

Türkiye’de Uygulanan Para Politikaları Kapsamında Fedakârlık Oranının Tahmin Edilmesi*

Burhan DOĞAN^a
Anadolu Üniversitesi

Burak KILIÇOĞLU^b
Anadolu Üniversitesi

Öz

Başarılı bir para politikası yönetimi çerçevesinde merkez bankalarının, uygulanan para politikasının bütün etkilerini önceden tahmin edebilmesi gerekmektedir. Çağdaş merkez bankacılığının temel amacı olan fiyat istikrarının sağlanması ve sürdürülmesi, bugün Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankasının da temel amacıdır. Literatürde, özellikle 2008 finansal krizinden sonra fiyat istikrarının sağlanmasının yanında, dezenflasyon politikaları maliyetlerinin tartışılması hız kazanmıştır. Buna göre dezenflasyon politikaları toplam çıktı düzeyini istikrarsızlaştırmakta ve toplam üretimde bir kayba neden olarak işsizlik oranlarını arttırmaktadır. Bu çalışmanın amacı, Türkiye’de dezenflasyon politikası döneminde toplam çıktı miktarında bir kayıp olup olmadığını ölçmektir. Tahmin; 2005M01-2013M12 dönemleri, aylık bazda tüfe ve sanayi üretim endeksi serileri kullanılarak, yapısal VAR (SVAR) modeliyle yapılmıştır. Tahmin sonucunda, teorik beklentileri destekler biçimde Türkiye’de dezenflasyon sürecinde enflasyon oranı ile sanayi üretim endeksi arasında anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Bir parasal şok karşısında enflasyondaki bir puanlık düşüşün, bir yıllık üretimde kümülatif olarak 0,88 puan azalmaya neden olduğu tahmin edilmektedir.

Anahtar Kelimeler:

Para Politikası; Enflasyon; Fedakarlık Oranı; Yapısal VAR

Yüksek enflasyon dönemlerinin, üretim sürecini yavaşlattığının biliniyor olmasının yanı sıra; mevcut ampirik çalışmalar, düşük enflasyon politikalarının da ekonomik maliyetlerinin olduğunu, dezenflasyon dönemlerinin ekonomik durgunluğu da beraberinde getirdiğini başarılı bir şekilde ortaya koymuştur (Gordon 1982; Ball, 1994; Cecchetti ve Rich, 2001). Bu anlamda fedakârlık oranı, düşük enflasyona geçiş dönemlerinde, kümülatif kayıpların belirlenmesi anlamında önemli bir gösterge olarak kabul görmektedir. Geleneksel Phillips eğrisi, ücretler (ve fiyatlar) ve işsizlik oranı arasındaki negatif yönlü ve istikrarlı ilişkiyi ifade etmektedir. Avrupa ve Amerika’da yaşanan dezenflasyon süreçlerinde de, enflasyonu düşürme sürecinde yaşanan deneyimler, bu ilişkiyi doğrular niteliktedir. Bunun sonucu olarak da enflasyonu düşürme çabasının üretimi düşürerek enflasyonu artıracağı yönündeki inanış genel kabul

görmeye başlamıştır. Enflasyon oranında %1’lik bir düşüşün üretimde (ve işsizlik oranında) neden olduğu etkiye Fedakârlık Oranı (Sacrifice Ratio) denilmektedir (Mankiw, 2010: 396).

Fedakârlık oranı genel olarak, hem teorik hem de ampirik çalışmalar bağlamında, işgücü piyasasındaki fiyat katılıklarına bağlanmıştır (Teorik bakış açısı anlamında Gordon, 1982; Mankiw, 1990. Ampirik çalışmalar anlamında Ball, 1994; Jordan, 1997; Durham, 2002; Diana ve Sidiropoulos, 2004; Zhang, 2005; Coffinet, 2006). Genelde dezenflasyon dönemlerinde ortaya çıkacak olan maliyetlerin ölçümünde ise “Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi” bağıntısı kullanılmaktadır ve genel olarak ekoller arası farklılıkların belirleyicisi, beklentilerin formasyonu konusunda ortaya çıkmaktadır. Genel kanı, bir dezenflasyon sürecinin üretim ve işsizlik oranlarında bir etki yaratacağı sonucu olmasının yanında; bu

^a Sorumlu Yazar: Burhan DOĞAN, Yrd. Doç. Dr., Anadolu Üniversitesi, İkt. ve İdari Bilimler Fakültesi, burhand@anadolu.edu.tr

^b Burak KILIÇOĞLU, Bilim Uzmanı, Anadolu Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, kilicoglu.b@gmail.com

* Bu makale, birinci yazarın danışmanlığında ikinci yazar tarafından gerçekleştirilen yüksek lisans tezinden türetilmiştir.

dönemlerde güvenilir ve bağımsız bir merkez bankasının, “güvenilirlik primi” yaratarak ortaya çıkacak olan fedakârlık oranını azaltabileceği şeklindedir. Fakat bu durum kesin olmamakla birlikte ekonominin içinde bulunduğu durumla da doğrudan ilişkilidir (Neumann, 1991: 109).

İşgücü piyasasındaki katılıklar –nominal ücret katılıklarının ölçümü- genel anlamda fedakârlık oranı tahmini için kullanılan enstürmanlardan biri olarak kabul görmez. Bu iki kavram arasındaki ilişkinin tahmini birçok metodolojik zorluğu beraberinde getirmektedir. Teorik anlamda iki önemli argüman gerekmektedir. İlk olarak, ücretlerin belirlenmesi mekanizması yoluyla, ücret piyasasında fiyat katılıkları oluşur ve dezenflasyon dönemlerinde, ekonominin kendini bu katılıktan dolayı esnek biçimde ayarlayamaması, fedakârlık oranının nispeten artmasına yol açar. Gordon (1982), 1960-1980 dönemlerinde Amerika ve Japonya’da fedakârlık oranının yüksek olmasını bu nedene bağlamıştır. İkinci olarak, aksine, kısa dönemde paranın yansız olmadığı ve fiyatlar genel seviyesinin ücretlerden daha hızlı artacağı ileri sürülmüştür (Mankiw, 1990). Bu yüzden, ücret belirleme mekanizmaları, enflasyonla mücadele dönemlerinde fedakârlık oranı üzerinde ancak ikincil bir rol oynayabilir.

