

DÖVİZ KURLARININ FİYATLARA GEÇİŞ ELASTİKİYETİ VE TCMB PARA POLİTİKALARI*

Dr. Öğr. Üyesi Oğuz Tümtürk

Ordu Üniversitesi

Ünye İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

ORCID: 0000-0003-1935-0858



Öz

Bu çalışmanın amacı, 2001 krizi sonrası uygulanan dalgalı kur rejimi ile birlikte, Türkiye'deki döviz kuru değişimlerinin iç fiyatlar üzerindeki geçiş etkilerinin boyutunu ve TCMB tarafından uygulanan para politikalarının performansını döviz kuru ve fiyatlar arasındaki karşılıklı etkileşimi de göz önüne alarak incelemektir. Dışsal değişkenler ile birlikte kullanılan VAR analizi (VAR-X) sonrası elde edilen sonuçlara göre, döviz kuru geçiş elastikiyetleri uzun dönemde tüketici fiyatlarında 0.32 olurken üretici fiyatlarında ise 0.51 olmuştur. TÜFE alt grupları incelendiğinde ise, döviz hareketlerinden en çok etkilenen sektör motorlu taşıtlar ile elektrik, gaz ve diğer yakıtlar mal grupları iken ÜFE alt serilerinde ise, en yüksek elastikiyet katsayısı elektrik, gaz, buhar ve iklimlendirme üretimi ve dağıtımında gerçekleşmiştir. İkinci olarak, dönem genelinde döviz kuru şoku karşısında faizler para arzı uyarlamalarına kıyasla çok daha büyük tepkiler vermiştir. Son olarak, para politikası şokları karşısında talep üzerinde istatistiki olarak anlamlı etkiler yaratılmamakta; döviz kurları da istenilen düzeyde etkilenemediğinden döviz kurlarının fiyatlara geçiş etkisinden yararlanılamamakta ve bankanın para politikası etkisiz kalmaktadır. Bu durumda, iç fiyatların etkilenebilmesi ancak banka tarafından kontrol edilemeyen dışsal bir döviz kuru şoku ya da talep şoku ile olacaktır.

Anahtar Sözcükler: Fiyatlar, Geçiş etkisi, Döviz kuru, Para politikası

Exchange Rate Pass-Through Elasticities into Domestic Prices and CBRT Monetary Policies

Abstract

This paper investigates pass-through effects of the exchange rate changes on the domestic prices in Turkey after 2001 economic crisis and the performance of the CBRT monetary policies by considering the interaction between exchange rate and prices. According to the results obtained from VAR analysis with exogenous variables (VAR-X), the long-run pass-through elasticities on consumer and producer prices are 0.32 and 0.51, respectively. When the CPI sub-groups are analyzed, the sectors which are mostly affected by exchange rate shocks are motor vehicles and electricity, gas and other fuels; whereas the highest elasticity estimated in the PPI sub-sectors is electricity, gas, steam and air conditioning production and delivery. Secondly, interest rates responses with respect to exchange rate shocks throughout the period have been much greater than the monetary adjustments. Finally, monetary policy shocks cannot produce statistically significant impacts on demand. Additionally, since exchange rates are only marginally driven by the monetary policy shocks, the impacts of exchange rates on prices cannot be utilized, and the monetary policy becomes ineffective. Hence, domestic prices may be affected only by exogenous exchange rate or demand shocks which cannot be controlled by the bank.

Keywords: Prices, Pass-Through effect, Exchange rate, Monetary policy

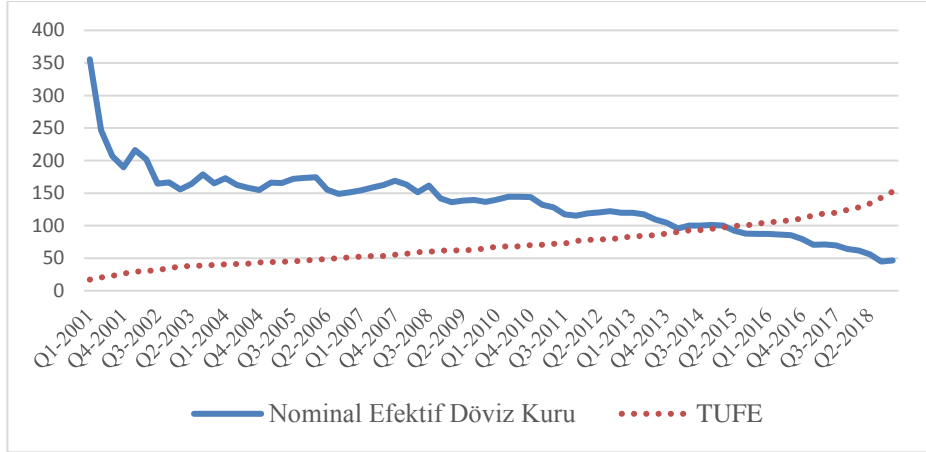
* Makale geliş tarihi: 01.04.2019
Makale kabul tarihi: 24.02.2020
Erken görünüm tarihi: 09.04.2021

Döviz Kurlarının Fiyatlara Geçiş Elastikiyeti ve TCMB Para Politikaları

Giriş

Döviz kurunda meydana gelen dalgalanmaların iç fiyatlara ne ölçüde yansıdığını gösteren döviz kuru geçiş etkisinin büyüklüğünün belirlenmesi, fiyat istikrarına odaklanmış bir para politikasının başarı açısından oldukça önemlidir. Özellikle, üretim düzeyi büyük ölçüde ithalata bağlı olan ve zorunlu olarak yüksek miktarlarda ithalat yapan, dolayısıyla da döviz kuru dalgalanmalarının kolay biçimde iç fiyatlara aktarılabilirdiği Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde, söz konusu geçiş etkilerinin yüksekliği şaşırtıcı olmayacaktır. Grafik 1, 2001 krizi sonrası nominal efektif döviz kurunun sürekli düştüğünü ve TL'nin analiz edilen dönem boyunca değer kaybettiğini göstermektedir.¹ Tüketici fiyatlarının ise bu durumdan olumsuz etkilendiği ve ulusal paranın değer kaybetmesine paralel olarak yükseldiği görülmektedir. Grafik 1, kabaca bir geçiş etkisinin varlığını herhangi bir modele dayanmadan işaret etmektedir. Merkez bankası, uygulanan para politikaları yoluyla döviz kurlarını etkileyebilme yeteneğine sahip değil ise, geçiş etkilerinin boyutu bankanın fiyat istikrarı hedefini önemli ölçüde sekteye uğratabilecektir. Ancak, tersi durumda, yani döviz kurlarının uygulanan para politikaları ile etkilenebildiği durumda, banka iç fiyatları da etkileyebilecektir. Bu doğrultuda, geçiş etkilerini de göz önüne alarak, TCMB'nin uyguladığı para politikalarının fiyat istikrarını sağlamada beklenen etkiyi ortaya koyup koymadıklarının analizi önemli olacaktır. Bu çalışmanın amacı da, 2001 kriziyle birlikte dalgalı kur rejimine geçiş sonrası Türkiye'deki döviz kuru değişimlerinin iç fiyatlar üzerindeki geçiş elastikiyetlerini ve özellikle uygulanan para politikalarının performansını, döviz kuru ve fiyatlar arasındaki karşılıklı dinamik etkileşimi de göz önüne alarak incelemektir.

1 Çalışmada, nominal efektif döviz kuru endeksindeki bir artış ulusal para biriminin değer kazandığını ifade etmektedir.

Grafik 1: Nominal Efektif Döviz Kuru ve TÜFE Endeksleri, 2015=100

Kaynak: FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis, <https://fred.stlouisfed.org/>

Çalışma genel anlamda para politikası, döviz kuru ve iç fiyatlar arasındaki uzun dönemli dinamik ilişkileri dışsal değişkenli sınırlamasız VAR modeli (VAR-X: Vector Autoregression with Exogenous Variables) ile incelerken, daha özel anlamda ise aşağıdaki sorulara cevap aramaktadır: i) Tüketici ve üretici fiyatları ile bunların alt kategorilerindeki döviz kuru geçiş elastikiyetleri dönem boyunca ne olmuştur? ii) Döviz kuru şokları karşısında para politikası nasıl reaksiyon vermiştir? iii) Geçiş etkilerinin düzeyi ile para politikasının başarısı arasında nasıl bir ilişki vardır? iv) Uygulanan para politikaları fiyatlar üzerinde arzu edilen etkileri göstermiş midir? Çalışmayı diğer çalışmalardan ayıran iki nokta vardır. İlk olarak, çalışmada sadece döviz kuru geçiş etkilerinin boyutu ve bu etkilerin tüketici ve üretici fiyatları gibi farklı fiyat endeksleri üzerinde ne şekilde ve büyüklükte olduğu incelenmemekte; uygulanan TCMB para politikalarının iç fiyatlar üzerindeki performansı, geçiş etkileri de göz önüne alarak analiz edilmektedir. İkinci nokta ise, literatürde uluslararası arz şoklarını modele dâhil etmek için kullanılan uluslararası petrol fiyatlarının, literatürdeki genel eğilimin aksine VAR modeline ilk sıradan girmek yerine, tamamen dışsal bir faktör olarak modele eklenmesidir. VAR analizine ilk sıradan giren petrol fiyatları, kullanılacak Cholesky Ayrışımı nedeniyle örtük olarak söz konusu değişkenin ülkedeki içsel faktörlerden eş zamanlı olmasa da gecikmeli olarak etkilendiğini varsaymaktadır. Ancak gelişmiş büyük ülkeler için geçerli olabilecek bu güçlü varsayım, bu çalışmada yumuşatılarak Türkiye özeline uyarlanacaktır. Türkiye gibi gelişmekte olan bir ülkede, içsel faktörlerde meydana gelen gelişmelerin dünya petrol fiyatlarını etkilemeyeceği gerçeğinden hareketle, söz konusu petrol fiyatları değişkeni modele dışsal olarak eklenecektir.

Çalışmada, VAR yöntemi kullanmanın çeşitli nedenleri vardır. İlk olarak, tek denklemler sisteminin göz önünde bulunduramadığı, ancak oldukça muhtemel olan değişkenler arasındaki dinamik karşılıklı etkileşimlerin göz önüne alınma ihtiyacıdır. Tek denklemler regresyonları döviz kurundan fiyatlara bir geçiş olacağını ancak fiyatların döviz kurlarını etkilemeyeceğini varsayarlar. Buna karşılık VAR analizi, değişkenler arasındaki karşılıklı dinamik etkileşimi de göz önüne almaktadır. Dolayısıyla, döviz kurundaki geçiş etkilerini analiz edebilmek üzere dinamik VAR yaklaşımı kullanmak tek denklemler yaklaşımlarına göre çok daha makul olacaktır. İkincisi, VAR yaklaşımı özellikle değişkenler arasındaki karşılıklı dinamik etkileşimin tam olarak belirlenmiş (fully-specified) yapısal makroekonomik modellerle belirlenmediği durumlarda oldukça başarılı olmaktadır.² Son olarak, çalışmada kullanılan VAR yöntemi, değişkenlerden birine verilecek dışsal ekonomik şokların sistemdeki diğer değişkenler üzerinde nasıl etki yarattığını incelemeye olanak verecektir. Kullanılacak ortogonal şoklar ile etki-tepki fonksiyonları yorumlanabilir kılınacak ve böylece geçiş etkileri ve para politikalarının etkileri değerlendirilebilecektir. Sisteme verilen dışsal şokların etkilerini analiz etmek ve ilgili elastikiyet katsayılarını hesaplamak için ise kümülatif etki tepki fonksiyonları kullanılacaktır. Analiz sonucunda elde edilen temel bulgulara göre ise, Türkiye’de üretici fiyatları endeksinde ithalat fiyatları etkisinin daha yüksek olduğu ortaya çıkmıştır. Ayrıca, para politikası şokları karşısında talep üzerinde istatistiki olarak anlamlı etkiler oluşmamakta; döviz kurları da istenilen düzeyde etkilenemediğinden döviz kurlarının fiyatlara geçiş etkisinden yararlanılamamakta ve TCMB’nin para politikası etkisiz kalmaktadır.

Çalışma aşağıdaki bölümlerden oluşmaktadır. Birinci bölümde, geçiş etkilerini hem uluslararası düzeyde hem de ulusal düzeyde inceleyen çalışmalar kısaca özetlenecektir. İkinci bölümde kullanılacak analitik çerçeve ve veri seti hakkında bilgi verilirken, üçüncü bölüm analiz sonuçları hakkında detayları paylaşmaktadır. Çalışma, sonuç bölümü ile sonlandırılacaktır.

1. Literatür

Literatürde, döviz kuru geçiş etkilerini analiz eden çok sayıda çalışma vardır. Geçiş etkilerini analiz eden çalışmalar ise genel olarak, tek denklemler

2 Çalışmada eşanlı denklem sistemi yerine sınırlamasız (unrestricted) VAR yönteminin kullanılmasının başlıca iki nedeni vardır: İlki değişkenlerin hangisinin içsel hangisinin dışsal olarak belirlenmesine VAR yönteminde ihtiyaç yoktur, çünkü tüm değişkenler tanım gereği modele sırasıyla içsel değişken olarak atanır. İkincisi ise Sims (1980) tarafından ifade edildiği üzere eşanlı denklem sistemlerine dayalı geleneksel makro modeller bir bakıma sınırlandırılmış VAR modelleridir ve bu modellerde “belirlenme” güvenilir olmayan çok sayıda belirleme varsayımına bağlı olacaktır. Bu nedenle Sims, ekonomistlerin sınırlamasız modeller (örneğin sınırlamasız VAR) kullanmasını önerir.

regresyonlar ile dinamik VAR yöntemlerini kullanmaktadır. Bu bölümde, söz konusu bu çalışmalardan ve elde ettikleri sonuçlardan kısaca bahsedilecektir.

