

**TÜRKİYE'DE 2002-2007 DÖNEMİNDE UYGULANAN
PARA POLİTİKASININ AMPİRİK BİR ANALİZİ:
REAKSİYON FONKSİYONUNUN TAHMİNİ**

Orhan KARACA¹

ÖZ

Bu çalışmada Türkiye'de 2002-2007 döneminde uygulanan para politikası ampirik olarak analiz edilmiştir. Bunun için Ocak 2002-Aralık 2007 dönemine ilişkin para politikası reaksiyon fonksiyonu tahmin edilmiştir. Reaksiyon fonksiyonu ile para politikasının bu dönemde enflasyon, çıktı açığı ve döviz kuruna verdiği tepkiler ölçülmüştür. Yapılan analizler sonucunda, para politikasının beklenen enflasyonun hedeften sapmasına güçlü bir şekilde tepki verdiği bulgusu elde edilmiştir. Para politikasının çıktı açığına tepki vermediği sonucuna ulaşılmıştır. Dört ayrı kur değişkeni kullanılarak yapılan analizler, araştırmada ele alınan dönemde para politikasının döviz kuruna da tepki vermediğini göstermiştir.

Anahtar Kelimeler: Para Politikası, Reaksiyon Fonksiyonu, Merkez Bankası.

**AN EMPIRICAL ANALYSIS OF THE MONETARY POLICY OF THE
2002-2007 PERIOD IN TURKEY:
ESTIMATION OF REACTION FUNCTION
ABSTRACT**

The monetary policy of the 2002-2007 period in Turkey is empirically analysed in this study. The monetary policy reaction function for January 2002-December 2007 period is estimated in order to do this. With the usage of reaction function, the way how monetary policy reacted against inflation, output gap and exchange rate in this period is measured. According to the findings reached at the end of these analysis, monetary policy sharply reacts to the expected inflation's deviating from the target. The findings of this study showed that monetary policy does not react to the output gap. Analysis done by using four different currency variables showed that during the referred period of the study, monetary policy does not react to the exchange rate as well.

Keywords: Monetary Policy, Reaction Function, Central Bank.

¹ Dr., İstanbul Kültür Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü.
mail: o.karaca@iku.edu.tr, ORCID: [0000-0001-8660-5892](https://orcid.org/0000-0001-8660-5892)

Giriş

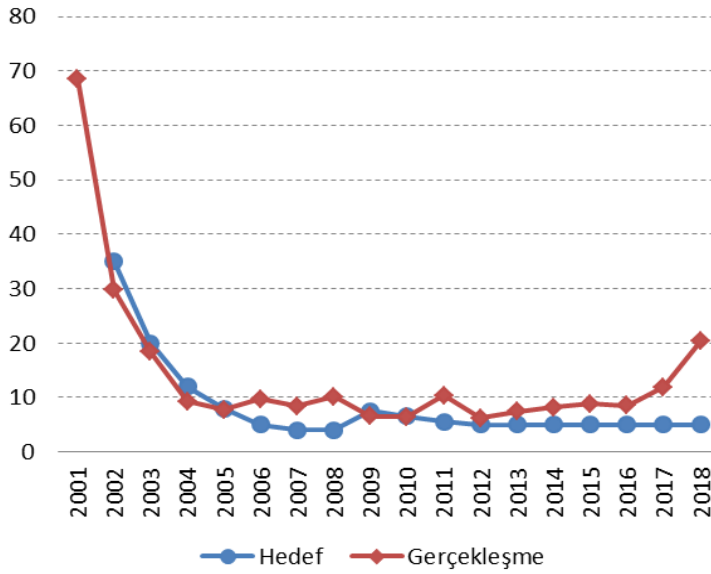
Türkiye’de 2001 krizinden sonra Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası’nın (TCMB) bağımsızlığı konusunda bazı adımlar atılmış ve aktif bir para politikası uygulaması için gerekli altyapı oluşturulmuştur. TCMB, 2002 yılı başından itibaren enflasyon hedeflemesine dayalı bir para politikası uygulamaya başlamıştır². Bu uygulamada temel para politikası aracı olarak da bankalararası para piyasasında uyguladığı gecelik faiz oranlarını seçmiştir. TCMB, bu çerçevede temel amacının fiyat istikrarını³ sağlamak olduğunu açıklasa da kamuoyunda para politikasının gerçek amacının ne olduğu konusunda tartışmalar yaşanmıştır. Bu bağlamda en fazla tartışma da para politikasının aslında döviz kurlarını düşük tutmak amacını taşıdığı eleştirisi üzerine yapılmıştır. Kısaca “yüksek faiz-düşük kur” şeklinde özetlenen bu görüşü savunanlar, TCMB’nin 2008 küresel krizine kadar para politikasını bu amaçla uyguladığını ileri sürmüştür (bkz. Cansen, 2010; Eğilmez, 2011). Bu eleştirilere karşılık söz konusu dönemdeki para politikası enflasyonun %70’e yakın bir seviyeden tek haneye kadar düşürülmesini sağlamıştır (bkz. Şekil 1). 2008 küresel krizinden ve özellikle 2011 yılından itibaren ise para politikası uygulamasında bir değişiklik yapılmış, fiyat istikrarını sağlama amacının yanına finansal istikrarı sağlama amacı da eklenmiştir (bkz. Başçı ve Kara, 2011; Kara, 2012). Ancak bu dönemde enflasyonda hedeflere hiç ulaşılamamış ve enflasyon 2018 yılında %20’ye kadar çıkmıştır. Bu da son yıllarda uygulanmakta olan para politikasının büyük eleştiriler almasına yol açmıştır.