Literatür

Ampirik çalışmaların yürütülmesi anlamında, fedakârlık oranının tahmin edilmesi için iki farklı yöntem öne çıkmıştır. İlk olarak, dezenflasyon sürecinin geçici farklı dönemlerinin belirlenmesine dayanan (Ball, 1994; Durham, 2002; Daniels ve diğerleri 2004; Zhang, 2005; Coffinet, 2006) yöntem ve ikinci olarak yapısal VAR modelinin kullanılmasıdır (Cecchetti ve Rich, 2001). Haan, Knot ve Sturm (1993), dezenflasyon döneminin maliyetlerinin minimizasyonu konusunda yaptıkları çalışmada, gerek sabit döviz kuru sistemi, gerekse bağımsız bir merkez bankasının varlığı dezenflasyon dönemlerini maliyetsiz kılmamıştır. Ancak sabit döviz kuru sisteminin nispeten daha başarılı olduğu savunulmuştur.

Ball (1994) tarafından geliştirilen, dezenflasyon dönemlerinin farklı kısımlarının tanımlanması ve bu dönemler için fedakârlık oranının ayrı ayrı hesaplanması metodu, birkaç yönden eleştirilmektedir. İlk olarak, farklı kısımların başlangıç ve bitiş dönemlerinin belirlenmesi sürecinde fedakârlık oranı oldukça hassas bir yapı sergilemektedir. Bunun yanı sıra, her kısım için potansiyel büyüme oranının hesaplanması için ortaya atılan öneriler karışık sonuçlar doğurmuştur. Ayrıca parasal şokları merkezine alan bu yöntem, olası arz ve talep şoklarını dışsal bırakmıştır.

Pickering ve Valle (2011), globalleşme sürecinin fedakârlık oranı üzerindeki etkisini inceledikleri çalışmada, 38 ülke için 1981-1998 dönemlerini incelemiş, Romer’ı (1993) destekler biçimde; global ticaretin artmasının fedakârlık oranının üzerindeki etkisinin nispeten daha fazla olduğu sonucuna varılmıştır. Dramani ve Thiam (2012), WAEMU³ ülkeleri için yapısal VAR metodu kullanarak fedakârlık oranı hesaplamış ve bu ülkeler için koordine para ve maliye politikalarının izlenmesinin, fedakârlık oranı üzerinde olumlu bir etkisi olduğu sonucuna varılmıştır. Badinger ve Nindl (2012), 118 ülke için 1966-2007 yılları arasında Jordan’ın (1997) yöntemini kullanarak globalleşme, enflasyon ve fedakârlık oranı ilişkisini sorgulamışlardır. Globalleşme sürecinin hem enflasyon oranlarını, hem de fedakârlık oranlarını arttırdığı sonucuna varılmıştır. Chevapatrakul ve Paez-farrell (2013), OECD ülkeleri Quantile regresyon metodunu kullanarak, fedakârlık oranını belirleyen değişkenlerin neler olduğunu sorgulamışlardır. Sonuç olarak bu değişkenlerin, standart yaklaşımlarla belirlenemeyecek asimetric ilişkili değişkenler olduğu sonucuna varılmıştır. Dholokia (2014), Hindistan ekonomisi için dinamik arz ve talepteki kaymalardan yola çıkarak fedakârlık oranı hesaplamıştır.

Kesriyeli ve Yalçın (1998), üçer aylık veriler kullanarak Türkiye için 1987-1998 dönemini incelemiştir. İki aşamalı EKK yöntemiyle tahmin edilen modelde, geçmişe yönelik enflasyon farkında bir birimlik artış, nominal faiz oranında 0,8 birimlik artışa neden olurken; üretim açığındaki bir birimlik artış nominal faiz oranında 6,9 birimlik artışa sebep olduğu tahmin

³ WAEMU: West African Economic and Monetary Union.

edilmiştir. İleriye yönelik beklentilerle yapılan tahminde ise enflasyon ve üretim açığı değişkenlerini istatistiksel olarak anlamsız bulmuşlardır. Bu durum, Türkiye’de beklentilerin geçmişe yönelik şekillendiği ve Türkiye’de yüksek ve kronik enflasyon ortamında faiz oranlarının fiyat istikrarını sağlama aracı olarak kullanılmayacağı sonucuna varmışlardır.

Tunay (2003), 1986:4-2001:3 çeyreklik dönemler, reel GSMH ve TEFE endeks verileriyle, SVAR yöntemini kullanarak fedakârlık oranı tahmin etmiştir. Sonuç olarak Türkiye’de çok niteliğindeki bir para politikası kararının bir yıllık reel GSMH’da kümülatif olarak %0.25’lik bir kayba neden olduğu tahmin edilmiştir.

Ongan (2004), 1988-2003 dönemini EKK yöntemiyle Taylor kuralını incelemiştir. Yazar çalışmada kısa dönem nominal faiz oranının belli bir kurala göre hareket ettiği sonucuna varmıştır. Üretim açığı ile nominal faiz hadleri arasında istatistiksel olarak anlamlı bir sonuç bulunmamıştır. Yazgan ve Yılmazkuday (2007), İsrail ile Türkiye’yi geliştirmekte olan ülkeler kapsamında ele alarak ileriye dönük para politikası kuralı tahmin etmişlerdir. Türkiye için 2001-2004, İsrail için ise 1999-2002 dönemi aylık verileri GMM yöntemi ile analiz edilmiştir. Yapılan tahminde, her iki ülke için de merkez bankası davranışları Taylor kuralı çerçevesinde oldukça iyi açıklanabiliyor olmasının yanında, İsrail’e kıyasla Türkiye’de faiz oranlarının enflasyon hedeflemelerindeki sapma ve çıktı açığına duyarlılığı daha fazla olduğu ortaya konmuştur. Çağlayan (2005), 1990:03-2004:12 dönemine ait verileri Multinomial Logit modeliyle ele almıştır. Çalışmada çıktı açığının faiz oranları üzerinde anlamlı bir etkisi olmadığı sonucuna varılmıştır.