Tek denklemlerli çalışmaların en bilineni Campa ve Goldberg (2005) tarafından yapılan çalışmadır. 1975-2003 yılları arasını kapsayan veri seti kullanarak 23 OECD ülkesi için yapılan çalışmada, döviz kuru değişimlerinin ithal fiyatları üzerindeki geçiş etkisi analiz edilmiştir. Elde edilen bulgulara göre, kısa dönemde imalat sektörlerinde kısmi geçiş etkisinin varlığına işaret edilirken, uzun dönemde ithal mallarının pek çoğunda tam geçiş etkisinin varlığı tespit edilmiştir. Ayrıca, döviz kuru oynaklığının ve enflasyon değişkenliğinin yüksek olduğu ülkelerde döviz kuru geçiş elastikiyetleri daha yüksek bulunmuştur. Feenstra (1989), gümrük vergisi ve döviz kurlarının Japon otomobil, kamyon ve motosikletlerinin ABD fiyatları üzerindeki etkisini 1974-1987 dönemi için analiz etmiştir. Analiz sonuçlarına göre, gümrük vergisi ve döviz kuru değişimlerinin fiyatlara geçiş etkisi aynı olup incelenen araçlara göre 0.6 ile 1 arasında değişmektedir. Ayrıca, analiz dönemi sonuna doğru geçiş etkilerinde bir miktar küçülme saptanmıştır. Campa, Goldberg, and Gonzales-Minguez (2005) ise, geçiş etkilerini Euro Bölgesindeki ülkeler için farklı üretim gruplarında incelemişlerdir. Döviz kuru değişimlerinin ithal fiyatlarına geçiş etkisi, uzun dönemde kısa döneme kıyasla daha yüksek olup bire yakındır. Ayrıca, Euro para birimine geçilmesi ile birlikte söz konusu geçiş etkilerinde herhangi bir yapısal değişiklik olduğuna dair bir bulguya rastlanmamıştır. Edwards (2006), 1985-2005 dönemini Avustralya, Brezilya, Kanada, Şili, Kore, Meksika, İsrail ülkeleri için analiz ettiği çalışmasında, enflasyon hedeflemesi ile birlikte geçiş katsayılarının düştüğü sonucuna varmıştır. Ayrıca, enflasyon hedeflemesi ile birlikte enflasyon ataletinin de anlamlı olarak azaldığı bulgularına ulaşmıştır. Olivei (2002) ise ABD’de imalat endüstrisinde geçiş etkilerini analiz etmiş ve 1980’li yıllarda 0.50 olan geçiş elastikiyetinin 1990’lı yıllarda yarı yarıya azalarak 0.25 olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Literatürdeki dinamik VAR yaklaşımını kullanan çalışmalara göz atıldığında ise, özellikle Hahn (2003) ve McCarthy (2007)’nin çalışmaları ön plana çıkmaktadır. Hahn çalışmasında, döviz kuru şoklarının ithalat, üretici ve tüketici fiyatları üzerindeki etkisini Euro Bölgesi için incelemiştir. Geçiş etkileri sırasıyla en yüksek olarak petrol dışı ithalat fiyat şokları, döviz kuru şokları ve en son olarak da petrol fiyatları şokları üzerinden ortaya çıkmaktadır. Söz konusu bu şoklar, Avrupa Parasal Birliğinin kurulmasıyla birlikte Euro Bölgesindeki enflasyona yüksek oranda katkı yapmaktadır. McCarthy, etki-tepki fonksiyonları kullanarak yaptığı çalışmasında, ileri düzeyde sanayileşmiş ülke örneklerini analiz etmiştir. Elde edilen bulgulara göre, politika hataları yapılmadığı takdirde, döviz kuru şokları iç fiyatlar üzerinde pek çok ülkede orta derecede etkiler yaratmaktadır. Dolayısıyla, uygulanan ulusal ekonomik politikalar iç fiyatları kontrol etmede hala etkin unsurlardan biridir. Döviz kuru geçiş etkileri özellikle

iç talebini yüksek ithalat ile karşılayan ülkelerde daha yüksek çıkmıştır. Varyans ayrıştırma sonuçlarına göre ise, döviz kuru şokları tüketici fiyatındaki değişimleri ılımlı bir şekilde açıklamaktadır. Ito ve Sato (2008) ise döviz kuru geçiş etkilerini Doğu Asya ülkeleri için yine VAR yöntemi kullanarak incelemişlerdir. Asya Krizinin vurduğu ülkelerde, döviz kuru geçiş etkilerinin özellikle ithalat fiyatlarında oldukça yüksek olduğunu, daha sonra ise sırasıyla üretici ve tüketici fiyatlarının geldiği sonucuna ulaşmışlardır. Son olarak, para politikası şoklarının döviz ve fiyatlar üzerinde anlamlı ve geniş etkiler yarattığını ifade etmişlerdir.

Faruqee (2006), Euro Bölgesi için yaptığı çalışmada geçiş etkilerinin kısa dönemde daha düşük olduğunu, zaman içinde geçiş etkilerinin yükseldiğini ancak tüketici fiyatlarında görece daha küçük kaldığını belirtmiştir. Bununla birlikte, geçiş etkileri üretici ve ithalat fiyatlarında çok daha yüksek olmakla birlikte ithalat fiyatlarında en yüksek geçiş etkisi saptanmıştır. Özellikle, etki-tepki analizleri ithalat fiyatlarında yüksek oranlı bir yerli para fiyatlamasına, ihracat fiyatlarında ise üretici döviz fiyatlamasının gözlemlendiğini belirtmektedir. Ca'Zorzi, Hahn ve Sanchez (2007), döviz kuru geçiş etkilerini Asya, Latin Amerika ve Avrupa'daki gelişmekte olan ülke örnekleri kapsamında incelemişlerdir. Çalışma, literatürdeki genel kanının aksine, geçiş etkilerinin gelişmekte olan ülkelere kıyasla sanayileşmiş ülkelere daha düşük olduğu sonucuna ulaşmıştır. Ayrıca, Arjantin ve Türkiye dışındaki ülkelerde döviz kuru geçiş etkileri ile enflasyon arasında istatistiki olarak anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Jiang ve Kim (2013), 1999-2009 yılları arasında Çin için yaptıkları çalışmada para politikasının varlığının etkisi altında, döviz kuru şoklarının üretici fiyatları üzerindeki geçiş etkisinin tam olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca, üretici fiyatları üzerindeki geçiş etkisi perakende fiyatları üzerindeki geçiş etkisinden daha yüksek olmakla beraber, fiyatların uyarlanması oldukça hızlı olmaktadır. Döviz kurlarındaki durağanlık ise Çin'deki fiyat istikrarını sağlamada en önemli faktördür. Aleem ve Lahiani (2014), gelişmekte olan ülkeler için yaptıkları çalışmada enflasyona odaklanmış güvenilir bir para politikası izlenmesi durumunda daha düşük geçiş katsayılarına ulaşılacağını belirtmişlerdir. Bununla birlikte geçiş etkileri Doğu Asya ülkelerine kıyasla Latin Amerika ülkelerinde daha yüksek bulunmuştur. Son olarak, enflasyon hedeflemesine geçiş ile birlikte döviz kurlarının fiyat etkileri azalmıştır.

Literatürde yine Türkiye'de geçiş etkilerini inceleyen çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Çalışmalar, daha çok geçiş etkisi katsayılarını farklı fiyat endeksleri kapsamında hesaplamışlar ve enflasyon hedeflemesi rejimiyle bu katsayıların azalma eğilimine girdiği sonucuna ulaşmışlardır. Tümtürk (2017), Campa ve Goldberg (2005) tarafından önerilen tek denklemlili regresyon modelini kullanarak, 1994-2016 dönemleri arasında geçiş etkilerini Türkiye örneği için test etmiştir. Döviz kuru geçiş katsayısı, enflasyon hedeflemesi öncesi

dönemde 0.64 olarak bulunmuşken, enflasyon hedeflemesi sonrası bu katsayı 0.28 olarak tahmin edilmiştir. Elde edilen geçiş katsayısı tahminleri, Türkiye’de döviz kurlarından fiyatlara kısmi geçiş etkisinin varlığını işaret ederken, Türkiye’deki enflasyon ataletinin varlığının enflasyon hedeflemesi ile birlikte azaldığı sonucuna ulaşılmıştır. Kaya (2018), Türkiye’de geçiş etkilerini 2001 krizi sonrası dönemine ait verileri kullanılarak VAR modeli ile tahmin etmiştir. Analiz sonuçlarına göre ham petrol ithalat fiyatlarının enflasyon üzerinde orta vadede daha etkin olduğu; döviz kurlarının ise kısa vadede daha etkin olduğu sonuçlarına ulaşılmıştır. Kara ve Ögünç (2008), VAR yöntemi ve Cholesky Ayrışımı kullanarak yaptıkları çalışmada, enflasyon hedeflemesinin uygulanması ile birlikte döviz kuru şoklarının enflasyon üzerindeki etkilerinin önemli ölçüde azaldığı sonucuna ulaşmışlardır. Kara ve Ögünç (2012), 2002-2011 dönemini kapsayan ve yine VAR modeli kullandıkları çalışmalarında, Türkiye’de döviz kuru ve ithalat fiyatlarının çekirdek tüketici fiyatları üzerindeki geçişkenlik etkisini incelemişlerdir. Tahmin sonuçlarına göre, geçişkenliğin bir yıl içinde ortalama yüzde 15 civarında olduğu tahmin edilmiş olmakla beraber, döviz kuru ile tüketici fiyatları arasındaki ilişkinin azalma eğiliminde olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

2) Analitik Çerçeve ve Veri Seti

2.1) Değişkenlerin Belirlenmesi, VAR Modelinin Oluşturulması ve Ortogonal Şoklar

Bu çalışmanın temel amaçlarından biri, döviz kurlarındaki değişmelerin iç fiyatlar (tüketici ve üretici fiyatları) üzerindeki etkilerini ayrı ayrı ölçmektir. Ayrıca, uygulanan para politikalarının fiyatlar üzerindeki etkisi, fiyatlar ve döviz kurları etkileşimi de göz önüne alınarak analiz edileceğinden dolayı, söz konusu bu değişkenler kullanılan VAR analizi içinde yer almalıdır. Parasal değişkenler olarak ise hem faiz oranları hem de para arzı değişmelerinin etkileri ayrı ayrı değerlendirileceğinden bu değişkenlerde yine modele eklenecektir. Analizde kullanılacak diğer değişkenler ise literatürde oldukça bilinen temel çalışmalardan yararlanılarak seçilmiştir.³ Buna göre, literatüre paralel şekilde petrol fiyatları ve üretim açığı verileri, sırasıyla arz ve talep şoklarını analize dâhil etmek üzere çalışmaya eklenmiştir. Özetlemek gerekirse, çalışmada kullanılacak değişkenler üretim açığı (GAP); petrol fiyatları (OIL); tüketici fiyat endeksi (TÜFE) veya üretici fiyat endeksi (ÜFE); nominal efektif döviz kuru (NEER); faiz oranları (IR) veya para arzı (MS) değişkenleridir. VAR modeline girecek değişkenler

3 Bu çalışmalar için özellikle McCarthy (2007), Hahn (2003), Ito and Sato (2008) incelenebilir.

logaritması alınmış değişkenlerin (faiz değişkeni hariç) birinci farklarıdır⁴. İç fiyatlar, nominal döviz kuru ve faiz oranı değişkenleri düzeyde durağan olmasına rağmen, takip eden bölümde de görüleceği üzere, kümülatif ortogonal etki-tepki fonksiyonlarından (cumulative orthogonolized impulse-response function (COIRF)) elde edilecek uzun dönem elastikiyet değerlerinin hesap edilebilmesi için diğer değişkenler beraber birinci farklar (Δgap_t , $\Delta neer_t$, $\Delta tüfe_t$, Δir_t , Δoil_t) düzeyinde VAR modeli içinde kullanılmıştır.⁵ Çalışmadaki uzun dönem kavramı ise, kümülatif etki-tepki fonksiyonlarının uzun dönemde belirli bir değere yakınsaması için gerekli zaman aralığını ifade etmektedir.

Sonuç olarak, çalışmada aşağıdaki sınırlandırılmamış VAR(p) modeli, (gecikmeli) içsel değişkenlerin (GAP, NEER, TÜFE ve IR) ve dışsal değişken olarak modele giren OIL değişkeninin doğrusal bir fonksiyonu olarak ifade edilecektir:

$$\begin{aligned}\Delta gap_t &= a_1 + \sum_{i=1}^p A_{1i} \Delta gap_{t-i} + \sum_{i=1}^p B_{1i} \Delta neer_{t-i} + \sum_{i=1}^p C_{1i} \Delta tüfe_{t-i} + \sum_{i=1}^p D_{1i} \Delta ir_{t-i} + E_1 \Delta oil_t + u_{1t} \\ \Delta neer_t &= a_2 + \sum_{i=1}^p A_{2i} \Delta gap_{t-i} + \sum_{i=1}^p B_{2i} \Delta neer_{t-i} + \sum_{i=1}^p C_{2i} \Delta tüfe_{t-i} + \sum_{i=1}^p D_{2i} \Delta ir_{t-i} + E_2 \Delta oil_t + u_{2t} \\ \Delta tüfe_t &= a_3 + \sum_{i=1}^p A_{3i} \Delta gap_{t-i} + \sum_{i=1}^p B_{3i} \Delta neer_{t-i} + \sum_{i=1}^p C_{3i} \Delta tüfe_{t-i} + \sum_{i=1}^p D_{3i} \Delta ir_{t-i} + E_3 \Delta oil_t + u_{3t} \\ \Delta ir_t &= a_4 + \sum_{i=1}^p A_{4i} \Delta gap_{t-i} + \sum_{i=1}^p B_{4i} \Delta neer_{t-i} + \sum_{i=1}^p C_{4i} \Delta tüfe_{t-i} + \sum_{i=1}^p D_{4i} \Delta ir_{t-i} + E_4 \Delta oil_t + u_{4t}\end{aligned}\quad (1)$$

Modelde, $u_t \sim N(0, \Sigma)$ hata terimidir ve literatürde inovasyon (innovation) olarak da adlandırılırlar. Hata teriminin kendisinin gecikmeli değerleri ve tüm sağ taraf değişkenleri ile korelasyonu ya da ilintisi sıfırdır; ancak, modelde yer alan hata terimleri birbirleri ile korelasyona sahip olabilir ($E(u_t u_s^T) \neq 0, t \neq s$). Bu VAR analizlerinde oldukça yaygın görülen bir problem olmakla birlikte, yorumlanabilir etki-tepki fonksiyonlarının ortaya konabilmesi için daha sonra görüleceği üzere, VAR hataları üzerinde bazı ayırt edici varsayımların yapılmasını gerektirmektedir.

