviyesi cevabını göstermektedir.

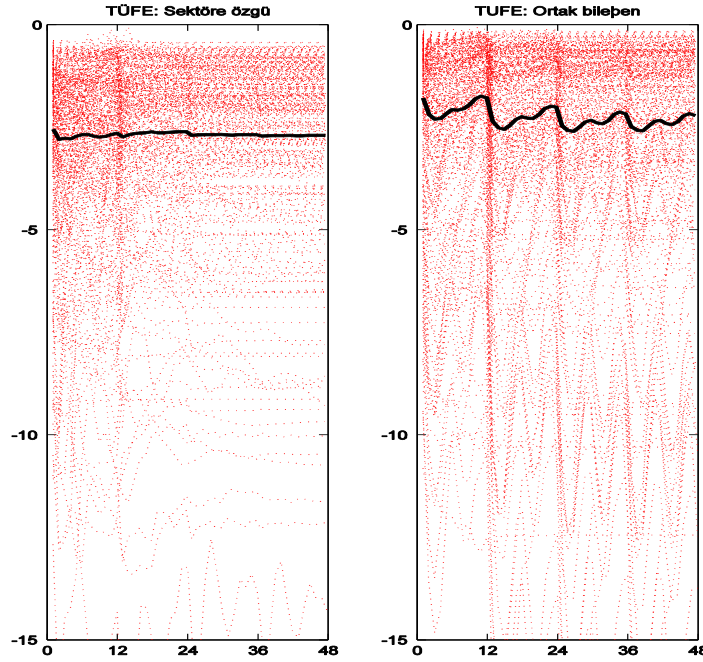
**Tablo 2. Çeşitli İstatistiklerin Çapraz Kesit Korelasyonları**

	Ss( $\pi_i$ )	Ss( $\lambda_i C$ )	Ss( $e_i$ )	R <sup>2</sup>	$\rho(\pi_i)$	$\rho(\lambda_i C)$	$\rho(e_i)$	AC1	AC12	IRF6	IRF12
Ss( $\pi_i$ )	1	0,82	0,90	0,22	-0,46	-0,19	-0,33	-0,19	-0,21	-0,24	-0,20
Ss( $\lambda_i C$ )		1	0,50	0,65	-0,39	-0,24	-0,21	-0,16	-0,32	-0,25	-0,15
Ss( $e_i$ )			1	-0,16	-0,41	-0,13	-0,35	-0,17	-0,06	-0,16	-0,23
R <sup>2</sup>				1	-0,14	-0,19	-0,04	-0,08	-0,29	-0,09	0,04
$\rho(\pi_i)$					1	0,19	0,77	0,15	0,08	0,14	0,26
$\rho(\lambda_i C)$						1	0,22	0,25	0,29	0,22	0,10
$\rho(e_i)$							1	0,05	0,03	0,13	0,14
AC1								1	0,59	0,23	0,10
AC12									1	0,24	0,06
IRF6										1	0,53
IRF12											1

## 2.5. Makroekonomik Şokların ve Sektör Spesifik Şokların Etkileri

Fiyatlardaki değişimlerin nedenleri çok farklı olabilmektedir. Bu nedenlerin arasında maliyetteki, talepteki veya verimlilikteki değişimler sayılabilir. Fiyat değişimlerinde makroekonomik ve sektör-spesifik şokların hangi oranda etkili olduklarının belirlenmesi, para politikasının sonuçlarının ölçülmesi açısından büyük önem taşımaktadır. Eğer fiyatlar parasal şoklara sert tepki veriyorlarsa, para politikası ekonomik faaliyetler üzerinde yalnızca reel olmayan kısa süreli ve küçük etkiler yaratabilir (Golosov, Lucas, 2007). Bu bölümde Türkiye ekonomisinde, fiyatların makroekonomik etkenlere ve sektöre özgü şoklara nasıl tepki verdiklerini belirlenmesi amaçlanmaktadır.

**Şekil 2. Farklı Şoklar İçin Sektörel Fiyat Tepkileri (X Eksenini Ay Cinsinden Zaman, Y Eksenini % Fiyat Artışı)**



Şekil 2’de, sektörel fiyatların farklı şoklara nasıl cevap verdikleri gösterilmiştir. Sektöre özgü, ortak bileşen şokları üretilmiş ve sektörel fiyatların cevabı elde edilmiştir.