Kaytancı (2005), 1990:1-2003:4 arası dönemde TCMB’nin reaksiyon fonksiyonunu üçer aylık verilerle VAR modeli aracılığıyla tahmin etmiştir. Çalışmada, üretim açığı, enflasyon açığı, döviz kuru ve gecikmeli gecelik faiz oranına etki eden bir şoka gecelik faiz oranının tepkisi anlamsız olarak tahmin edilmiştir. Kaya (2006), 1995:01-2005:09 dönemini üç ayrı dönem halinde (1995:01-1999:11; 2001:09-2005:09; 2003:01-2005:09) EKK yöntemi ile ele almıştır. Yapılan çalışma, TCMB’nin basit bir Taylor kuramı yerine, enflasyon oranının yanı sıra reel döviz kurunu ve cari işlemler açığını da gözeten farklılaştırılmış bir politika kuralı

izlemiş olabileceğini ortaya koymuştur. Zortuk (2007), Taylor kuralının işleyişini Bounds testi yardımıyla 2001:08-2006:12 dönemlerini aylık verilerle analiz etmiştir. İncelenen dönem için hedeflenen enflasyondan, potansiyel üretim düzeyinden ve döviz kurlarından sapmanın kısa vadeli faiz oranları üzerinde anlamlı bir şekilde etkili olduğu tahmin edilmiştir. Çıktı açığı istatistiksel olarak anlamlı ve faiz oranları üzerinde çok az etkili olduğu sonucuna varılmıştır.

Aklan ve Nargeleçekenler (2008), 2002-2006 arası aylık verilerle TCMB’nin geriye dönük reaksiyon fonksiyonunu GMM yöntemiyle tahmin etmişlerdir. Tahmin edilen faiz reaksiyonu fonksiyonu, sadece enflasyon sapmasına göre değişim göstermemekte, üretim sapması ve kur değişimlerinden de etkilenmektedir. Yapraklı (2007), 2001:8-2006:12 dönemi aylık verileriyle Türkiye’de para politikası kuralının geçerliliğini test etmiştir. Yapılan çalışma sonucunda, kısa dönem faiz oranı üzerinde enflasyon ve üretim açığının anlamlı bir etkisi ve döviz kurunun etkisinin anlamsız olduğu sonucuna varılmıştır. Türkiye’de temel ve açık ekonomi para politikasının geçerli olduğu ve enflasyon hedeflemesi stratejisi çerçevesinde kısa dönemli faiz oranlarının kullanıldığı politikaların etkili olacağı sonucuna varılmıştır. Çağlayan ve Astar (2010), enflasyon hedeflemesi stratejisine geçen ülkelerde Taylor kuralının uygulanıp uygulanmadığını ortaya koymak amacıyla 22 ülkenin verileri üzerinden, Multinomial Logit modelleri kullanılarak tahmin etmeye çalışmıştır. Tahminde İzlanda, Endonezya, Filipinler ve İsviçre için yapılan tahminler anlamsız sonuç vermiştir. Geliştirmekte olan ülkeler için fiyat istikrarını sağlamada politika aracı olarak yalnızca faiz oranlarının kullanılmasının yeterli olmayacağı sonucuna varılmıştır.

Ekonometrik Model

SVAR yöntemi, para politikalarının üretim ve fiyatlar üzerindeki etkisini analiz etmede oldukça popüler bir yöntemdir. SVAR, iktisat kuramını temel alan koşullarıyla dinamik eşanlı denklem modelleri olarak

görülebilmektedir. SVAR, bir yapısal şoklar setiyle⁴, bir değişimdeki gözlenmiş hareketler arasında bağlantı kurar. Bu yenilikler, iktisadi açıklamaları olan işaretleri esas alır. Bu modellerin varsayımlarının formüle edilmesinde, para politikası şoku olarak ele alınan yapısal yeniliklerin açıklanabilmesini sağladığından, para politikasının üretim ve enflasyon üzerindeki etkisini değerlendirmekte ve dolayısıyla fedakârlık oranının ölçümünde oldukça cazip bir yöntemdir (Cecchetti ve Rich, 2001: 417-418).

SVAR yöntemi, bir sistematik ve bir de tesadüfi bileşen yoluyla para politikasını ayrıştırmaktadır. Sistematik bileşen, bir reaksiyon fonksiyonu olarak anahtar bir ekonomik değişkenler setindeki hareketlere para otoritesinin zaman içindeki tepkisini tanımlar. Tesadüfi bileşen ise, reaksiyon fonksiyonunca açıklanamayan ve 'para politikası şokları' olarak adlandırılan para otoritesinin kısmi tepkilerini belirtmektedir. Para politikası şokları analizin odağını oluşturur ve sonuçta para politikasının üretim ve fiyatlar üzerindeki sayısal etkisini belirleme olanağı sağlar (Tunay, 2003: 4).

Cecchetti ve Rich (2001) tarafından geliştirilen bu yöntemde göre:

$$(1 - L)y_t = \Delta y_t = b_{12}^0 \Delta \pi_t + \sum_{i=1}^n b_{11}^i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^n b_{12}^i \Delta \pi_{t-i} + \epsilon_t^y \quad (1)$$

$$(1 - L)\pi_t = \Delta \pi_t = b_{21}^0 \Delta y_t + \sum_{i=1}^n b_{21}^i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^n b_{22}^i \Delta \pi_{t-i} + \epsilon_t^\pi \quad (2)$$

1 ve 2 nolu eşitliklerde; y_t , (t) dönemindeki üretimin logaritmasını; $\Delta \pi_t$, (t) ve (t-1) dönemleri arasındaki enflasyon oranı ve $\epsilon_t = [\epsilon_t^y, \epsilon_t^\pi]$ toplam arz (ϵ_t^y) ve toplam talep (ϵ_t^π) şoklarını içeren bir vektör yenilik (vector innovation) sürecidir. ϵ_t 'nin ortalamasının sıfır ve tüm t dönemleri için $E[\epsilon_t \epsilon_t'] = \Omega$ kovaryans matrisi ile seri olarak ilişkisiz olduğu varsayılmıştır.