4 Logaritmik dönüşümü yapılmış serilerin birinci farkları yaklaşık olarak serideki yüzde değişimleri vereceğinden, VAR modelindeki değişkenler üretim açığı, nominal efektif döviz kuru, fiyatlar ve petrol fiyatlarındaki yüzde değişimleri vermektedir. Diğer bir deyişle, bu değişkenler serilerin orjinal düzey değerlerinin büyüme oranıdır.

5 Bu çalışmada eşbütünleşme ve hata düzeltme modelinin maximum-likelihood yöntemine dayanarak tahminini içeren Johansen metodolojisi (1988, 1991) kullanılmama nedeni ise ilgili iktisat literatüründe söz konusu değişkenler arasında uzun dönem bir ilişkinin olduğuna dair herhangi bir genel söylemin bulunmamasından kaynaklanmaktadır.

Yukarıdaki VAR(p) modelinde, eğer hata terimleri arasında uygulamalarda sıkça karşılaşıldığı şekilde güçlü bir ilinti varsa, diğer hata terimleri sabitken hata terimlerinden birine şok vermek mümkün olamayacaktır. Dolayısıyla, VAR hatalarını bir şekilde birbirinden bağımsız bileşenler üzerinden ifade etmek gerekecektir. Modeldeki VAR hataları u_t , ikili olarak ilintisiz veya ortogonal ekonomik şokların doğrusal bir kombinasyonu olarak aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$u_t = P\varepsilon_t \quad E(u_t u_t^T) = \Sigma = PP^T \quad (2)$$

Sims (1980), ilintisiz ekonomik şokların hata terimlerinden ayrıştırılabilmesi için gerekli olan tam olarak belirlenmiş bir P matrisi seçmek üzere, varyans-kovaryans matrisinin Cholesky Ayrışımının (Cholesky Decomposition) yapılmasını önermiştir. Buradan elde edilecek alt üçgen (lower triangular matrix) P matrisi, hata terimine ait varyans-kovaryans matrisinin Cholesky Faktörü olarak adlandırılır. İşte tüm bu süreç teknik olarak “ortogonalizasyon” olarak adlandırılır ve “ortogonal etki-tepki fonksiyonları” üretir. Ancak, yukarıdaki VAR modelinde (1) yer alan değişkenlerin sıralaması, Wold-sıralama problemi nedeniyle elde edilen ortogonal etki-tepki fonksiyonlarının sonuçlarını bu sıralamaya duyarlı yapabilecektir. Cholesky faktör P alt üçgen bir matris olduğundan, sıralamada üstte olan değişken kendinden sonra gelen değişkenleri eş zamanlı etkilerken, söz konusu değişken kendinden sonra gelen değişkenlerden ancak gecikmeli olarak etkilenmektedir. Çalışmada kullanılan VAR sıralaması ise üretim açığının diğer değişkenlere göre daha dışsal olduğunu varsaymaktadır. Alt üçgen Cholesky faktörü P matrisi ile VAR hataları ile ekonomik şoklar arasındaki doğrusal ilişki ise aşağıdaki şekilde gösterilecektir:

$$\begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} P_{11} & 0 & 0 & 0 \\ P_{21} & P_{22} & 0 & 0 \\ P_{31} & P_{32} & P_{33} & 0 \\ P_{41} & P_{42} & P_{43} & P_{44} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{pmatrix} \quad (3)$$

Burada ε_{1t} üretim açığı veya talep şoklarını, ε_{2t} döviz kuru şoklarını, ε_{3t} iç fiyat şoklarını ve son olarak da ε_{4t} para politikası şoklarını ifade etmektedir.

Bu çalışmada değişkenler, petrol fiyatları hariç, McCarthy (2007) tarafından kullanılan sıralama ile modele dâhil edilmiştir.⁶ Çalışmanın, genel anlamda literatürden ve McCarthy ‘den ayrıldığı taraf ise dünya petrol

6 Bu sıralama aynı zamanda Ca’Zorzi, Hahn ve Sanchez (2007) ile Belaisch (2003) tarafından da kullanılmıştır.

fiyatlarının modele tamamen dışsal değişken olarak girmesidir. Literatür, petrol fiyatlarının diğer değişkenlere göre dışsal olduğu varsayımı üzerinde uzlaşmıştır, yani petrol fiyatları ilk sırada yer almaktadır.⁷ Buna göre, petrol fiyatları tüm değişkenler üzerinde eş zamanlı bir etkiye sahipken, diğer değişkenler petrol fiyatlarını eş zamanlı olarak etkileyememektedir. Ancak, petrol fiyatlarının modele ilk sıradan içsel değişken olarak girmesi, diğer içsel değişkenler tarafından eş zamanlı olmasa da gecikmeli olarak etkilenmesini önleyememektedir. Bu varsayım, dünya ekonomisinde söz sahibi olan gelişmiş ekonomiler için geçerli olabilir, yani bu ülkelerde içsel (yerli) faktörlerde meydana gelecek değişimler petrol fiyatlarını belirli bir gecikme ile etkileyebilir. Ancak, Türkiye gibi gelişen bir ekonomide içsel faktörlerin dünya petrol fiyatlarını gecikmeli olsa da etkileyebileceği, gerçekçi olmayan bir varsayımı ifade etmektedir. Sonuç olarak, petrol fiyatlarının içsel bir değişken olarak ilk sıraya konulduğu bir VAR modeli Türkiye için yanlış kurgulanmış bir model olacaktır. Bu nedenle, daha önceki çalışmalarda gelişmiş ülke örneklerinde kullanılan içsel ama diğer içsel değişkenlere göre daha dışsal petrol fiyatları, bu çalışmada tamamen dışsal olarak VAR modelinde (1) kullanılacaktır.

Üretim açığı değişkeni ise, literatüre paralel şekilde, diğer değişkenleri eş zamanlı olarak etkileyeceği varsayımıyla modele ilk sıradan girmiştir. Ancak, üretim açığı dışındaki değişkenlerin hangi sırayla modele gireceği literatürde biraz tartışmalıdır. Örneğin, döviz kuru değişkeni, fiyatları eş zamanlı etkileyeceği varsayımı altında TÜFE değişkeninden önce modele dâhil edilmiş, böylelikle fiyatlardaki değişimin döviz kurlarını gecikmeli etkileyeceği varsayımı yapılmıştır. Belirtmek gerekir ki, bu çalışmada kullanılan sıralamanın olası farklı sıralamalara göre değişen sonuçlar üretmesi arzulanan bir durum olmayacaktır. Dolayısıyla, bu çalışmadan elde edilen sonuçların olası diğer sıralamalara karşı ne derece tutarlı olup olmadığını analiz etmek için, ileriki bölümlerde literatürde yer alan farklı sıralamalar da kullanılacak ve elde edilen sonuçlar “duyarlılık analizi” adı altında bu çalışmanın sonuçlarıyla karşılaştırılacaktır.

Yukarıdaki VAR modelinde (1) kullanılacak optimum gecikme sayısı ise iki aşamada belirlenecektir. Optimum gecikme sayısı için Schwarz (SBIC) bilgi kriteri kullanılacaktır. Ancak, çok değişkenli Lagrange çarpanı testine (multivariate LM test) göre, SBIC ile belirlenen ilgili gecikme sayısında otokorelasyon saptanması durumunda, optimum gecikme sayısı otokorelasyon ortadan kalkana kadar arttırılacaktır. Modelin dışsal deterministik bileşenleri (sabit ve trend) de yine SBIC ile belirlenecektir. Bununla birlikte istatistiki olarak

7 Petrol fiyatlarını içsel olarak modele dâhil eden çalışmalar için Ca’Zorzi, Hahn ve Sanchez (2007), Belaisch (2003), Hahn (2003), Ito ve Sato (2008), Billmeier ve Bonato (2004), Bhundia (2002) incelenebilir.

uygun modelin belirlenmesinde tahmin sonrası bazı diagnostik test sonuçları da verilecektir. İlk olarak, seçilen VAR modeli sistemin durağanlığını gerektirdiğinden durağanlık testi (stability test) yapılacaktır. Eğer sistem durağansa, farkları alınmış serilere verilen şoklar geçici etkilere sahip olacağından kümülatif etki-tepki fonksiyonları zaman içinde yakınsayacaktır. Hamilton (1994) tarafından gösterildiği üzere sistemin durağanlığı elde edilen özdeğerlerin (eigenvalue) mutlak olarak birden küçük olmasını gerektirir. Ek olarak, hataların normal olup olmadığını anlamak için Jarque-Bera (1987) normallik testi uygulanacaktır. Eğer hata terimleri normal dağılmamışsa, nokta tahminler etrafındaki güven aralıkları güvenilir olamayacaktır. Bu nedenle, etki tepki fonksiyonlarının standart hataları, asimptotik yakınsamalar yerine VAR hatalarının bootstrap edilmesi yöntemi ile elde edilmesi daha uygun olacaktır.

2.2. VAR Hatalarının İçsel Değişkenler Üzerine Etkisi: Uzun Dönem Kümülatif Elastikiyetler

(1) numaralı VAR(p) modelinden elde edilecek kümülatif ortogonal etki-tepki fonksiyonları, genel anlamda model içindeki denklemlere uygulanacak bir standart sapmalık dışsal bir ortogonal şokun zaman içinde diğer değişkenler üzerinde yarattığı kümülatif etkileri ifade eder. Geçiş etkilerinin analiz edilmesi özelinde ise, VAR sistemindeki döviz kuru denklemine dışsal bir şok verildiğinde, bunun zaman içinde iç fiyatlar üzerindeki kümülatif etkisini gösterir. Bu etkinin daha iyi anlaşılabilmesi için söz konusu COIRF fonksiyonlarının yanı sıra, bu fonksiyonlardan hareketle hesaplanacak uzun dönem elastikiyet katsayıları da kullanılacaktır. Geçiş etkisi elastikiyetini hesaplayabilmek için (1) numaralı dinamik VAR sistemine bir standart sapmalık bir NEER şokunun verildiğini varsayalım.⁸ Bu durumda uzun dönem geçiş etkisi elastikiyeti, söz konusu şokun uzun dönemde nominal döviz kurunda yarattığı kümülatif yüzde değişme ile yine kümülatif olarak fiyatlarda yarattığı yüzde değişme arasındaki oranı ifade edecektir. Fiyatların döviz kuru elastikiyeti ya da geçiş etkisi katsayısı dışında, arzu edildiği takdirde farklı elastikiyet katsayılarını da yine sistemden benzer şekilde hesaplamak mümkün olacaktır.

2.3. Veri Seti

Türkiye, dalgalı kur sistemi uygulamasına 2001 ilk çeyreğinde ortaya çıkan şubat krizi ile birlikte geçtiğinden dolayı, çalışmanın veri seti 2001:Q1-2018:Q3 dönemini kapsayacaktır. Çalışmada kullanılan ÜFE serisine ait alt seriler -madencilik ve taş ocakçılığı; imalat; elektrik, gaz, buhar ve iklimlendirme

8 Log dönüşümü yapılmış değerlerin birinci farkları çalışmada kullanıldığından, bir standart sapmalık bir şok aslında serilerin düzey değerlerinden %1'lik bir şoku ifade etmektedir.

üretimi ve dağıtımını- TCMB'den, diğer tüm seriler ise FRED'den (Federal Reserve Bank of St. Louis) elde edilmiştir. Üretim açığı verisi için Hahn (2003) takip edilmiş, sanayi üretim endeksine Hodrick–Prescott (HP) filter uygulanarak, endeksteki trendin ayrıştırılmasıyla elde edilen konjoktürel bileşen (cyclical component) üretim açığı verisi olarak kullanılmıştır. Tüm fiyat endeksleri (2015=100) ve sanayi üretim endeksi (2015=100) mevsimsel etkilerden arındırılmıştır.⁹

3. Analiz Sonuçları

3.1. Durağanlık ve VAR Modeli Belirleme Test Sonuçları

Tablo 1: Phillips-Perron Birim Kök Testi

| | Düzye | | Birinci Fark | | Sonuç |
|-------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-------|
| | Test İstatistik | %5 Kritik Değer | Test İstatistik | %5 Kritik Değer | |
| OIL | -1,638 | -3,481 | -6,727 | -2,916 | I(1) |
| GAP | -2,817 | -3,481 | -8,827 | -2,916 | I(1) |
| TÜFE | -8,498 | -3,481 | | | I(0) |
| ÜFE | -3,737 | -3,481 | | | I(0) |
| NEER | -4,086 | -3,481 | | | I(0) |
| IR | -4,499 | -3,481 | | | I(0) |
| MS | -0,107 | -3,481 | -7,333 | -2,916 | I(1) |

Not: Test istatistik değerleri düzeyde hem sabit hem de trend içerildiği duruma göre, birinci farklarda ise sadece sabit içerilmesi durumuna göre rapor edilmiştir.

Çalışmada, serilerin durağan olup olmadıklarının testi için literatürde oldukça standart olan Phillips-Perron (1988) birim kök testleri kullanılmıştır. Söz konusu test, literatürde yine oldukça standart olan Augmented Dickey-Fuller (ADF) (1979) test istatistiklerinin, muhtemel bir değişen varyans ve otokorelasyon sorununa karşı uyarlandığı Newey-West (1987) varyans-kovaryans matrisini kullanmaktadır. Tablo 1, birim kök test sonuçlarını göstermektedir. Çalışmada ilgili elastikiyet katsayılarını hesaplayabilmek için, düzeyde durağan olan TÜFE, ÜFE, NEER VE IR değişkenleri birinci farklarında modele eklenmiştir.