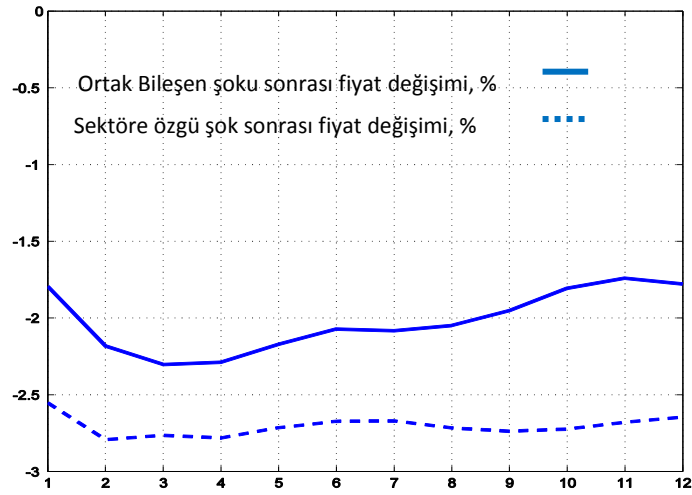
i. Sektöre özgü şok: Şekil-2’de yer alan sol panel grafiği, her sektör için sektöre özgü bileşende ortaya çıkan negatif bir şoka karşı verilen logaritmik fiyat değişimi cevabı göstermektedir. Sektörel şokun niteliği, her sektör için  $e_{it}$ ’nin bir standart sapma düşmesi şeklindedir. Kalın çizgiler ağırlıklı olmayan ortalama cevaplardır. Bu tip bir şokun sonucunda, başlangıçta fiyatlar büyük çoğunlukla keskin ve ani tepki vermişlerdir. Şoku takip eden kısa bir zaman içinde fiyatlar yeni denge noktalarına ulaşmışlar ve bu seviyede kalmışlardır.

ii. Ortak bileşen şoku: Şekil-2 sağ panelde gösterilen ortak bileşen şokuna karşı sektörel fiyatların cevabı, sektöre özel şoklara verilene benzer. Ortak bileşene eksi yönde bir standart sapma olarak uygulanan şok sonucunda fiyatlar ani tepki vermiştir, ancak fiyat düzeyi bir denge noktasına ulaşmamış ve dalgalanma devam etmiştir.

Sektöre özgü ve ortak bileşen şokları sonrasında fiyat ve miktarlar bir miktar düştükten sonra kalıcı hale geldiği görülmektedir. Ortak bileşen şoku sonrasında sektörel fiyatlardaki dalgalanma ve kalıcılık daha fazladır.

Şekil 3'te ise ortak bileşen ve sektöre özgü şok sonrası fiyat değişimlerinin ortalaması verilmektedir. Sektöre özgü şoklar daha fazla yüzde fiyat değişimlerine neden olmaktadır.

**Şekil 3. Ortak bileşen ve Sektöre Özgü Şok Sonrası Fiyat Değişimlerinin Ortalaması**



FAVAR yöntemi para politikası şoklarının etkilerini incelemek için çok elverişlidir. Tablo 3'te para politikası şokunun, örneğin Merkez Bankası faiz oranlarındaki beklenmedik (bir standart sapma) azalışın, TÜFE endeksindeki tepkileri verilmiştir. Para politikası şoku sonucunda toplulaştırılmış fiyatlar üzerindeki etkisi ilk 6 ayda 0,0078, 12 ayda 0,0029 artış şeklinde gerçekleşmiştir. Görüldüğü gibi para politikası şokunun toplulaştırılmış veriler üzerindeki etkisi çok sınırlıdır. Toplulaştırılmamış verilerde para politikası etkileri daha iyi gözlemlenebilmektedir. Türkiye örneğinde toplulaştırılmamış veriler üzerinde para politikası şokunun etkisi ilk 6 ayda %0,5326 artış şeklinde gerçekleşmiştir. 12. ayda ise para politikasının etkisi azalarak devam etmiş ve fiyatlardaki artış oranı %0,2815 düzeyine düşmüştür.