Burada dikkat edilmesi gereken husus, zaman içinde üretim ve enflasyon üzerindeki yapısal şokların etkisidir. Bu büyüklükler değerlendirilirken, yapısal şoklara sistemin etki-tepkileri, 1 ve 2 nolu eşitliklerin vektör hareketli ortalamasından görülebilir.

$$(1 - L)y_t = A_{11}(L) \epsilon_{t-i}^y + A(L) \epsilon_{t-i}^\pi \quad (3)$$

$$= \sum_{i=0}^{\infty} a_{11}^i \epsilon_{t-i}^y + \sum_{i=0}^{\infty} a_{12}^i \epsilon_{t-i}^\pi$$

$$(1 - L)\pi_t = A_{21}(L) \epsilon_{t-i}^y + A(L) \epsilon_{t-i}^\pi \quad (4)$$

$$= \sum_{i=0}^{\infty} a_{21}^i \epsilon_{t-i}^y + \sum_{i=0}^{\infty} a_{22}^i \epsilon_{t-i}^\pi$$

3 ve 4 nolu eşitliklerde; $A_{ij}(L)$, L gecikme işlemcisindeki bir polinomdur. Eğer başlangıçta para politikasındaki değişimleri tanımlamakta toplam talep şoklarını kullanmışsak, o halde 3 ve 4 nolu eşitlikler üretim ve enflasyon üzerinde bir para politikası şokunun bir dinamik etkisini belirlememizde uygun temel bir gösterimdir. Böylece fedakârlık oranı, 3 ve 4 nolu eşitliklerden türeyen yapısal etki-tepki fonksiyonları temel alınarak tahmin edilebilir. $A_{22}(L)$ 'deki katsayıların toplamı bir para politikası şokunun enflasyon düzeyi üzerindeki etkisini ölçmektedir. Bunun yanında, fedakârlık oranı üretim üzerinde tesadüfi bir para politikası şokundan kaynaklanan kümülatif etkiyi belirlemeyi gerektirir. Bu kümülatif etkinin toplamı, $A_{12}(L)$ 'deki katsayıların bir fonksiyonu biçiminde ifade edilebilir. Bütün bu etkiler birlikte ele alınırsa, para politikası şokunun -üretim ve enflasyon oranı üzerindeki- nispi etkisine; yani fedakârlık oranına ulaşılır. O halde fedakârlık oranı, (ζ) zaman ufkunda, yukarıda tanımlanan etkilerin oranlanmasıyla hesaplanır:

$$S_{\epsilon^\pi}(\zeta) = \frac{\sum_{j=0}^{\zeta} \left(\frac{\delta y_{t+j}}{\delta \epsilon_t^\pi} \right)}{\left(\frac{\delta \pi_{t+\zeta}}{\delta \epsilon_t^\pi} \right)} = \frac{(\sum_{i=0}^{\zeta} a_{12}^i) + (\sum_{i=0}^{\zeta-1} a_{12}^i) + \dots + (\sum_{i=0}^{\zeta} a_{12}^i)}{(\sum_{i=0}^{\zeta} a_{22}^i)} \quad (5)$$

$$= \frac{(\sum_{i=0}^{\zeta} \sum_{j=0}^i a_{12}^j)}{(\sum_{i=0}^{\zeta} a_{22}^i)}$$

Buna göre t döneminde enflasyonu düşürecek bir parasal stratejiyi gerçekleştirebilmek için, fedakârlık oranının pay kısmı, 'i=0'dan 'i= ζ 'ye kadar dönemlerin kümülatif üretim kayıplarını ölçerken; payda kısmı, ' ζ '

⁴ İngilizce 'Innovations' olarak anılan bu kavram, 'yenilik' olarak adlandırılacaktır.

dönem sonra enflasyon düzeyindeki farktır. 5 nolu eşitlikte, fedakârlık oranının pay kısmı, üretimdeki değişmelerin toplamı olarak hesaplanmaktadır.

Cecchetti ve Rich (2001) ve Blanchard ve Quah (1989), üretim düzeyi üzerinde toplam talep şoklarının sürekli bir etkisi olmadığı varsayımı altında analizlerini gerçekleştirmişlerdir. Buna göre:

$$A_{12}(\mu) = \sum_{i=0}^{\infty} a_{12}^i = 0$$

Yukarıda açıkladığımız yöntem, tahmin gücü oldukça yüksek sonuçlar vermesinin yanı sıra, bu tür bir modelleme fedakârlık oranı tahmininde yanıltıcı da olabilmektedir. Bu tür bir modellemede tahmin edilen şok, para politikasının yanı sıra; tüketim, yatırım fonksiyonlarındaki ve kamu harcamalarındaki değişimlerin etkilerine karşı korumasızdır. Bu sebeple Cecchetti ve Rich (1999), Shapiro ve Watson’ın (1988) geliştirdiği üç değişkenli ve Galı’nın (1992) geliştirdiği dört değişkenli modellerin SVAR modellerini tahmin ederek alternatif fedakârlık oranları belirlemişlerdir. Cecchetti ve Rich’in bulguları, Shapiro ve Watson’un bulgularından çok farklı sonuçlar vermese de; Galı’nın geliştirdiği dört değişkenli modelden önemli ölçüde farklılık gösterdiği saptanmıştır (Tunay, 2003: 167).

Fedakârlık oranının hesabı, toplam talep şokları üzerinde uzun dönem sınırlandırmalar için ufkun belirlenmesini ve para politikası şokuna üretim ve enflasyonun dinamik tepkisinin buna göre hesaplanmasını gerektirmektedir. Yöntem olarak izlenen Cecchetti ve Rich’in (1999) çalışmasında toplam talep şoklarının yirmi yıl sonra tamamen sona erdiği varsayılmakta ve para politikasındaki bir değişikliğe üretim ve enflasyonun tepkisinin beş yılda meydana geleceği temel alınarak fedakârlık oranı tahmin edilmiştir. Analizin zaman ufku, ele alınan ülkenin dinamikleri hesaba katılarak yapılan varsayımlarla araştırmacı tarafından belirlenir. Türkiye örneğinde bu sürenin daha kısa olduğu varsayımı ile araştırma, yirmi aylık bir zaman ufkunda yapılmıştır.