9 Veri setleri ile ilgili detaylı bilgilere Ekler bölümünde Tablo A1 başlığı altında ulaşılabilir.

Tablo 2, hem TÜFE hem de ÜFE değişkenleri kullanılarak oluşturulan VAR modeli ile ilgili belirleme ve diagnostik test sonuçlarını vermektedir. Her iki değişkene göre elde edilen test değerleri oldukça benzerdir. Model için uygun gecikme sayısı iki olarak belirlenmiştir. Yine Tablo 2’de görüldüğü üzere ortaklaşa Jarque-Bera (1987) testi hataların normal dağıldığını ifade eden sıfır hipotezini güçlü bir şekilde reddetmektedir. VAR hatalarının normal olmaması sonucu, VAR modelinden (1) elde edilen hataların istatistiki olarak anlamlılığının belirlenmesinde asimptotik standart hatalar yerine “bootstrap metodu” ile hesaplanan standart hatalar kullanılacaktır. Son olarak, elde edilen özdeğerlerin mutlak değerleri birden küçük olduğundan özdeğer durağanlık koşulu sağlanmış olup seçilen VAR modeli durağandır.

Tablo 2: VAR(p) Modeli Belirleme ve Bazı Diagnostik Test Sonuçları

| Optimum Gecikme p ^(a) | | Fiyat Değişkeni: TÜFE | |
|----------------------------------|---------------------|---|-----------------------|
| 1 | 2 | Normallik Testi (Prob. Değeri) ^(b) | VAR Durağanlık Durumu |
| 40,207 (0,000) | 21,089* (0,1751) | 0,0000 | Durağan |

| Optimum Gecikme p ^(a) | | Fiyat Değişkeni: ÜFE | |
|----------------------------------|----------------------|---|-----------------------|
| 1 | 2 | Normallik Testi (Prob. Değeri) ^(b) | VAR Durağanlık Durumu |
| 33,8044 (0,0057) | 11,7583* (0,7604) | 0,0000 | Durağan |

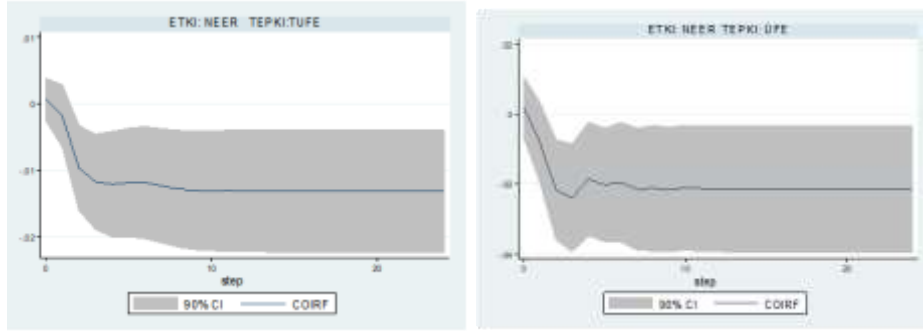
Not: (a) * işareti seçilen VAR optimum gecikme sayısını (p) ifade etmektedir. Tablodaki “Optimum gecikme p” başlığı altındaki sayısal ifadeler ise sırasıyla ilgili gecikme sayısındaki LM test istatistiği ve parantez içindeki buna ait prob. değerleridir. SBIC bilgi kriteri optimum gecikme uzunluklarını bir olarak seçmiş, ancak ilgili gecikme düzeyinde otokorelasyon saptandığından gecikme düzeyi bir arttırılmıştır. Çok değişkenli LM otokorelasyon testinde sıfır hipotezi birinci dereceden otokorelasyon olmadığını ifade eder. Test istatistiği asimptotik ki-kare dağılımını takip etmekle beraber serbestlik derecesi $n^2=16$ ’dır (n=işsel değişken sayısı). Seçilen VAR modeli yine SBIC kriterine göre linear trend ve sabit içermektedir.

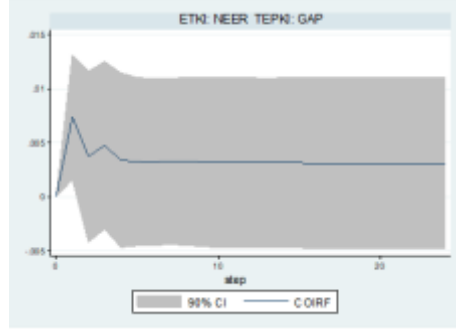
(b) Tablo değerleri ortaklaşa Jarque-Bera normallik test sonuçlarını rapor etmektedir. Ayrıca, her bir içsel değişken için tek denklemlili Jarque-Bera normallik testi de uygulanmış ve pek çok kez normallik reddedilmiştir. İlgili sonuçlar için yazar ile iletişime geçilebilir.

3.2. Döviz Kuru ve İç Fiyatlar, Geçiş Elastikiyetleri

Bu bölümün amacı, döviz kuru şoklarının fiyatlara geçiş etkisini analiz etmektir. Nominal efektif döviz kurunda meydana gelecek bir standart sapmalı bir şoka karşılık tüketici ve üretici fiyatlarının tepkisi Grafik 2’de ifade edilmektedir. Gri alan ise etki-tepki fonksiyonu etrafında elde edilen %90 güven aralığını ifade etmektedir. Dikkat edilirse, TÜFE ve ÜFE’ye ait etki-tepki fonksiyonları T=0 döneminde sıfırdan çok az da olsa farklı bir değer almaktadır; çünkü VAR modelinde (1) kullanılan değişken sıralamasında NEER iç fiyatlardan önce gelmekte ve kendisinden sonra gelen fiyat değişkenlerini modelin kuruluş mantığı gereği eş zamanlı olarak etkilemektedir. Tahmin edilen uzun dönem etki-tepki fonksiyonuna göre, fiyatların pozitif bir NEER şokuna - TL’nin değer kazanmasını ifade eder- verdiği kümülatif tepki uzun dönemde negatif olmuş ve iç fiyatlar beklediği şekilde düşmüştür. Burada dikkat edilmesi gereken husus ise, üretici fiyatlarının verdiği uzun dönemli tepkinin tüketici fiyatlarına göre daha yüksek olmasıdır. Tahmin edilen iç fiyatlara ait COIRF fonksiyonlarına ait %90’lık güven aralığı çok kısa dönemde (T=0 ve T=1) “sıfır” değerini içerdiğinden istatistiki olarak anlamsızken, uzun dönemde “sıfır” değerini içermemekte ve uzun dönemli sonuçlar istatistiki olarak anlamlı olmaktadır. Dolayısıyla, döviz kurları uzun dönemde tüketici ve üretici fiyatlarını etkileyen önemli bir değişken olarak ortaya çıkmaktadır.

Grafik 2: Döviz Kuru Şoku, İç Fiyatlar ve Talep





Not: Grafik, bir standart sapmalı NEER şokuna karşılık TÜFE, ÜFE ve GAP değişkenlerinin reaksiyonlarını göstermektedir. COIRF etrafındaki gri alan ise %90'lık güven aralığını ifade etmektedir.

Hesaplanan geçiş elastikiyet katsayıları ise Tablo 3a ve Tablo 3b'de verilmiştir. Buna göre, NEER'de meydana gelecek %10'luk bir artış tüketici fiyatlarını uzun dönemde %3.2 kadar azaltırken, üretici fiyatlarını %5.1 kadar azaltmaktadır. Bu sonuç, Türkiye'de tüketici fiyatlarının üretici fiyatlarına göre döviz kuruna daha az duyarlı olduğunu, diğer bir deyişle, üretici fiyatları endeksinde ithalat fiyatları etkisinin daha yüksek olduğunu ifade etmektedir. Bu bulgular McCarthy (2007), Hahn (2003), Faruquee (2006), Ito ve Sato (2008) tarafından yapılan çalışmaların bulgularıyla oldukça benzerdir.

Bununla birlikte, Grafik 2 aynı zamanda döviz kuru şokları nedeniyle üretim açığının reaksiyonu da ortaya koymaktadır. GAP değişkenine ait COIRF, ÜFE ve TÜFE'nin döviz kuruna tepki fonksiyonlarının aksine, T=0 döneminde "sıfır" değerinden başlamakta ve eş zamanlı tepki yerine gecikmeli tepki vermektedir. Bunun nedeni ise NEER değişkeninin sıralamada GAP değişkeninden sonra gelmesidir. VAR sistemindeki pozitif NEER şokuna karşılık üretim açığı uzun dönemde pozitif tepki vermekte, yani talep artışı söz konusu olmaktadır. Pozitif NEER şoku iç fiyatları düşürdüğünden, iç talebin artması beklenen bir durumdur. Ancak, COIRF etrafındaki %90 güven aralığı, söz konusu tepki fonksiyonunun istatistiki olarak anlamlı olmadığını ifade etmektedir. Diğer bir deyişle, değişen döviz kurları talep üzerinde anlamlı etkiler doğuramamaktadır.

Tablo 3a: Döviz Kuru ve TÜFE Geçiş Etkisi Elastikiyeti

| | Alt Sınır | Kümülatif Tepki (1) | Üst Sınır | Alt Sınır | Kümülatif Tepki (2) | Üst Sınır | Döviz Kuru Geçiş Elastikiyetleri (2/1) |
|------|-----------|---------------------|-----------|-----------|---------------------|-----------|--|
| | NEER | | | TÜFE | | | |
| T=4 | 0,0248 | 0,0370 | 0,0491 | -0,0199 | -0,0120 | -0,0041 | -0,325 |
| T=12 | 0,0280 | 0,0404 | 0,0529 | -0,0221 | -0,0130 | -0,0039 | -0,321 |
| T=24 | 0,0280 | 0,0405 | 0,0530 | -0,0223 | -0,0131 | -0,0039 | -0,324 |

Not: Tablo, bir standart sapmalı bir döviz kuru şokunun NEER ve TÜFE üzerindeki kümülatif etkisinin farklı periyotlardaki nokta tahminlerini ve buradan hesaplanan elastikiyet değerlerini vermektedir. Kalın karakterli değerler ise ilgili tepki nokta tahmininin %90 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 3b: Döviz Kuru ve ÜFE Geçiş Etkisi Elastikiyeti

| | Alt Sınır | Kümülatif Tepki (1) | Üst Sınır | Alt Sınır | Kümülatif Tepki (2) | Üst Sınır | Döviz Kuru Geçiş Elastikiyetleri (2/1) |
|------|-----------|---------------------|-----------|-----------|---------------------|-----------|--|
| | NEER | | | ÜFE | | | |
| T=4 | 0,0230 | 0,0388 | 0,0546 | -0,0348 | -0,0185 | -0,0023 | -0,478 |
| T=12 | 0,0236 | 0,0415 | 0,0593 | -0,0393 | -0,0212 | -0,0031 | -0,512 |
| T=24 | 0,0235 | 0,0415 | 0,0594 | -0,0395 | -0,0213 | -0,0032 | -0,514 |

Not: Tablo, bir standart sapmalı bir döviz kuru şokunun NEER ve ÜFE üzerindeki kümülatif etkisinin farklı periyotlardaki nokta tahminlerini ve buradan hesaplanan elastikiyet değerlerini vermektedir. Kalın karakterli değerler ise ilgili tepki nokta tahmininin %90 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

3.3. Döviz Kuru Geçiş Elastikiyetlerinin TÜFE ve ÜFE Alt Başlıkları İtibarı İle Değerlendirmesi

Şu ana kadar yapılan analizlerde, döviz kuru geçiş elastikiyetleri TÜFE ve ÜFE genel endeksleri kapsamında hesaplanmıştır. Bu bölümde ise, ilgili elastikiyet katsayıları bu endekslerin alt başlıklarında yer alan mal ve hizmet grupları ve sektörler bazında tahmin edilecektir. TÜFE kapsamı altında çok sayıda mal ve hizmet grubu bulunduğundan, bunlardan sadece elektrik, gaz ve diğer yakıtlar (ENERJİ); gıda (GIDA); motorlu taşıtlar (MOTOR); mobilya, mefruşat ve yer döşemeleri (MOBİLYA) ile beyaz eşya ve ev aletleri (BEYAZ) gibi gündelik hayatta daha sık kullanılan mal ve hizmet grupları analize dâhil edilecektir. Söz konusu fiyatlar, çalışmada kullanılan VAR modeline (1) TÜFE fiyat değişkeni yerine ayrı ayrı ilave edilecek ve ilgili elastikiyet katsayıları

hesaplanacaktır. Benzer şekilde, ÜFE kapsamı altındaki sektörler olan imalat (İMALAT); madencilik ve taş ocakçılığı (MADEN) ile elektrik, gaz, buhar ve iklimlendirme üretimi ve dağıtımı (ELEKTRİK) fiyatları da VAR modeline (1) ÜFE fiyat değişkeni yerine ayrı ayrı eklenerek elastikiyet değerleri elde edilecektir.¹⁰

Tablo 4: TÜFE Alt Başlıklar ve Uzun Dönem Döviz Kuru Geçiş Elastikiyetleri

| Fiyat Endeksi | Alt Sınır | Kümülatif Tepki ^(a) (1) | Üst Sınır | Alt Sınır | Kümülatif Tepki ^(b) (2) | Üst Sınır | Döviz Kuru Geçiş Elastikiyetleri (2/1) |
|---------------|-----------|------------------------------------|-----------|-----------|------------------------------------|-----------|--|
| Enerji | 0,0258 | 0,0384 | 0,0510 | -0,0241 | -0,0123 | -0,0004 | -0,3203 |
| Gıda | 0,0259 | 0,0384 | 0,0509 | -0,0220 | -0,0088 | 0,0043 | -0,2306 |
| Motor | 0,0260 | 0,0394 | 0,0528 | -0,0537 | -0,0303 | -0,0070 | -0,7704 |
| Mobilya | 0,0266 | 0,0387 | 0,0507 | -0,0220 | -0,0083 | 0,0053 | -0,2159 |
| Beyaz | 0,0257 | 0,0388 | 0,0518 | -0,0192 | -0,0034 | 0,0124 | -0,0883 |