**Tablo 3. Fiyat Serilerinin Bir Para Politikası Şokuna Tepkisi**

	Şoka bağlı olarak $\pi_{it}$ oto-korelasyonları				Fiyat Tepkisi (%)	
	1.derece	3.derece	6.derece	12. derece	6 ay	12 ay
<b>Toplulaştırılmış verilerle TÜFE</b>	0,9335	0,8803	0,7820	0,6878	0,0078	0,0029
<b>Toplulaştırılmamış verilerle TÜFE</b>						
<b>Ortalama</b>	0,7680	0,5930	0,4981	0,5498	0,5326	0,2815
<b>Medyan</b>	0,8393	0,7079	0,6012	0,6005	0,4709	0,3247
<b>Minimum</b>	0,0602	-0,3219	-0,6822	-0,2473	-8,4682	-10,6769
<b>Maksimum</b>	0,9682	0,9196	0,8479	0,7026	5,7919	7,3397
<b>Standart Sapma</b>	0,2099	0,3161	0,3181	0,1513	1,5593	1,4103

Parasal şoku takip eden bir yıl içinde fiyatlardaki artış eğilimi devam etmiştir. Bu hareketlilik nispeten kalıcı sektörel sonuçlara yol açmaktadır. Tablo 3'te görüldüğü üzere, parasal bir şoka bağlı olarak ortaya çıkan enflasyonun otokorelasyon katsayıları oldukça yüksektir. Merkez Bankası faiz oranlarının düşürülmesi şeklindeki bir para politikası şokunun etkisi fiyat artışı şeklinde özellikle toplulaştırılmamış verilerde 1 yıl süresince görülmektedir.

### SONUÇ

Fiyatların esnek mi yoksa yapışkan mı oldukları sorusu, makro ekonominin önemli araştırma konularından birisidir. Konjonktür dalgalanmalarının kaynaklarını ve aynı zamanda para politikasının ekonomi üzerindeki etkilerini anlamak için fiyat değişimlerinin doğru olarak değerlendirilmesi gereklidir. Bir ekonomide fiyatların yapışkanlık derecesini belirlemek, şokların etkilerinin doğru biçimde tahmin edilmesine yardımcı olur. Bu çalışmada Türkiye ekonomisinde fiyat katlıkları dinamikleri incelenmiştir.

Yeni Keynesyen iktisat teorisinin temel varsayımı olan fiyat katlıkları her ne kadar makro veri düzeyinde desteklense de, mikro veri kullanılarak yapılan araştırmalar fiyatların çok hızlı değiştiğini ortaya koymuştur. Mikro ve makro veriler arasındaki uyumsuzluğu açıklamak için geliştirilen FAVAR modeli, fiyat değişimlerini ortak koşullar ve sektöre özgü koşullar şeklinde ayırtmaktadır. Bu çalışmada Türkiye ekonomisine ait makroekonomik verilerle birlikte TÜFE fiyat serilerinden oluşan toplam 390 değişkeni içeren bir FAVAR modeli kullanılarak, fiyat değişimlerinin ortak ve kendine özgü bileşenleri hesaplanmıştır.

FAVAR analizinden elde edilen sonuçlara göre, aylık fiyat artışı serilerinin değişkenliği (standart sapması), toplam TÜFE enflasyonu için ortak bileşenlerde

%0.5371, sektöre özgü bileşenlerde %0.5804'dir. Bu değerler, toplulaştırılmamış verilerle sırasıyla %1.7934 ve %2.5523'tür. Toplam TÜFE enflasyonunda fiyat artışı ortak bileşenler ve sektöre özgü bileşenler birbirlerine çok yakın değerlerdir. Toplulaştırılmamış verilerle mal ve hizmet bazındaki fiyat değişimlerinde ise sektöre özgü koşulların etkisi ortak bileşenlere kıyasla ortalama % 42 daha fazladır. 0,31 olarak hesaplanmış  $R^2$  değeri, toplulaştırılmamış fiyatlardaki aylık değişimlerin %69'luk bir kısmının sektöre özgü etkenlerden kaynaklandığı anlamına gelmektedir. Fiyatların kalıcılığı konusundaki sonuçlara gelince, TÜFE enflasyonu için kalıcılık derecesi -0.72, ortak bileşenlerin 0,49 ve sektöre özgü bileşenlerin -0.12'dir. Burada TÜFE enflasyonunun kalıcılığının büyük ölçüde ortak bileşenlerinden kaynaklandığı görülmektedir. Benzer biçimde, sektörel bazlı fiyatlar için de makroekonomik şokların kalıcılık derecesi daha yüksek çıkmıştır. Bunlara ek olarak analizlerimizde toplulaştırılmamış verilerde bir para politikası şokunun etkisi 6. ayda %0,5326, 12. ayda %0,2815 artış şeklinde gerçekleşmiştir. Bu bilgiler sayesinde politika yapımcılar tarafından daha etkin makroekonomi politikaları uygulanabilir.