Yapısal VAR uygulamadan önce, zaman serilerinin durağan olup olmadıklarını belirlemek amacıyla birim kök testi uygulanmıştır. Daha sonrasında ise durağan olmayan değişkenlerin doğrusal kombinasyonlarının

uzun dönemde durağanlığını sınamak için eşbütünlük testi uygulanmıştır.

Tahmin Sonuçları

Çalışmada, 2005:M1 ve 2013:M12 dönemine ait aylık bazda veriler kullanılmıştır. Kullanılan veriler, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden elde edilen Tüfe ve Sanayi Üretim Endeksidir. Değişim tekniği sabit ve orjinal gözlem olarak elde edilmiştir. Çalışma, E-Views 7.0 kullanılarak yapılmıştır.

Birim kök testi sonuçları

Sanayi üretim endeksinin logaritması alınmış ve Tramo/Seats yöntemi kullanılarak mevsimsel olarak arındırılmıştır. Böylelikle sanayi üretim endeksi (Uret0) ve tüfe (Enf0) serileri elde edilmiştir. Modelde bulunan Uret0 ve Enf0 serileri için yapılan birim kök testi sınaması sonucunda, Enf0 serisi düzeyinde durağanken; Uret0 serisinin düzeyinde durağan olmadığı, birim kök içerdiği gözlenmiştir (Tablo 1).

Tablo 1. Düzey Değerler için ADF Test Sonuçları

DEĞİŞKENLER	KRİTİK DEĞERLER			ADF (t) ADF (Prob)	GECİKME UZUNLUĞU
	%1 Anlam Düzeyi	%5 Anlam Düzeyi	%10 Anlam Düzeyi		
Uret0 (intercept)	-3.4937	-2.8892	-2.5815	-1.1816 0.6803	2
Uret0 (trend and intercept)	-4.0469	-3.4527	-3.1519	-3.9146 0.0147	1
Enf0 (intercept)	-3.4925	-2.8886	-2.5813	-9.0773 0.0000	0
Enf0 (trend and intercept)	-4.0460	-3.4523	-3.1516	-9.1075 0.0000	0

Uret0 serisinin birinci farkı alındığında, serinin durağan hale geldiği gözlemlenmiştir (Tablo 2). Düzey enf serisinde, R² değerinin daha düşük olması ve Enf0 serisinin birinci farkında R² değerinin daha yüksek olması nedeniyle çalışmada Enf0 serisinin birinci farkı alınmış hali kullanılmıştır. Gecikme uzunluğu Schwarz Bilgi Kriteri kullanılarak belirlenmiştir.

Çalışmanın bundan sonraki kısmında daha yalın olması sebebiyle ΔEnf0 serisi Enf olarak; ΔUret0 serisi de Uret olarak adlandırılacaktır. Yapılan kriter testleri de göz önünde bulundurularak, uygun gecikme uzunluğu 19 olarak belirlenmiştir.

Tablo 2. Birinci Fark Değerleri için ADF Test Sonuçları

DEĞİŞKENLER	KRİTİK DEĞERLER			ADF (t) ADF (Prob)	GECİKME UZUNLUĞU
	%1 Anlam Düzeyi	%5 Anlam Düzeyi	%10 Anlam Düzeyi		
$\Delta Uret_0$ (intercept)	-3.4937	-2.8892	-2.5815	-11.3717 0.0000	1
$\Delta Uret_0$ (trend and intercept)	-4.0477	-3.4531	-3.1521	-11.3443 0.0000	1
ΔEnf_0 (intercept)	-3.4950	-2.8897	-2.5818	-8.7808 0.0000	3
ΔEnf_0 (trend and intercept)	-4.0495	-3.4540	-3.1526	-8.7419 0.0000	3

Uret₀ serisinin birinci farkı alındığında, serinin durağan hale geldiği gözlemlenmiştir (Tablo 2). Düzey enf serisinde, R² değerinin daha düşük olması ve Enf₀ serisinin birinci farkında R² değerinin daha yüksek olması nedeniyle çalışmada Enf₀ serisinin birinci farkı alınmış hali kullanılmıştır. Gecikme uzunluğu Schwarz Bilgi Kriteri kullanılarak belirlenmiştir. Çalışmanın bundan sonraki kısmında daha yalın olması sebebiyle ΔEnf_0 serisi Enf olarak; $\Delta Uret_0$ serisi de Uret olarak adlandırılacaktır. Yapılan kriter testleri de göz önünde

bulundurularak, uygun gecikme uzunluğu 19 olarak belirlenmiştir.

Eşbütünleşme testi

Uygun gecikme uzunluğu sayısı belirlendikten sonra, serilerin uzun dönemli ilişkilerini incelemek amacıyla Johansen Eşbütünleşme Testi uygulanır. Tablo 3, test sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 3 üst panelde İz istatistiği (Trace İstatistiği) ve alt panelde Max-Eigen istatistiğine göre, bu iki seri arasında bir adet eşbütünleşik ilişki tespit edilmiştir. Buna göre enf ve uret serileri arasında bir adet eşbütünleşme vektörü bulunmaktadır; yani seriler uzun dönemde bir denge değerine birlikte hareket etmektedir.

SVAR modeli tahmin sonuçları

Tablo 4, tahmin edilen SVAR modelinin sonuçlarını göstermektedir. Bu tabloya göre, tasarlanan sistem, 1

Tablo 3. Eşbütünleşme Testi Sonuçları

HİPOTEZLER	ÖZDEĞER	İZ İSTATİSTİĞİ	0.05 KRİTİK DEĞER	PROB DEĞERİ**
YOK*	0.314520	33.82121	12.32090	0.0000
EN FAZLA 1	0.011053	0.966924	4.129906	0.3773

İz istatistiği 0.05 düzeyinde 1 adet koentegrasyon tespit etti.
*0.05 düzeyinde hipotezin red edildiğini belirtir.
**MacKinnon-Haug-Michelis(1999) p değeri.