- Not:** (a) Bir standart sapmalı bir döviz kuru şokunun NEER üzerindeki kümülatif tepkisini her bir farklı mal ve hizmet grubu bazında ifade etmektedir. İlgili döviz kuru kümülatif tepkisini tahmin etmek için, VAR modelinde fiyat değişkeni yerine ilgili beş TÜFE mal ve hizmet grubu fiyatları kullanılmıştır. Kalın karakterli değerler ise ilgili tepki nokta tahmininin %90 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.
- (b) Bir standart sapmalı bir döviz kuru şokunun TÜFE alt grupları üzerindeki kümülatif tepkisini her bir farklı mal ve hizmet grubu bazında ifade etmektedir. İlgili kümülatif tepkiyi tahmin edebilmek için VAR modelinde (1) fiyat değişkeni yerine ilgili TÜFE alt kalemi fiyatları kullanılmıştır. Kalın karakterli değerler ise ilgili tepki nokta tahmininin %90 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 4, döviz kurunda meydana gelecek bir standart sapmalı dışsal bir şoka karşılık ilgili TÜFE alt mal ve hizmet gruplarının vermiş olduğu uzun dönem kümülatif tepki ile buradan hesaplanan geçiş elastikiyetlerini vermektedir. İlgili tepki fonksiyonları yaklaşık T=12 çeyrek sonunda uzun dönem değerine yakınsadığından tablo değerleri de buna göre rapor edilmiştir. Elastikiyet katsayıları incelediğinde, döviz hareketlerinden en çok etkilenen sektör motorlu taşıtlar ile elektrik, gaz ve diğer yakıtlar mal grupları olmuştur. Bu sonuçlar, bu mal gruplarının taşıdığı ithal fiyatları yoğunluğu nedeniyle şaşırtıcı değildir. Diğer TÜFE alt gruplarındaki geçiş elastikiyetleri ise daha düşük gerçekleşmekle beraber, bu fiyat gruplarına ait elastikiyetlere ihtiyatla yaklaşılmalıdır; çünkü kümülatif tüketici fiyat tepkilerinin güven aralığı gıda, mobilya ve beyaz eşya da “sıfır” değerini içermektedir.¹¹

10 Söz konusu alt grup fiyat endeksleri ile ilgili ayrıntılı bilgi Ekler bölümünde yer alan Tablo A1 içinde verilmiştir.

11 İlgili kümülatif etki-tepki fonksiyonları için yazarla iletişime geçilebilir.

Tablo 5 ise benzer şekilde, döviz kurunda meydana gelecek bir standart sapmalık dışsal bir şoka karşılık ilgili ÜFE alt sektörlerinin vermiş olduğu uzun dönem kümülatif tepki ile buradan hesaplanan geçiş elastikliklerini vermektedir. İlgili tepki fonksiyonları yine benzer şekilde yaklaşık T=12 çeyrek sonunda uzun dönem değerine yakınsadığından, tablo değerleri de buna göre rapor edilmiştir. İlgili geçiş elastikliği katsayıları incelendiğinde, geçiş elastikliği katsayılarının her üç sektörde de TÜFE alt gruplarına göre daha yüksek olduğu görülmekte, bu da söz konusu sektörlerin döviz kuru değişimlerinden oldukça fazla etkilendiğini ortaya koymaktadır. İkinci olarak ise, en yüksek elastiklik katsayısı elektrik, gaz, buhar ve iklimlendirme üretimi ve dağıtımında; en düşük elastiklik katsayısı ise imalat sektöründe gerçekleşmiştir.¹²

Tablo 5: ÜFE Alt Sektörler ve Uzun Dönem Döviz Kuru Geçiş Elastiklikleri

| Fiyat Endeksi | Alt Sınır | Kümülatif Tepki ^(a) (1) | Üst Sınır | Alt Sınır | Kümülatif Tepki ^(b) (2) | Üst Sınır | Döviz Kuru Geçiş Elastiklikleri (2/1) |
|---------------|-----------|------------------------------------|-----------|-----------|------------------------------------|-----------|---------------------------------------|
| Elektrik | 0,0261 | 0,0394 | 0,0527 | -0,0479 | -0,0304 | -0,0129 | -0,7709 |
| İmalat | 0,0269 | 0,0406 | 0,0543 | -0,0383 | -0,0228 | -0,0073 | -0,5626 |
| Maden | 0,0265 | 0,0393 | 0,0521 | -0,0385 | -0,0261 | -0,0137 | -0,6645 |

Not: (a) Bir standart sapmalık bir döviz kuru şokunun NEER üzerindeki kümülatif tepkisini ifade etmektedir. İlgili döviz kuru kümülatif tepkisini tahmin etmek için VAR modelinde (1) fiyat değişkeni yerine ilgili ÜFE sektör fiyatları kullanılmıştır. Kalın karakterli değerler ise ilgili tepki nokta tahmininin %90 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

(b) Bir standart sapmalık bir döviz kuru şokunun ÜFE alt sektörleri üzerindeki kümülatif tepkisini ifade etmektedir. İlgili kümülatif tepkiyi tahmin edebilmek için VAR modelinde (1) fiyat değişkeni yerine ilgili ÜFE sektör fiyatları kullanılmıştır. Kalın karakterli değerler ise ilgili tepki nokta tahmininin %90 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

3.4. TCMB Para Politikasının Değerlendirilmesi

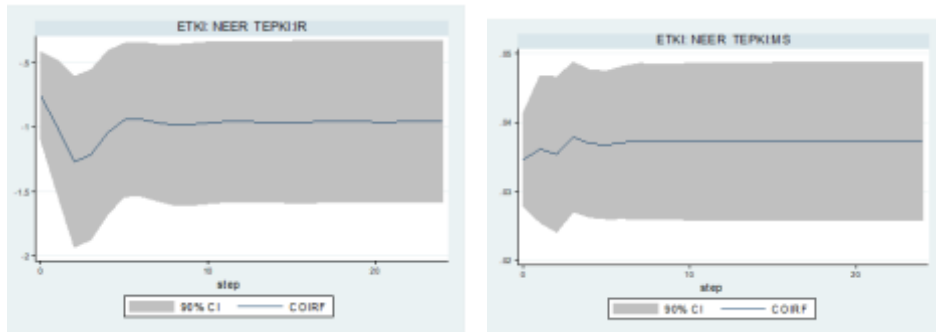
3.4.1. Döviz Kuru Şokları ve Para Politikası

Bu bölümde, TCMB'nin dışsal bir döviz kuru şokuna karşılık vermiş olduğu reaksiyon incelenecektir. Temel amacı fiyat istikrarı olan TCMB, ilgili para politikası araçlarını kullanarak toplam talep ve enflasyon beklentilerini yönetir. Bu bölümde parasal değişkenler olarak faizler ve para arzı değişkenleri ayrı ayrı kullanılacaktır. Söz konusu kümülatif ortogonal etki-tepki fonksiyonları Grafik 3'de gösterilmektedir. İlgili COIRF, para politikasını faizlerin temsil ettiği durumda, pozitif bir NEER şokuna karşılık uzun dönemde TCMB'nin faizleri düşürerek negatif bir cevap verdiğini göstermektedir. Diğer bir deyişle, TCMB

12 İlgili kümülatif etki-tepki fonksiyonları için yazarla iletişime geçilebilir.

geçiş elastikiyetleri nedeniyle düşen fiyatlarla beraber para politikasını gevşetmiş, fiyat istikrarının yanında büyüme ve istihdama da katkı yapmayı amaçlamıştır.¹³ Yani, para politikası aracı olarak faizlerin dışsal döviz kuru şokları karşısında banka amaçlarına uygun bir biçimde kullanıldığı görülmektedir. Son olarak, NEER şokuna karşılık TCMB'nin vermiş olduğu faiz tepkileri istatistiki olarak da anlamlıdır.

Grafik 3: Döviz Kuru Şoku ve Para Politikası



Not: Grafik, bir standart sapmalı NEER şokuna karşılık TCMB'nin reaksiyonunu göstermektedir. İlgili tepki fonksiyonları, VAR modelinde (1) sırasıyla faiz ve para arzı değişkenleri kullanılması suretiyle elde edilmiş olup fiyat değişkeni olarak ise TÜFE kullanılmıştır. COIRF etrafındaki gri alan ise %90'lık güven aralığını ifade etmektedir.

Para arzındaki değişmelerin göz önüne alındığı durumda ise, TCMB'nin tepki fonksiyonu yine Grafik 3'de gösterilmektedir. TCMB'nin pozitif NEER şoklarına dönem içindeki tepkisi ise faiz oranlarındaki düşmeye paralel şekilde para arzında da artışa gitmesi, yani parasal genişleme olmuştur. NEER şokuna karşılık TCMB'nin vermiş olduğu para arzı tepkileri de faiz tepkilerine benzer şekilde istatistiki olarak anlamlıdır. Burada üzerinde durulabilecek diğer hususlardan biri ise, para politikası otoritesi olan TCMB'nin analiz edilen periyod içinde kur şoklarına karşılık uzun dönemdeki faiz tepkisinin, para arzı tepkisinden çok daha yüksek olduğudur. Yani, banka kur değişimlerine faizler üzerinden "daha büyük" tepkiler vermektedir.

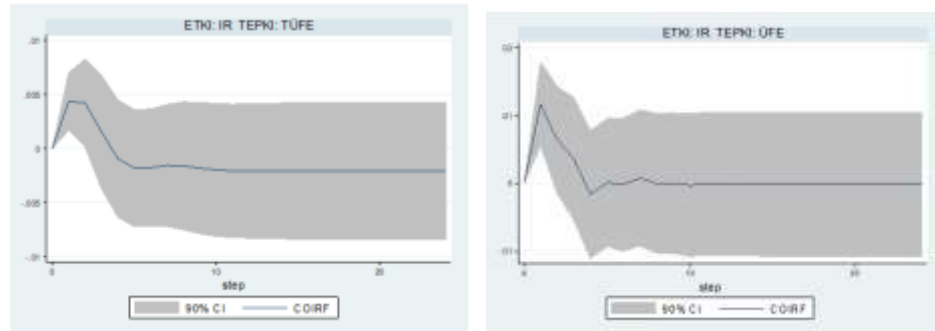
Sonuç olarak, döviz kuru şokları karşısında banka para politikası amaçlarına uygun doğru tepkiler vermektedir; ancak, faizler aracılığıyla verilen tepkilerin fiyatlar üzerinde ne ölçüde etkili olduğu da analize muhtaç bir diğer konudur. Takip eden bölümde ise, faizler aracılığıyla yürütülen para politikasının iç fiyatlar üzerindeki performansı değerlendirilmeye çalışılacaktır.

13 Merkez Bankası Kanunu'nda da "Banka, fiyat istikrarını sağlama amacı ile çelişmemek kaydıyla Hükümetin büyüme ve istihdam politikalarını destekler" ifadesi yer almaktadır.

3.4.2. Para Politikasının Etkinliğinin Değerlendirilmesi

TCMB para politikalarının yönetimi konusunda, enflasyon hedeflerine ulaşmak çok önemli bir unsurdur. Bu bölümde, analiz dönemi genelinde para politikasının temel aracı olan faiz oranlarının iç fiyatlar üzerindeki etkisi analiz edilecektir. Grafik 4, VAR sistemine (1) pozitif bir faiz şoku verildiğinde, iç fiyatların verdiği reaksiyonu ifade etmektedir. Hem TÜFE hem de ÜFE cinsinden fiyatlara bakıldığında, faizlere verilen pozitif bir şok karşısında hem tüketici hem de üretici fiyatlarının uzun dönem kümülatif etkisi benzer olmuş ve ancak marjinal düzeyde negatif bir cevap vermişlerdir. İlgili elastikiyet katsayılarına göre, faizlerde meydana gelecek %10'luk bir artış TÜFE cinsinden fiyatları uzun dönemde ancak %0.012 kadar düşürmekte iken, bu oran ÜFE cinsinden fiyatlarda ise %0.0009 olmaktadır.¹⁴ Daha da önemlisi, COIRF etrafındaki %90 güven aralıkları uzun dönemde sıfır değerini içerdiğinden, uzun dönemde istatistiki olarak da anlamlı sonuçlar üretmemektedir. Özetlemek gerekirse, faizler aracılığıyla yürütülen bir para politikası iç fiyatlar üzerinde kayda değer ve istatistiki olarak anlamlı değişimler yaratamamaktadır.

Grafik 4: Para Politikası Şoku ve İç Fiyatlar



Not: Grafik, bir standart sapmalı IR şokuna karşılık sırasıyla TÜFE ve ÜFE değişkenlerinin reaksiyonlarını göstermektedir. Para politikası değişkeni olarak TCMB faizleri kullanılmıştır. COIRF etrafındaki gri alan ise %90'lık güven aralığını ifade etmektedir.

Şimdi, bu bölümde elde edilen sonuçları Bölüm 3.2'de elde edilen geçiş elastikiyetleri ile karşılaştıralım. VAR sistemine (1) dışsal bir döviz kuru şoku verildiğinde fiyatlar üzerinde anlamlı ve kayda değer geçiş etkileri yaratılırken, yine aynı sisteme faiz şoku verildiğinde anlamlı ve kayda değer fiyat etkileri ortaya çıkmamaktadır. Aslında, döviz kurunun geçiş elastikiyetlerinin yüksek olması banka için oldukça avantajlı bir durum yaratmaktadır. Eğer banka

14 İlgili elastikiyet katsayıları için Ekler bölümünde Tablo A2 ve Tablo A3'e bakılabilir.

beklendiği gibi, faizler yoluyla döviz kurlarını etkileyebilirse, geçiş elastikiyetlerini kullanarak fiyatları istediği gibi yönlendirebilecektir.¹⁵ Ancak, banka herhangi bir nedenle faizler yoluyla fiyatları etkileyememektedir. Buna ne neden olmaktadır?