#### KAYNAKÇA

- Abdioğlu, Z. (2010), *Yeni Keynesyenlerde Fiyat ve Ücret Katlıkları: Türkiye Örneği*, Doktora Tezi, Karadeniz Teknik Üniversitesi.
- Akerlof, G.A., J.L. Yellen (1985), "A Near-Rational Model of the Business Cycle with Wage and Price Inertia", *Quarterly Journal of Economics*, 100, Supplement, 823-838.
- Alvarez, L.J., E.H. Dhyne,(2005), "Sticky Prices in the Euro Area: A Summary of New Micro Evidence", *ECB Working Paper*, No: 63.
- Bai, J., L. Kungeng, L. Lu (2014), "Estimation and Inference of FAVAR Models", *MPRA Paper No. 60960*, Erişim adresi: <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/60960/>, E.T.: 12.01.2017.
- Bernanke, B., A. Blinder (1992), "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission", *American Economic Review*, 82, 901-921.
- Bernanke, B., M. Gertler, M. Watson (1997), "Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 91-142
- Bernanke, B., I. Mihov (1998), "The Liquidity Effect and Long-Run Neutrality", *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 49, 149-194.
- Bernanke, B., J. Boivin (2003), "Monetary Policy in a Data-Rich Environment", *Journal of Monetary Economics*, 50(3), 525-546.
- Bernanke, B., J. Boivin, P. Elias (2005), "Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach", *Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 387-422.
- Bils, M., P.J. Klenow, O. Kryvtsov (2003), "Sticky Prices and Monetary Policy Shocks," *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 27(1), 2-9.
- Bils, M., P.J. Klenow (2004), "Some Evidence on the Importance of Sticky Prices", *Journal of Political Economy*, 112(5), 947-985.

- Blanchard, O.J., N. Kiyotaki (1987), "Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand", *The American Economic Review*, 77(4), 647-666
- Blinder A.S. (1982), "Inventories and Sticky Prices: More on the Microfoundations of Macroeconomics", *The American Economic Review*, 72(3), 334-348.
- Blinder A.S. (1986), "Keynes After Lucas", *Eastern Economic Journal*, 12(3), 209-216.
- Boivin, J., M.P. Giannoni, I. Mihov (2009), "Sticky Prices and Monetary Policy: Evidence from Disaggregated US Data", *American Economic Review*, 99(1), 350-384.
- Boivin, J., S. Ng (2005), "Understanding and Comparing Factor-Based Forecasts", *International Journal of Central Banking*, 1(3), 117-151.
- Calvo, G.A. (1983), "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-398.
- Carvalho, C. (2005), "Heterogeneity in Price Setting and the Real Effects of Monetary Shocks," Macroeconomics 0509017, EconWPA, revised 10 Oct 2005.
- Chong, T.T.L., T. Zhu, M.S. Rafiq (2013), "Are Prices Sticky in Large Developing Economies? An Empirical Comparison of China and India", *MPRA Paper*, No. 60985.
- Christiano, L., M. Eichenbaum, C. Evans (1999), "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?", in M. Woodford and J. Taylor (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1 A, Elsevier Science, Amsterdam, 65-148.
- Christiano, L.J., M. Eichenbaum, C.L Evans (2005), "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy", *The Journal of Political Economy*, 113(19), 1-44.
- Fischer, S. (1977), "Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule", *Journal of Political Economy*, 85(1), 191-205.
- Golosov, M., R.E. Lucas (2007), "Menu Costs and Phillips Curves", *Journal of Political Economy*, 115, 171-199.
- Gu, T. (2014), "Testing the Stickiness of Macroeconomic Indicators and Disaggregated Prices in Japan: A FAVAR Approach", *International Journal of Economics and Finance*, 6(7), 85-93.
- Howitt, P. (1986), "The Keynesian Recovery", *Canadian Journal of Economics*, Vol. 19, No. 4, 626-641.
- Kackmeister, A. (2007), "Yesterday's Bad Times are Today's Good Old Times: Retail Price Changes Are More Frequent Today than in the 1890s.", *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(8), 1987-2020.
- Kashyap, A.K. (1995), "Sticky Prices: New Evidence from Retail Catalogs", *Quarterly Journal of Economics*, 100(1), 245-274.
- Keynes, J.M. (1936), *The General Theory of Employment*, Palgrave Macmillan.
- Kilian, L. (1998), "Small-Sample Confidence Intervals For Impulse Response Functions," *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, 80(2), 218-230.
- Klenow, P.J., O. Kryvtsov (2008), "State-Dependent or Time-Dependent Pricing: Does It Matter for Recent U.S. Inflation?", *Quarterly Journal of Economics*, 123(3), 863-904.
- Küçükefe, B. (2016), "Türkiye Ekonomisinde Fiyat Katlıkları", *BJSS Balkan Journal of Social Sciences*, 5, 19-29.