HİPOTEZLER	ÖZDEĞER	MAX-EIGEN İSTATİSTİĞİ	0.05 KRİTİK DEĞER	PROB DEĞERİ**
YOK*	0.314520	32.85428	11.22480	0.0000
EN FAZLA 1	0.011053	0.966924	4.129906	0.3773

Max-Eigenvalue istatistiği 0.05 düzeyinde 1 adet koentegrasyon tespit etti.
*0.05 düzeyinde hipotezin red edildiğini belirtir.
**MacKinnon-Haug-Michelis(1999) p değeri.

Tablo 4. SVAR Tahmin Sonuçları

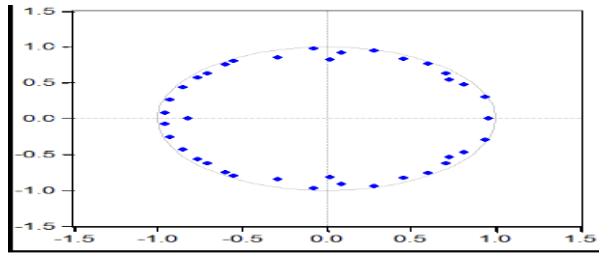
C(1)		0		
C(2)		C(3)		
	COEFFICIENT	STD. ERROR	z-STATISTIC	PROB
C(1)	0.030053	0.002265	13.26650	0.0000
C(2)	0.000217	3.67E-0.5	5.900019	0.0000
C(3)	0.000308	3.32E-0.5	13.26650	0.0000
Log Likelihood: 510.0856				
Estimated A Matrix				
1.000000		0.000000		
0.000000		1.000000		
Estimated B Matrix				
0.033731		0.010481		
-0.001384		0.004844		

numaralı eşitlikle aynı sayıda parametre içerdiği için tanımlıdır (Just Identified). Hesaplanan uzun dönem şoklar; sıfır hipotezi değişkenlerin anlamsızlığını ifade ediyorken, olasılık değerlerinin 0.05 anlam düzeyinden küçük olması sebebiyle sıfır hipotezi red edilir. Buna göre sistem, istatistiki olarak anlamlıdır.

Özdeğer sınaması

Modelin tahmin edilmesinin ardından hata terimlerine ait testlerin yapılması ve tahmin edilen modelin stabil bir yapı gösterip göstermediğinin test edilmesi gerekmektedir. Modelin istikrarlı olup olmadığı ise, katsayı matrisinin özdeğerlerine (Eigenvalue) bağlıdır. Eğer katsayı matrisinin özdeğerlerinin tamamı birim çemberin içindeyse, sistem istikrarlıdır (Hendry ve Juselius, 2000: 10). Grafik 1, özdeğerleri ve birim çemberi göstermekte, bütün özdeğerlerin birim çemberin içinde olduğu gözlenmektedir. Buna göre kurulan sistem, istikrarlıdır.

Grafik 1. Özdeğer Grafiği



Otokorelasyon sınaması

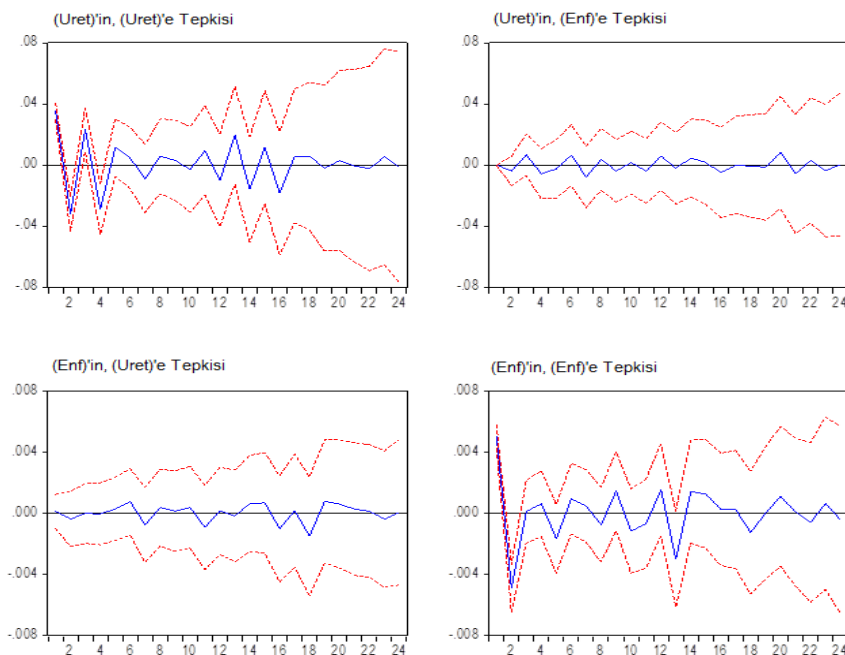
Modelin yapısal anlamda bir sorun içerip içermediğini görebilmek amacıyla otokorelasyon olup olmadığının sınaması gerekir. Burada sıfır hipotezi, belirlenen gecikme uzunluğunda otokorelasyon olmadığı yönündedir. Olasılık değerlerinin her biri, 0.05 anlam düzeyinden yüksek olduğu için sıfır hipotezi kabul edilir. Bu sonuca göre modelde otokorelasyon yoktur.

Etki-Tepki fonksiyonları

Etki-Tepki fonksiyonları, VAR modeline dahil edilen ve her biri model açısından içsel kabul edilen değişkenlerin her birinde meydana gelecek bir standart sapmalılık şokun diğer değişkenler üzerindeki etkilerini belirlememize olanak tanır. Kullanılan her bir değişken için tanımlanan etki-tepki fonksiyon grafikleri Grafik 2’deki gibidir. Modellerin tahmininde kullanılan Cholesky sıralaması ise şekillerin başlarında yer almaktadır. Her bir şokun yaratacağı değişikliğe ilişkin gösterimlere ± 2 standart hatalık bantlar da ilave edilmiştir.