Öncelikle, yukarıdaki VAR modelini (1) tekrar göz önüne alalım. Para politikasında meydana gelen bir şok karşısında sistem içinde fiyatların etkilenmesi iki şekilde ortaya çıkabilecektir. İlk olarak, sisteme verilen bir faiz şoku sistem içinde talep uyarlamaları yoluyla iç fiyatlar üzerinde etki yaratılabilir. İkinci olarak ise, söz konusu faiz şoku döviz kuru değişimleri ve dolayısıyla yukarıda incelenen geçiş etkileri yoluyla iç fiyatları etkileyebilir. Şimdi, sisteme verilen faiz şoku karşısında döviz kurlarının ve talebin nasıl reaksiyon verdiğini etki-tepki fonksiyonları aracılığıyla inceleyelim.

Tablo 6a ve 6b, bir standart sapmalı bir faiz şokuna karşılık sırasıyla döviz kuru ve üretim açığı değişkenlerinin kümülatif reaksiyonunu ve buradan hesaplanan elastikiyet değerlerini göstermektedir. Öncelikle, faiz şokuna karşılık döviz kurunun tepki fonksiyonu istatistiki olarak anlamlı nokta tahminleri üretmektedir. Pozitif bir para politikası şoku karşısında döviz kuru uzun dönemde pozitif yönde cevap vermekte ve TL değer kazanmaktadır. Yani, faizlerdeki artış yönünde bir şok beklendiği gibi ulusal parayı güçlendirmektedir. Ancak, ilgili elastikiyet katsayısına göre faizlerde meydana gelecek %10 artış karşısında, ulusal para uzun dönemde kümülatif olarak sadece %0.12 kadar değer kazanmaktadır. Dolayısıyla, bankanın faiz değişimleri yoluyla döviz kurunu etkilemesi ancak marjinal düzeyde gerçekleşmektedir. Faizlerde meydana gelecek pozitif bir şok karşısında ise talep uzun dönemde kümülatif olarak negatif cevap vermektedir. Yani beklendiği gibi, faiz artışlarına karşı talebin kümülatif reaksiyonu negatif olmaktadır. Buna göre, faizler %10 arttığında ilgili uzun dönem elastikiyet katsayısı, talebin ancak %0.012 azaldığını göstermektedir. Yani, bankanın faiz değişimleri yoluyla talebi etkilemesi çok daha sınırlı düzeyde olmakla birlikte, para politikası şokuna karşılık ortaya çıkan talebe ait kümülatif değişimlerde istatistiki olarak anlamlı değildir.

Tablo 6a: Para Politikası Şokuna Karşılık Döviz Kuru Tepkisi ve Elastikiyetler

| | Alt Sınır | Kümülatif Tepki (1) | Üst Sınır | Alt Sınır | Kümülatif Tepki (2) | Üst Sınır | Elastikiyetler (2/1) |
|------|-----------|---------------------|-----------|-----------|---------------------|-----------|----------------------|
| | IR | | | NEER | | | |
| T=4 | 0,9194 | 1,4476 | 1,9758 | 0,0110 | 0,0188 | 0,0265 | 0,0129 |
| T=12 | 1,094 | 1,5859 | 2,0776 | 0,0111 | 0,0191 | 0,0271 | 0,0120 |

15 Diğer bir deyişle banka faiz şokları aracılığıyla döviz kuru değişimlerini daha içsel hale getirmeyi ve fiyatları etkilemeyi arzulamaktadır.

| | | | | | | | |
|------|-------|---------------|--------|--------|---------------|--------|--------|
| T=24 | 1,093 | 1,5882 | 2,0826 | 0,0111 | 0,0192 | 0,0272 | 0,0121 |
|------|-------|---------------|--------|--------|---------------|--------|--------|

Not: Tablo, bir standart sapmalı bir faiz şokunun IR ve NEER üzerindeki kümülatif etkisinin farklı periyotlardaki nokta tahminlerini ve buradan hesaplanan elastikiyet değerlerini vermektedir. Fiyat değişkeni olarak TÜFE kullanılmıştır. Kalın karakterli değerler ise ilgili tepki nokta tahmininin %90 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade eder.

Tablo 6b: Para Politikası Şokuna Karşılık Talebin Tepkisi ve Elastikiyetler

| | Alt Sınır | Kümülatif Tepki (1) | Üst Sınır | Alt Sınır | Kümülatif Tepki (2) | Üst Sınır | Elastikiyetler (2/1) |
|------|-----------|---------------------|-----------|-----------|---------------------|-----------|----------------------|
| | IR | | | GAP | | | |
| T=4 | 0,9194 | 1,4476 | 1,97582 | -0,0070 | -0,0010 | 0,0049 | -0,0007 |
| T=12 | 1,094 | 1,5859 | 2,07767 | -0,0079 | -0,0019 | 0,0040 | -0,0012 |
| T=24 | 1,093 | 1,5882 | 2,08264 | -0,0079 | -0,0019 | 0,0040 | -0,0012 |

Not: Tablo, bir standart sapmalı bir faiz şokunun IR ve GAP üzerindeki kümülatif etkisinin farklı periyotlardaki nokta tahminlerini ve buradan hesaplanan elastikiyet değerlerini vermektedir. Fiyat değişkeni olarak TÜFE kullanılmıştır. Kalın karakterli değerler ise ilgili tepki nokta tahmininin %90 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade eder.

Tablo 6a ve 6b’den elde edilen sonuçlar, TCMB’nin faizler yoluyla neden fiyatları etkileyemediğini açıklamaktadır. Banka, faiz şoku ile anlamlı talep etkileri yaratamamakta, döviz kurlarını da yeteri kadar etkileyemediğinden döviz kurlarının fiyatlara geçiş etkisinden yararlanılamamakta ve sonuç olarak anlamlı ve kayda değer bir fiyat tepkisi oluşmamaktadır. Dolayısıyla, bankanın para politikası da etkisiz kalmaktadır. Bu durumda, fiyatların etki altına alınabilmesi ise sistem içinde ancak banka tarafından kontrol edilemeyen dışsal bir döviz kuru şoku ya da talep şoku ile olacaktır. Peki, neden banka para politikası aracılığıyla talep ve döviz kurlarına etki edememekte ve para politikası işlevsiz kalmaktadır?

Bankanın talebe etki edememesinin nedeni, muhtemelen modern merkez bankacılığında üzerinde çok durulan “merkez bankasına olan güven” konusunda bankanın bir sorun yaşıyor olmasından kaynaklanmaktadır. Merkez bankalarına olan güven, ancak uzun dönemde bankanın amacı doğrultusunda piyasalara verilen güçlü mesajlar ile bunlar destekleyen uygulamalar sayesinde olabilecektir. Eğer banka, piyasalara herhangi bir nedenle enflasyonla mücadele edemeyeceği veya farklı önceliği olduğu izlenimini verip güvenilirliğini yitirmiş ise, olası bir yüksek faiz artışı durumunda dahi ekonomik birimlerin fiyat artışı beklentisini kıramayacak ve talep artışları kontrol edilemeyebilecektir. Dolayısıyla, para politikası da fiyatlar üzerinde işlevsiz kalacaktır. Özellikle, oldukça uzun bir dönemden beri, siyasi otorite tarafından TCMB’nin politikalarının hükümetin büyüme ve istihdam hedefleri ile çeliştiği ve faizlerin düşürülmesi gerektiği yönünde yapılan açıklamaların yoğunluğu, bankanın

kamuoyu nezdinde fiyat istikrarını sağlamak yerine siyasi otoritenin etkisi altında kalabileceği izlenimi yaratarak güven kaybı sorunu yaşamasına neden olmuş olabilir.

Bankanın faizler öncülüğünde yürütülen para politikası aracılığıyla döviz kurlarını etkileyememesi ise birkaç nedenle olabilecektir. Birincisi, ülke vatandaşlarının değişen faizlere rağmen TL yerine döviz tutmayı tercih etmesi ve bu anlamda ulusal paraya güven duymaması olabilir. Özellikle, Grafik 1’ de görüldüğü gibi, TL’nin analiz dönemi genelinde değer kaybetmesi sonucu geniş halk kitlelerinde “yabancı para kaybettirmez” algısı oluşmuş olabilir. Ayrıca, geleneksel muhafazakâr yaşam biçimine sahip bireylerin sayısının yüksek olduğu Türkiye’de, faizler üzerindeki “haram” inancı da faizler ne oranda olursa olsun dövizde kalmayı teşvik eden diğer bir durum olarak ortaya çıkabilir. Diğer bir neden ise, ülkeye giren yabancı yatırımcının faizler dışındaki değişkenleri de göz önüne almış olabileceğidir. Örneğin, Türkiye’nin mevcut hukuki ve kurumsal altyapısı, yatırımlar için “güvenli bir liman olup olmadığı”, siyasi koşulları, komşu ülkelerde yaşanan iç savaş ve terör sorunları ile ülkenin genel ekonomik durumu da ülkeyle ilgilenen yabancı yatırımlar için göz önünde bulundurulmuş diğer faktörler olabilir. Tüm bu koşullar, TCMB’nin dış piyasalara verdiği veya veremediği “güven” durumu ile birleşince bankanın faiz değişimleri döviz kuru üzerinde etki yaratamamış ve ekonomik birimleri faiz değişimlerine karşı kayıtsız bırakmış olabilir.

3.5. Duyarlılık Analizi

Daha önce de belirtildiği gibi, VAR modelinde (1) yer alan değişkenlerin sıralaması, Wold-sıralama problemi nedeniyle elde edilen ortogonal etki-tepki fonksiyonlarının sonuçlarını bu sıralamaya duyarlı yapabilecektir. Bu bölümde, çalışmadan elde edilen sonuçların tutarlılığını test etmek için aşağıdaki farklı sıralamalar VAR modeli (1) içinde kullanılacaktır. Daha sonra da elde edilen sonuçlar bu çalışmada elde edilen geçiş katsayıları ile karşılaştırılacaktır.

Sıralama 1: Hahn (2003), yaptığı çalışmada aşağıdaki sıralamayı kullanmıştır:

$$z_t = (OIL_T \quad IR_T \quad GAP_T \quad NEER \quad TÜFE_T)$$

Sıralama 2: Ito ve Sato (2008) ise yaptıkları çalışmada aşağıdaki sıralamayı kullanmıştır:

$$z_t = (OIL_T \quad GAP_T \quad IR_T \quad NEER_T \quad TÜFE_T)$$

Sıralama 3: Son olarak ise aşağıdaki sıralama kullanılacaktır:

$$z_t = (OIL_T \quad GAP_T \quad TÜFE_T \quad NEER_T \quad IR_T)$$

Bu bölümde, yukarıdaki sıralamaların sonuçları elde edilirken, çalışmanın dayandığı temel varsayım olan “petrol fiyatlarının dışsallığı” varsayımı korunarak söz konusu değişken modele “dışsal” olarak girmeye devam edecektir. Diğer dört değişken ise, yukarıdaki sıralamalara göre VAR modeline içsel olarak dâhil edileceklerdir.

Tablo 7a: Döviz Kuru ve TÜFE Geçiş Etkisi Elastikiyeti, Sıralama 1

| | Alt Sınır | Kümülatif Tepki (1) | Üst Sınır | Alt Sınır | Kümülatif Tepki (2) | Üst Sınır | Döviz Kuru Geçiş Elastikiyetleri (2/1) |
|------|-----------|---------------------|-----------|-----------|---------------------|-----------|--|
| | NEER | | | TÜFE | | | |
| T=4 | 0,0309 | 0,0427 | 0,0546 | -0,0235 | -0,0152 | -0,0067 | -0,3553 |
| T=12 | 0,0332 | 0,0462 | 0,0592 | -0,0272 | -0,0171 | -0,0069 | -0,3699 |
| T=24 | 0,0331 | 0,0463 | 0,0594 | -0,0275 | -0,0172 | -0,0069 | -0,3721 |

Not: Tablo, bir standart sapmalı bir döviz kuru şokunun NEER ve TÜFE üzerindeki kümülatif etkisinin farklı periyotlardaki nokta tahminlerinin buradan hesaplanan elastikiyet değerlerini vermektedir. Kalın karakterli değerler ise ilgili tepki nokta tahmininin %90 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir. Değişken sıralaması $z_t = (IR_T \text{ GAP}_T \text{ NEER}_T \text{ TÜFE}_T)$ şeklindedir. OIL ise dışsal olarak modele girecektir.

Tablo 7b: Döviz Kuru ve ÜFE Geçiş Etkisi Elastikiyeti, Sıralama 1

| | Alt Sınır | Kümülatif Tepki (1) | Üst Sınır | Alt Sınır | Kümülatif Tepki (2) | Üst Sınır | Döviz Kuru Geçiş Elastikiyetleri (2/1) |
|------|-----------|---------------------|-----------|-----------|---------------------|-----------|--|
| | NEER | | | UFE | | | |
| T=4 | 0,0314 | 0,0443 | 0,0572 | -0,0369 | -0,0234 | -0,0098 | -0,5276 |
| T=12 | 0,0330 | 0,0474 | 0,0618 | -0,0402 | -0,0253 | -0,0104 | -0,5345 |
| T=24 | 0,0328 | 0,0474 | 0,0619 | -0,0404 | -0,0254 | -0,0104 | -0,5363 |

Not: Tablo, bir standart sapmalı bir döviz kuru şokunun NEER ve ÜFE üzerindeki kümülatif etkisinin farklı periyotlardaki nokta tahminlerini ve buradan hesaplanan elastikiyet değerlerini vermektedir. Kalın karakterli değerler ise ilgili tepki nokta tahmininin %90 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir. Değişken sıralaması $z_t = (IR_T \text{ GAP}_T \text{ NEER}_T \text{ TÜFE}_T)$ şeklindedir. OIL ise dışsal olarak modele girecektir.