- Küçükefe, B. (2017), “Rasyonel Dikkatsizlik Modeli ve Fiyat Katılıkları”, Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 10, 35-58.
- Levy, D., G. Müller, H.A. Chen, M.E. Bergen, S., Dutta (2008), “Holiday Price Rigidity and Cost of Price”, *Adjustment, Emory Law and Economics Research*, Paper No. 06-13; Bar Ilan Univ. Pub Law Working Paper No. 06-1.
- Lucas, R.E. Jr. (1980) ‘The death of Keynesian Economics: Issues and Ideas’, University of Chicago, Winter.
- Macdonald, J.M., D. Aaronson (2000), “How Do Retail Prices React to Minimum Wage Increases?”, *Federal Reserve Bank of Chicago Working Paper*, WP-00-20.
- Mankiw N.G. (1985), “Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly”, *Quarterly Journal of Economics*, 100(2), 529-537.
- Mumtaz, H., P. Zabczyk, C. Ellis (2009), “What Lies Beneath: What Can Disaggregated Data Tell Us about the Behaviour of Prices? (March 20, 2009)”, Bank of England Working Paper No. 364. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1365818> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1365818>
- Nakamura, E., J. Steinsson (2010), "Monetary Non-Neutrality in a Multisector Menu Cost Model," *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, 125(3), 961-1013.
- Özmen, M.U., O. Sevinç (2011), “Price Rigidity in Turkey: Evidence from Micro Data”, *TCMB Working Paper*, No: 11/25.
- Parkin, M. (1986), “The Output Inflation Trade off When Prices are Costly to Change”, *Journal of Political Economy*, 94(1), 200-224.
- Rotemberg, J.J. (1982), “Monopolistic Price Adjustment and Aggregate Output” *Review of Economic Studies*, 49, 517–531.
- Rotemberg, J.J., M. Woodford (1997), “An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy”, *National Bureau of Economic Research Macroeconomics Annual 1997*, Vol. 12, 297-361.
- Sims, C.A (1992), “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy”, *European Economic Review*, 36, 975-1000
- Sims, C., T. Zha (1998), “Does Monetary Policy Generate Recessions?”, *Federal Reserve Bank of Atlanta*.
- Smets, F., R. Wouters (2004), "Comparing Shocks and Frictions in US and Euro Area Business Cycle: A Bayesian DSGE Approach", *Journal of Applied Econometrics*,
- Snowdon, B., H.R. Vane (2012), *Modern Makroekonomi Temelleri, Gelişimi ve Bugünü*, Çev., Nurtaç Yıldırım vd., İstanbul: Efil Yayınevi.
- Stock, J.H., M.W. Watson (2002), “Has the Business Cycle Changed and Why?”, *NBER Working Papers*, 9127, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Taylor, J.B. (1979), “Monetary Policy During a Transition to Rational Expectations”, *Journal of Political Economy*, 69, 108-113.
- Taylor, J.B. (1999), "Staggered price and wage setting in macroeconomics," *Handbook of Macroeconomics*, in: J.B. Taylor & M. Woodford (ed.), *Handbook of Macroeconomics*, edition 1, 1, chapter 15, 1009-1050 Elsevier.