Tabloda ikinci sütunun ilk satırında, Enf' deki bir standart sapmalılık şok karşısında $Uret$ 'in göstereceği tepki betimlenmiştir. Buna göre $Uret$, yani sanayi üretimi enflasyon karşısında testere dişi formunda bir tepki grafiği ortaya koymaktadır. Dördüncü ve altıncı;

Grafik 2. Etki-Tepki Fonksiyonları Grafikleri



onyedinci ve ondokuncu aylar arası hariç olmak üzere her iki ay arası, bir önceki iki ay arasındaki yönünün tersine hareket etmektedir.

Fedakârlık oranının hesaplanması

Ekler kısmında Ek 4, belirlenen zaman ufku için tahmin edilen etki-tepki fonksiyonlarını bir tablo halinde sunmaktadır. 3 numaralı eşitlik çerçevesinde, tahmin edilen fonksiyon değerlerinin toplamı alınmıştır. Yine 3 numaralı eşitlik çerçevesinde, Tablo 5, Türkiye için hesaplanan fedakârlık oranını göstermektedir. Tablodan da görüleceği üzere, tahmin edilen oran kuramsal açıdan doğru işaretlidir.

Tablo 5. Tahmin Edilen Fedakârlık Oranının Hesaplanması

$S_{\infty}(\zeta) = \frac{(\sum_{i=0}^{\zeta} \sum_{j=0}^{\zeta} a_{ij}^i)}{(\sum_{i=0}^{\zeta} a_{ii}^i)}$	
$\sum_{i=0}^{\zeta} \sum_{j=0}^{\zeta} a_{ij}^i$ <p>=0.000788597</p>	$\sum_{i=0}^{\zeta} a_{ii}^i$ <p>=0.000895885</p>
$S_{\infty}(\zeta) = 0.880244169$	

Bu sonuca göre; bir parasal şok karşısında, enflasyon oranında yüzde birlik bir düşüşün, bir yıllık üretimde kümülatif olarak yüzde 0,88 azalmaya neden olduğu görülmektedir.

Tartışma

Herhangi bir ekonomik sorunun çözümüne yönelik olarak uygulanan iktisat politikaları başka ekonomik sorunlara yola açabilmektedir. Bu nedenle iktisat politikası kararlarını alan otoriteler, uygun para politikası stratejisini belirlerken bu stratejinin bütün olası sonuçlarını belirlemek ve bu sonuçları karşılaştırmakla yükümlüdür. Böylece sonuca giden en proaktif yöntem belirlenmiş olur.

Para otoriteleri karar alma sürecinde, enflasyonu düşürmenin kısa ve uzun dönemde ortaya çıkarabileceği kazanç ve kayıpları arasında optimal bir denge kurmak isterler. Dolayısıyla bu kazanç ve kayıpları öngörmek, stratejinin doğal bir parçasıdır. Fedakârlık oranı, enflasyonu düşürmenin etkilerini sayısal olarak hesaplamakta önemli bir ölçüttür.

Bu çalışma, özellikle 2001 krizi sonrasında Türkiye’de enflasyonu düşürme sürecinin üretim ve enflasyon üzerindeki etkilerini ampirik olarak araştırmaya

yöneliktir. Türkiye’de 2000’li yıllara kadar yüksek enflasyon sorunu nedeniyle yüksek faizlerle sürekli döviz kurlarının yükselişi, ekonomide belirsizliklere neden olmuştur. 2000’li yıllardan sonra ekonomik ve siyasi anlamda şartların değişmesiyle enflasyonu düşürmeye yönelik politikalara ağırlık verilmiştir. Ekonomide sorunlara neden olabileceği söz konusu olmasına rağmen enflasyon hedeflemesine yönelik politikalara devam edilmiştir.

Bu çalışmada, yapısal ekonomik modellerin analiz edilmesinde kullanılan SVAR yöntemiyle, Türkiye için 2005:M1 ve 2013:M12 dönemleri aylık bazda tüfe ve

sanayi üretim endeksi kullanılarak fedakârlık oranı tahmin edilmiştir. Tahmin sonucuna göre, Türkiye’de uygulanan bir standart sapmalı şok niteliğinde para politikası kararının, bir yıllık sanayi üretim endeksinde kümülatif olarak %0.88 kayba neden olduğu görülmektedir.

Daha önce yapılan çalışmalarda, gelişmekte olan ülkeler için fedakârlık oranı tahminlerinin, gelişmiş ülkelerin fedakârlık oranları tahminlerinden nispeten daha yüksek çıktığı gözlemlenmiştir. Bununla beraber, bu çalışmada tahmin edilen %0.88 değeri, Türkiye için fedakârlık oranı tahmini yapılan çalışmalar arasında en yüksek değere sahip olduğu gözlemlenmiştir. Bu çalışma, 2005 yılından itibaren TCMB tarafından hedeflenen enflasyon oranları ile gerçekleşen enflasyon oranları arasındaki farkların fazla olması (2010 yılı hariç olmak üzere) ileistikrarsız büyüme oranları ve dolayısıyla toplam çıktı düzeyindeki volatilitenin fazla olmasının reel büyüme açısından maliyetlerini ortaya koyar niteliktedir.

Bunları yanı sıra, 2005 yılından itibaren yıllık enflasyon oranında, yıllık sanayi üretim endeksinde (2008 ile 2009 yılları hariç olmak üzere) ve yıllık döviz kurlarında artış trendi gözlemlenmiştir. Burada

üzerinde durulması gereken bir konu da, özellikle 2008 yılından itibaren daha çok hissedilen, döviz kurunun geçişkenliği mekanizması ile fiyatlar genel seviyesinin artmasıdır. Bu geçişkenlik, maliyet enflasyonu yaratarak enflasyon oranındaki artışı hızlandırmaktadır. Teorik olarak maliyet enflasyonu kanalıyla fiyatlar genel seviyesinin yükselmesi ve artan maliyetlerin sonucu olarak sanayi üretim endeksinin azalması beklenirken, pratikte böyle bir durum izlenmemiştir. Böylelikle, fiyatlar genel seviyesi üzerinde talep enflasyonunun, maliyet enflasyonuna nispeten belirleyici gücünün daha yüksek olduğu sonucuna varılmıştır.