Tablo 7a ve 7b, 1 numaralı sıralamadan elde edilen döviz kuru geçiş elastikiyetlerini rapor etmektedir. Elde edilen geçiş elastikiyeti katsayıları bu çalışmada elde edilen geçiş katsayılarına oldukça yakındır. Tablo 8a ve 8b ise Sıralama 2’den elde edilen döviz kuru geçiş elastikiyetlerini rapor etmektedir. Dikkat edilirse, elde edilen geçiş elastikiyeti katsayıları ve de etki-tepki fonksiyonları Sıralama 1’de elde edilen katsayılarla birebir aynıdır. Son olarak, Tablo 9a ve 9b ise Sıralama 3’ten elde edilen döviz kuru geçiş elastikiyetlerini

rapor etmektedir.¹⁶ Sonuçlar yine bu çalışmada kullanılan mevcut sıralamadan elde edilen sonuçlar ile oldukça benzerdir. Dolayısıyla, bu çalışmada kullanılan VAR modeli (1) içinde kullanılan sıralama sonuçları, farklı sıralamalara karşı son derece tutarlıdır ve farklı sıralamalardan etkilenmemektedir.

Tablo 8a: Döviz Kuru ve TÜFE Geçiş Etkisi Elastikiyeti, Sıralama 2

| | Alt Sınır | Kümülatif Tepki (1) | Üst Sınır | Alt Sınır | Kümülatif Tepki (2) | Üst Sınır | Döviz Kuru Geçiş Elastikiyetleri (2/1) |
|------|-----------|---------------------|-----------|-----------|---------------------|-----------|--|
| | NEER | | | TÜFE | | | |
| T=4 | 0,0309 | 0,0427 | 0,0546 | -0,0235 | -0,0152 | -0,0067 | -0,3553 |
| T=12 | 0,0332 | 0,0462 | 0,0592 | -0,0272 | -0,0171 | -0,0069 | -0,3699 |
| T=24 | 0,0331 | 0,0463 | 0,0594 | -0,0275 | -0,0172 | -0,0069 | -0,3721 |

Not: Tablo, bir standart sapmalı bir döviz kuru şokunun NEER ve TÜFE üzerindeki kümülatif etkisinin farklı periyotlardaki nokta tahminlerini ve buradan hesaplanan elastikiyet değerlerini vermektedir. Kalın karakterli değerler ise ilgili tepki nokta tahmininin %90 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir. Değişken sıralaması $z_t = (GAP_T \ IR_T \ NEER_T \ TÜFE_T)$ şeklindedir. OIL ise dışsal olarak modele girecektir.

Tablo 8b: Döviz Kuru ve ÜFE Geçiş Etkisi Elastikiyeti, Sıralama 2

| | Alt Sınır | Kümülatif Tepki (1) | Üst Sınır | Alt Sınır | Kümülatif Tepki (2) | Üst Sınır | Döviz Kuru Geçiş Elastikiyetleri (2/1) |
|------|-----------|---------------------|-----------|-----------|---------------------|-----------|--|
| | NEER | | | ÜFE | | | |
| T=4 | 0,0314 | 0,0443 | 0,0572 | -0,0369 | -0,0234 | -0,0098 | -0,5276 |
| T=12 | 0,0330 | 0,0474 | 0,0618 | -0,0402 | -0,0253 | -0,0104 | -0,5345 |
| T=24 | 0,0328 | 0,0474 | 0,0619 | -0,0404 | -0,0254 | -0,0104 | -0,5363 |

Not: Tablo, bir standart sapmalı bir döviz kuru şokunun NEER ve ÜFE üzerindeki kümülatif etkisinin farklı periyotlardaki nokta tahminlerini ve buradan hesaplanan elastikiyet değerlerini vermektedir. Kalın karakterli değerler ise ilgili tepki nokta tahmininin %90 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir. Değişken sıralaması $z_t = (GAP_T \ IR_T \ NEER_T \ TÜFE_T)$ şeklindedir. OIL ise dışsal olarak modele girecektir.

Tablo 9a: Döviz Kuru ve TÜFE Geçiş Etkisi Elastikiyeti, Sıralama 3

| | Alt Sınır | Kümülatif Tepki (1) | Üst Sınır | Alt Sınır | Kümülatif Tepki (2) | Üst Sınır | Döviz Kuru Geçiş Elastikiyetleri (2/1) |
|-----|-----------|---------------------|-----------|-----------|---------------------|-----------|--|
| | NEER | | | TÜFE | | | |
| T=4 | 0,0255 | 0,0374 | 0,0493 | -0,0201 | -0,0131 | -0,0060 | -0,3502 |

16 Her üç sıralamaya ait döviz kuru şokuna karşılık iç fiyatların verdiği tepkiyi gösteren kümülatif etki-tepki fonksiyonları Ekler bölümünde sırasıyla Grafik A1, A2 ve A3 başlıkları altında yer almaktadır.

| | | | | | | | |
|------|--------|---------------|--------|---------|----------------|---------|---------|
| T=12 | 0,0288 | 0,0409 | 0,0531 | -0,0225 | -0,0142 | -0,0058 | -0,3474 |
| T=24 | 0,0287 | 0,0409 | 0,0531 | -0,0228 | -0,0143 | -0,0058 | -0,3501 |

Not: Tablo, bir standart sapmalı bir döviz kuru şokunun NEER ve TÜFE üzerindeki kümülatif etkisinin farklı periyotlardaki nokta tahminlerinin buradan hesaplanan elastikiyet değerlerini vermektedir. Kalın karakterli değerler ise ilgili tepki nokta tahmininin %90 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir. Değişken sıralaması $z_t = (\text{GAP}_T \text{ TÜFE}_T \text{ NEER} \text{ IR}_T)$ şeklindedir. OIL ise dışsal olarak modele girecektir.

Tablo 9b: Döviz Kuru ve ÜFE Geçiş Etkisi Elastikiyeti, Sıralama 3

| | Alt Sınır | Kümülatif Tepki (1) | Üst Sınır | Alt Sınır | Kümülatif Tepki (2) | Üst Sınır | Döviz Kuru Geçiş Elastikiyetleri (2/1) |
|------|-----------|---------------------|-----------|-----------|---------------------|-----------|--|
| | NEER | | | UFE | | | |
| T=4 | 0,0277 | 0,0397 | 0,0517 | -0,0312 | -0,0206 | -0,0101 | -0,5206 |
| T=12 | 0,0298 | 0,0424 | 0,0550 | -0,0346 | -0,0234 | -0,0122 | -0,5523 |
| T=24 | 0,0297 | 0,0424 | 0,0551 | -0,0347 | -0,0235 | -0,0123 | -0,5548 |

Not: Tablo, bir standart sapmalı bir döviz kuru şokunun NEER ve ÜFE üzerindeki kümülatif etkisinin farklı periyotlardaki nokta tahminlerini ve buradan hesaplanan elastikiyet değerlerini vermektedir. Kalın karakterli değerler ise ilgili tepki nokta tahmininin %90 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir. Değişken sıralaması $z_t = (\text{GAP}_T \text{ TÜFE}_T \text{ NEER}_T \text{ IR}_T)$ şeklindedir. OIL ise dışsal olarak modele girecektir.

Son olarak, sonuçların tutarlılığını kontrol edebilmek için çalışmada kullanılan VAR sistemine (1) iki adet dışsal kontrol değişkeni eklenecek ve sonuçların tutarlılığı kontrol edilecektir. Bu değişkenler, FED faiz oranları (IUS) ile dünya talebini temsil etmesi için kullanılan ABD reel GSYİH (WGDP) değişkenleridir.¹⁷ FED faiz oranları, özellikle para politikası ve döviz kurlarının düzeyi bakımından sahip olduğu önem nedeniyle modele eklenirken, dünya talep değişimlerinin kontrol altında tutulabilmesi için de ABD reel GSYİH verisi modele eklenmiştir. Elde edilen etki-tepki fonksiyonları, Grafik 2'deki etki-tepki fonksiyonları ile son derece benzerdir.¹⁸ Bu da, sonuçların modele eklenmemiş dışsal değişkenlere karşı da oldukça tutarlı olduğunu göstermektedir.

Sonuç

2001 krizi sonrası döviz kurlarının dalgalanmaya bırakılmasıyla birlikte TL'nin dönem boyunca genel olarak değer kaybettiği bir süreç yaşanmış ve iç

17 Söz konusu seriler ile ilgili bilgiler için Ekler bölümü Tablo A1'e bakılabilir. Phillips-Perron (1988) birim kök test sonuçlarına göre seriler birinci farklarında durağan olduğundan VAR modeline (1), birinci farkları ile dâhil edilmişlerdir.

18 İlgili iç fiyatlar etki-tepki fonksiyonları Ekler bölümü içinde Grafik A4 başlığı ile verilmiştir.

fiyatlar da bu durumdan olumsuz etkilenmiştir. Dolayısıyla, iç fiyatların bu durumdan ne kadar olumsuz etkilendiğini ve uygulanan para politikalarının fiyatlar üzerindeki etkisinin ne olduğunu analiz etmek oldukça önemli hale gelmiştir. Bu çalışmanın temel amacı da, Türkiye’deki döviz kuru geçiş etkilerinin boyutunu ve özellikle uygulanan para politikalarının performansını döviz kuru ve fiyatlar arasındaki karşılıklı dinamik etkileşimi de göz önüne alarak incelemektir. Değişkenler arasındaki dinamik etkileşimi analiz edebilmek için, VAR modelinden elde edilen varyans-kovaryans matrisinin Cholesky Ayrışımı yoluyla ortogonal kümülatif etki-tepki fonksiyonları elde edilmiş, buradan da uzun dönem elastikiyet değerleri tahmin edilmiştir. Çalışmayı diğer çalışmalardan ayıran nokta ise, literatürde uluslararası arz şoklarını temsil etmesi amacıyla kullanılan petrol fiyatlarının, literatürdeki genel eğilimin aksine VAR modeline ilk sıradan girmek yerine, tamamen dışsal bir faktör olarak modele dâhil edilmesidir.

Analiz sonucunda elde edilen bulgular ise birkaç madde halinde özetlenebilir. Öncelikle, döviz kuru geçiş elastikiyetleri uzun dönemde tüketici fiyatlarında 0.32 olurken üretici fiyatlarında ise 0.51 olmuştur. Bu sonuç, Türkiye’de üretici fiyatlarının döviz kuru değişmelerine daha duyarlı olduğunu, dolayısıyla üretici fiyatları endeksinde ithalat fiyatları etkisinin daha yüksek olduğunu göstermektedir. TÜFE alt grupları incelendiğinde ise, döviz değişmelerinden en çok etkilenen sektör motorlu taşıtlar ile elektrik, gaz ve diğer yakıtlar mal grupları olmuştur. ÜFE alt serilerinde ise, en yüksek elastikiyet katsayısı elektrik, gaz, buhar ve iklimlendirme üretimi ve dağıtımında; en düşük elastikiyet katsayısı ise imalat sektöründe gerçekleşmiştir. İkinci olarak, banka pozitif döviz kuru şoku karşısında büyüme ve istihdama da katkı yapmaya çalışmaktadır. Ayrıca, dönem genelinde döviz kuru değişimleri karşısında faizler para arzı uyarlamalarına kıyasla çok daha büyük tepkiler vermiştir.

Üçüncü olarak, banka, para politikası aracılığıyla istatistiki olarak anlamlı talep etkileri yaratamamaktadır. Ayrıca, yeteri kadar da kur değişimi yaratılmadığından, döviz kurlarının fiyatlara geçiş etkisinden de arzu edildiği ölçüde yararlanılamamaktadır. Sonuç olarak anlamlı ve kayda değer bir fiyat tepkisi oluşamamakta, bankanın para politikası etkisiz kalmaktadır. Bunun nedeni ise muhtemelen ulusal paranın analiz dönemi genelinde değer kaybetmesi sonucu geniş halk kitlelerinde “yabancı para kaybettirmez” algısının oluşması, faizler üzerindeki geleneksel “haram” inancı ve Türkiye’nin mevcut hukuki, siyasi ve ekonomik altyapısının yabancı yatırımcılar tarafından yeterli bulunmaması, komşu ülkelerde yaşanan iç savaş ve terör sorunları ile TCMB’nin iç ve dış piyasalara veremediği “güven” olgusu gibi faktörler olabilir. Bu durumda, iç fiyatların etkilenebilmesi ancak banka tarafından kontrol edilemeyen dışsal bir döviz kuru şoku ya da talep şoku ile olabilecektir. Son olarak, çalışmadan elde edilen bulgular içsel değişkenlerin olası farklı sıralamalarına ve

yine modele eklenmemiş muhtemel dışsal değişkenlerin varlığına karşı da oldukça tutarlı sonuçlar üretmektedir.

Kaynakça

- Aleem, Abdul and Amine Lahiani (2014), "Monetary Policy Credibility And Exchange Rate Pass-Through: Some Evidence from Emerging Countries", *Economic Modelling*, 43: 21-29.
- Belaisch, Agnes A. (2003), "Exchange Rate Pass-Through in Brasil", IMF Working Paper, WP/03/141, International Monetary Fund.
- Bhundia, Ashok (2002), "An Empirical Investigation of Exchange Rate Pass-Through in South Africa", IMF Working Paper, No. 02/165, International Monetary Fund.
- Billmeier, Andreas And Leo Bonato (2004), "Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy in Croatia", *Journal of Comparative Economics*, 32: 426-444.
- Campa, Jose Manuel and Linda S. Goldberg (2005), "Exchange Rate Pass-Through into Import Prices", *The Review of Economics and Statistics*, 87(4): 679-690.
- Campa, Jose, Linda S. Goldberg and Jose Gonzalez-Minguez (2005), "Exchange Rate Pass-Through to Import Prices in Euro Area", NBER Working Paper, No.11632, National Bureau of Economic Research.
- Ca' Zorzi, Michele, Elke Hahn and Marcelo Sanchez (2007), "Exchange Rate Pass-Through in Emerging Markets", ECB Working Paper No. 739, European Central Bank.
- 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: 427-431.
- Edwards, Sebastian (2006), "The Relationship Between Exchange Rates and Inflation Targeting Revisited", NBER Working Paper, No. 12163, Cambridge: Massachusetts, National Bureau of Economic Research.
- Faruqee, Hamid (2006), "Exchange Rate Pass-Through in the Euro Area," IMF Staff Papers, 53: 63-88.
- Feenstra, Robert C. (1989), "Symmetric Pass-Through of Tariffs and Exchange Rates under Imperfect Competition: An Empirical Test", *Journal of International Economics*, 27: 25-45.
- Hahn, Elke (2003), "Pass-Through of External Shocks to Euro Area Inflation", ECB Working Paper No. 243, European Central Bank.
- Hamilton, James D. (1994), *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- Ito, Takatoshi and Kiyotaka Sato (2008), "Exchange Rate Changes and Inflation in Post-Crisis Asian Economies: Vector Autoregression Analysis of the Exchange Rate Pass-Through", *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(7): 1407-1438.
- Jarque, Carlos M. and Anil K. Bera (1987), "A Test for Normality of Observations and Regression Residuals", *International Statistical Review*, 55 (2): 163-172.
- Jiang, Jiadan and David Kim (2013), "Exchange Rate Pass-Through to Inflation in China", *Economic Modelling*, 33: 900-912.
- Johansen, Soren (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-254.