Kaynakça

- Aklan, N. A. & Nargeleçekenler, M. (2008). Taylor Kuralı: Türkiye Üzerine Bir Değerlendirme. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 63-2. Ankara.
- Badinger, H. & Nindl, E. (2012). Sacrifice Ratios, Benefice Ratios and Globalization: Evidence from a New Set of Estimates. *Economics Bulletin*. Vol: 32, No: 1.
- Ball, L. (1994). What Determines the Sacrifice Ratio?. *Monetary Policy*. University of Chicago Press.
- Blanchard, O.J. & Quah D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *American Economic Review* 79, 655-673.
- Cecchetti, S. G. & Rich, R. W. (2001). Structural Estimates of the US Sacrifice Ratio. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol: 19. No: 4.
- Chevapatrakul, T. & Paez-farrell, J. (2013). What Determines the Sacrifice Ratio? A Quantile Regression Approach. *Economic Bulletin*. Vol: 33, No: 3.
- Coffinet, J. (2006). Ratios de Sacrifice et Rigidités Sur le Marché du Travail. *Bulletin de la Banque de France*, Juillet.
- Çağlayan, E. (2005). Türkiye’de Taylor Kuralının Geçerliğinin Ekonometrik Analizi. *İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*. Cilt No:20, Sayı No:3791. İstanbul.
- Çağlayan, E. & Astar, M. (2010). Taylor Rule: Is It an Applicable Guide for Inflation Targeting Countries?. *Journal of Money, Investment and Banking*. Issue:18.
- Daniels, J.P.; Nourzad, F. & VanHoose, D. D. (2004). Openness, Central Bank Independence, and the Sacrifice Ratio. *Journal of Money Credit and Banking*, 37.
- Dholakia, R. H. (2014). Sacrifice Ratio and Cost of Inflation for the Indian Economy. *Indian Institute of Management. Working Paper*. No: 2014-02-04
- Diana, G. & Sidiropoulos, M. (2004). Central Bank Independence, Speed of Disinflation and the Sacrifice Ratio. *Open Economies Review*, 15.
- Drahmani, L. & Thiam, I. (2012, 31 March). Sacrifice Ratio in West African Economic and Monetary Union (WAEMU). *Journal of Contemporary Management*. Article ID: 1929-0128-2012-01-61-10.
- Durham, J. (2002). Sacrifice Ratio and Monetary Policy Credibility: Do Smaller Budget Deficits, Inflation Indexed Debt, and Inflation Targets Lower Disinflation Costs?. *Federal Reserve Board FEDS Working Paper*, No.2001-47.
- Gordon, R. (1982). Why stopping inflation may be costly: Evidence from fourteen historical periods. *Inflation: Causes and Effects*. University of Chicago Press, Publié dans Hall (R.)
- Haan, J.; Knot K. & Sturm J. E. (1993). On The Reduction of Disinflation Costs: Fixed Exchange Rates or Central Park Independence? *BNL Quarterly Review*. No: 187.
- Hendry, D. F. & Juselius, K. (2000). *Explaining Cointegration Analysis: Part 2.*, (Erişim), <http://www.econ.ku.dk/okokj/papers/kjdhengii.pdf>, (Erişim Tarihi: 28.08.2014).
- Jordan, T. (1997). Disinflation costs, accelerating inflation gains, and central bank independence. *Weltwirtschaftliches Archiv / Review of World Economics*, 133.
- Kaya, Ş. D. (2006). *A Study About the Monetary Policy Rule of the Central Bank of the Republic of Turkey in the Implicit Inflation Targetin Framework*. Yüksek Lisans Tezi .Bilkent Üniversitesi. Ankara.
- Kaytancı, B. G. (2005). *Merkez Bankası Para Politikası Tepki Fonksiyonu: Türkiye Uygulaması (1990-2003)*. Doktora Tezi. Anadolu Üniversitesi. Eskişehir.
- Kesriyeli, M. & Yalçın, C. (Ekim 1998). Taylor Kuralı ve Türkiye Uygulaması Üzerine Bir Not. *TCMB Araştırma Genel Müdürlüğü. Tartışma Tebliği No:9802*.
- Mankiw, N. G. (1990). A Quick Refresher Course in Macroeconomics. *Journal of Economic Literature*, 28(4).
- Mankiw, N. G. (2010). *Macroeconomics*. 7. Basım. Worth Publishers: New York.
- Neumann, M. J. M. (1991). Precommitment by Central Bank Independence. *Open Economies Review*, 2.
- Ongan, H. (2004). *Enflasyon Hedeflemesi ve Tylor Kuralı: Türkiye Örneği*. Maliye Araştırma Merkezi Konferansları. 45. Seri.
- Pickering, A. & Valle, H. (2011). Globalization and the Sacrifice Ratio. *University of Bristol. Current Research*.
- Romer, D. (1993). Openness and Inflation: Theory and Evidence. *Quarterly Journal of Economics*, CVIII, 869-903.
- Tunay, B. K. (2003). Türkiyede İstikrar Sürecinin Maliyetleri: YVAB (SVAR) Yöntemiyle Fedakârlık Oranının Tahmini. *Yıldız Teknik Üniversitesi, Meslek Yüksekokulu, İktisadi ve İdari Bilimler Bölümü, Haziran*. İstanbul
- Yapraklı, S. (2007). Türkiye’de Enflasyon ve Döviz Kurunun Para Politikası Kuralı Üzerindeki Etkisi. *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*. Sayı:258.
- Yazgan, M. E. & Yılmazkuday, H. (2007). Monetary Policy Rules in Practise: Evidence from Turkey and Israel. *Applied Fiancial Economics*. Vol: 17(1).
- Zhang, L. H. (2005). Sacrifice Ratios With Long-Lived Effects. *International Finance*, 8(2).

Zortuk, M. (2007). Koşulluluk Olma Bağlamında Kısa Vadeli Faiz Oranlarının Hedeflenen Enflasyondan Sapmada Kullanımı: Bounds Test Yaklaşımı (Türkiye Örneği). *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, Sayı:6. İstanbul.