- Johansen, Soren (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 59: 1551–1580.
- Kara, Hakan ve Fethi Ögünç (2008), "Inflation Targeting and Exchange Rate Pass-Through: The Turkish Experience", *Emerging Markets Finance & Trade*, 44(6), 52–66.
- Kara, Hakan ve Fethi Ögünç (2012), "Döviz Kuru ve İthalat Fiyatlarının Yurt İçi Fiyatlara Etkisi", *İktisat İşletme ve Finans*, 27(317): 9-28.
- Kaya, Harun (2018), "2001 Krizi Sonrası Türkiye'de Döviz Kuru ve Enflasyon İlişkisi: Döviz Kuru Geçiş Etkisinin VAR Analizi", *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 73(3): 841 - 865.
- McCarthy, Jonathan (2007), "Pass-through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies", *Eastern Economic Journal*, 33(4): 511-537.
- Newey, Whitney K. and Kenneth D. West (1987), "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, 55: 703–708.
- Olivei, Giovanni P. (2002), "Exchange Rates and the Prices of Manufacturing Products Imported into the United States", *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, First Quarter: 3–18.
- Phillips, Peter C. B. and Pierre Perron (1988), "Testing for A Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75: 335–346.
- Sims, Christopher A. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, 48: 1–48.
- Tümtürk, Oğuz (2017), "Türkiye'de Döviz Kurlarının Yurtiçi Fiyatlara Geçiş Etkisi ve Enflasyon Hedeflemesi", *Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 24 (3): 837-855.

Ekler

Tablo A1: Veri Seti

| Değişken | Tanım | Açıklama | Kaynak |
|----------|---|--|--------|
| TÜFE | Tüketici Fiyat Endeksi (2015=100) | Holt-Winters metodu ile mevsimsellikten arındırılmıştır. | FRED |
| GIDA | Gıda Fiyatları (2015=100) | Holt-Winters metodu ile mevsimsellikten arındırılmıştır | FRED |
| ENERJİ | Elektrik, Gaz ve Diğer Yakıt Fiyatları (2015=100) | Holt-Winters metodu ile mevsimsellikten arındırılmıştır | FRED |
| MOTOR | Motorlu Taşıtların Fiyatları (2015=100) | Holt-Winters metodu ile mevsimsellikten arındırılmıştır | FRED |
| MOBİLYA | Mobilya, Mefruşat ve Yer Döşemeleri (2015=100) | Holt-Winters metodu ile mevsimsellikten arındırılmıştır | FRED |
| BEYAZ | Beyaz Eşya ve Ev Aletleri (2015=100) | Holt-Winters metodu ile mevsimsellikten arındırılmıştır | FRED |
| ÜFE | Üretici Fiyat Endeksi (2015=100) | Holt-Winters metodu ile mevsimsellikten arındırılmıştır. | FRED |

| | | | |
|----------|--|--|---|
| İMALAT | İmalat Fiyatları (2015=100) | Holt-Winters metodu ile mevsimsellikten arındırılmıştır. | TCMB |
| MADEN | Madencilik ve Taş Ocakçılığı Sektörü Fiyatları (2015=100) | Holt-Winters metodu ile mevsimsellikten arındırılmıştır. | TCMB |
| ELEKTRİK | Elektrik, Gaz, Buhar ve İklimlendirme Üretimi ve Dağıtımı (2015=100) | Holt-Winters metodu ile mevsimsellikten arındırılmıştır. | TCMB |
| GAP | Üretim açığı | Sanayi üretim endeksine (2015=100) Hodrick- Prescott (HP) filter uygulanmış ve elde edilen konjoktörel bileşen (cyclical component) üretim açığı verisi olarak kullanılmıştır. | Sanayi üretim endeksi FRED'den indirilmiştir. |
| NEER | Nominal Efektif Döviz Kuru Endeksi (2015=100) | Mevsimsel etkilerden arındırılmış veri olarak indirilmiştir. | FRED |
| IR | Faiz Oranı | Interbank Call Rate | FRED |
| OIL | Petrol Fiyatları | Brent – Europe varil fiyatı. Holt-Winters metodu ile mevsimsellikten arındırılmıştır. | FRED |
| MS | Para Arzı | M3 para arzı verisi mevsimsel etkilerden arındırılmış olarak indirilmiştir. | FRED |
| WGDP | ABD Reel GSYİH Endeksi (2015=100) | Mevsimsel etkilerden arındırılmış olarak indirilmiştir. | FRED |
| IUS | Effective Federal Funds Rate | | FRED |

Tablo A2: Faiz Şokuna Karşılık TÜFE Tepkisi ve Elastikiyetler

| | Alt Sınır | Kümülatif Tepki (1) | Üst Sınır | Alt Sınır | Kümülatif Tepki (2) | Üst Sınır | Elastikiyetler (2/1) |
|------|-----------|---------------------|-----------|-----------|---------------------|-----------|----------------------|
| | IR | | | TUFÉ | | | |
| T=4 | 0,9194 | 1,4476 | 1,9758 | -0,0063 | -0,0009 | 0,0045 | -0,0006 |
| T=12 | 1,0942 | 1,5859 | 2,0776 | -0,0082 | -0,0020 | 0,0041 | -0,0012 |
| T=24 | 1,0938 | 1,5882 | 2,0826 | -0,0084 | -0,0021 | 0,0042 | -0,0013 |

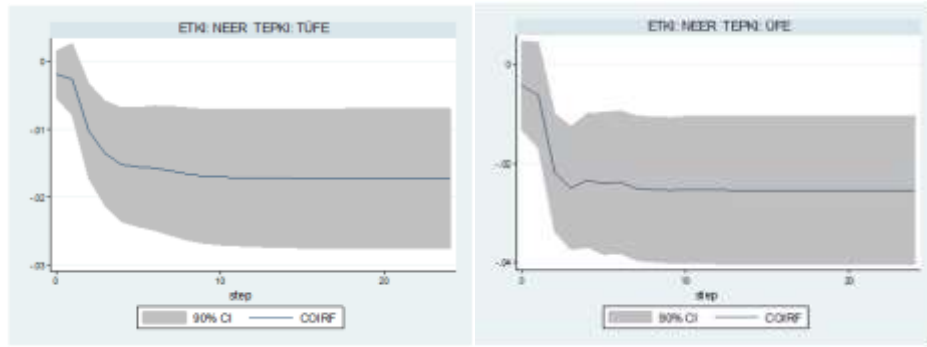
Not: Tablo, bir standart sapmalı bir faiz şokunun IR ve TUFÉ üzerindeki kümülatif etkisinin farklı periyotlardaki nokta tahminlerini ve buradan hesaplanan elastikiyet değerlerini vermektedir. Kalın karakterli değerler ise ilgili tepki nokta tahmininin %90 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade eder.

Tablo A3: Faiz Şokuna Karşılık ÜFE Tepkisi ve Elastikiyetler

| | Alt Sınır | Kümülatif Tepki (1) | Üst Sınır | Alt Sınır | Kümülatif Tepki (2) | Üst Sınır | Elastikiyetler (2/1) |
|------|-----------|---------------------|-----------|-----------|---------------------|-----------|----------------------|
| | İR | | | ÜFE | | | |
| T=4 | 0,8881 | 1,4726 | 2,0571 | -0,0111 | -0,0016 | 0,0077 | -0,0011 |
| T=12 | 0,9908 | 1,5805 | 2,1702 | -0,0106 | -0,0001 | 0,0103 | -0,00009 |
| T=24 | 0,9851 | 1,5791 | 2,1732 | -0,0107 | -0,0001 | 0,0104 | -0,00009 |

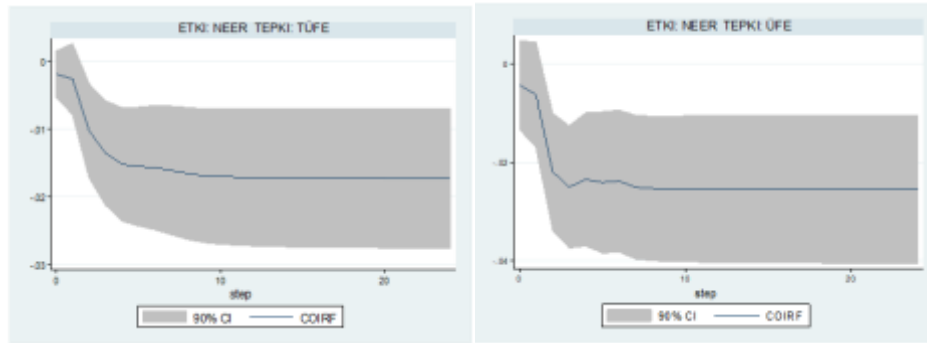
Not: Tablo, bir standart sapmalı bir faiz şokunun İR ve ÜFE üzerindeki kümülatif etkisinin farklı periyotlardaki nokta tahminlerini ve buradan hesaplanan elastikiyet değerlerini vermektedir. Kalın karakterli değerler ise ilgili tepki nokta tahmininin %90 düzeyinde anlamlı olduğunu ifade eder.

Grafik A1: Döviz Kuru Şoku ve İç Fiyatlar, Sıralama 1



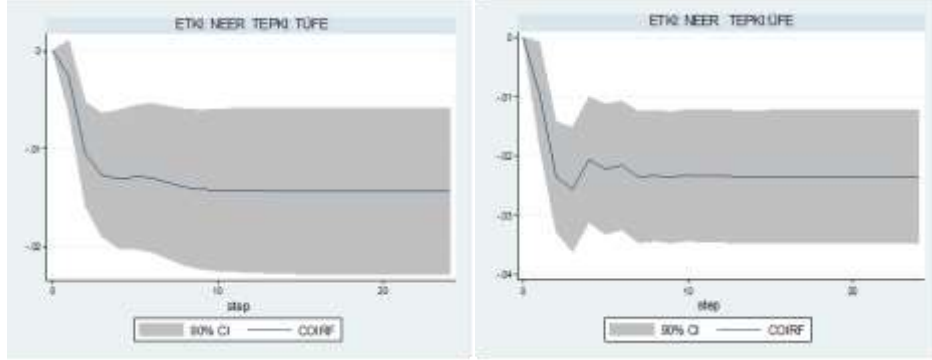
Not: Grafik, bir standart sapmalı NEER şokuna karşılık TÜFE ve ÜFE değişkenlerinin vermiş olduğu reaksiyonu göstermektedir. COIRF etrafındaki gri alan ise %90'lık güven aralığını ifade etmektedir. Değişkenlerin sıralaması Sıralama 1'e göre yapılmıştır.

Grafik A2: Döviz Kuru Şoku ve İç Fiyatlar, Sıralama 2



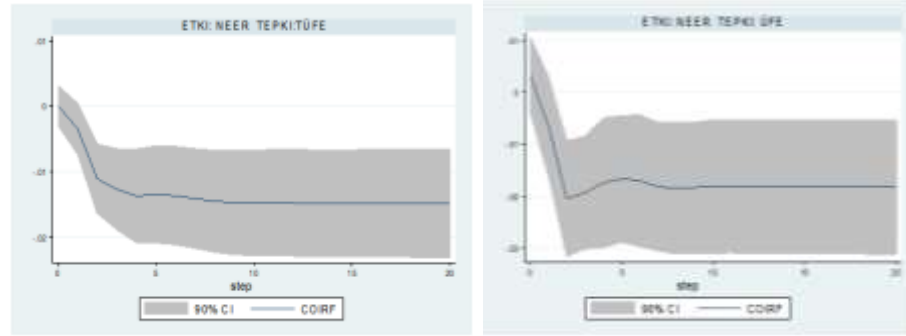
Not: Grafik, bir standart sapmalı NEER şokuna karşılık TÜFE ve ÜFE değişkenlerinin vermiş olduğu reaksiyonu göstermektedir. COIRF etrafındaki gri alan ise %90'lık güven aralığını ifade etmektedir. Değişkenlerin sıralaması Sıralama 2'ye göre yapılmıştır.

Grafik A3: Döviz Kuru Şoku ve İç Fiyatlar, Sıralama 3



Not: Grafik, bir standart sapmalı NEER şokuna karşılık TÜFE ve ÜFE değişkenlerinin vermiş olduğu reaksiyonu göstermektedir. COIRF etrafındaki gri alan ise %90'lık güven aralığını ifade etmektedir. Değişkenlerin sıralaması Sıralama 3'e göre yapılmıştır.

Grafik A4: Döviz Kuru Şoku ve İç Fiyatlar, Ek Dışsal Faktörler



Not: Grafik, bir standart sapmalı NEER şokuna karşılık TÜFE ve ÜFE değişkenlerinin reaksiyonlarını göstermektedir. İlgili VAR (1) modeline, FED faiz oranları ve ABD Reel GSYİH rakamları dışsal olarak eklenmiştir. COIRF etrafındaki gri alan ise %90'lık güven aralığını ifade etmektedir.