Bu çalışmanın amacı, Türkiye’de 2001 krizi ile 2008 küresel krizi arasındaki dönemde uygulanan para politikasını ampirik olarak analiz etmektir. Enflasyonla mücadelede büyük ölçüde başarıya ulaşılan bir dönemde uygulanan para politikasının nasıl çalıştığıнын anlaşılmasının bugünkü para politikası uygulamalarına yol gösterebileceği değerlendirilmektedir. Ek olarak, bu şekilde “yüksek

² Enflasyon hedeflemesi, gerekli şartlar oluşmadığı için önce “örtük” olarak uygulanmış, bu şartların büyük ölçüde oluşmasından sonra 2006 yılı başından itibaren ise açık enflasyon hedeflemesine geçilmiştir. Örtük enflasyon hedeflemesi, enflasyon hedeflemesi rejimini resmi olarak ilan etmeksizin sayısal enflasyon hedefleri açıklanması ve bu hedefe ulaşmak için merkez bankasının politika araçlarını kullanması olarak tanımlanmaktadır (Kara ve Orak, 2008: 121).

³ Fiyat istikrarı, iktisadi birimlerin yatırım, tüketim ve tasarrufa yönelik kararlarında dikkate almaya gerek duymadıkları ölçüde düşük bir enflasyon oranını ifade etmektedir (Serdengeçti, 2002: 1).

faiz-düşük kur” eleştirisinin ne kadar geçerli olduğu da ampirik olarak ortaya konulabilecektir.



Şekil 1. Enflasyonda Hedefler ve Gerçekleşmeler

Kaynak: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası ve Türkiye İstatistik Kurumu

Bu amaçla çalışmada Ocak 2002-Aralık 2007 dönemine ilişkin para politikası reaksiyon fonksiyonu tahmin edilmiştir. Para politikası reaksiyon fonksiyonu, parasal otoritelerin politika amaçlarına ulaşmak için para politikası araçlarını kullanma davranışlarını incelemeye yarayan bir analiz biçimidir (Wijesinghe, 1986: 1). Günümüzde para politikasının uygulanması genellikle merkez bankalarına bırakıldığı için buna merkez bankası reaksiyon fonksiyonu da denilmektedir. Taylor’un (1993), sonradan “Taylor Kuralı” olarak adlandırılan bir parasal kural önerisi geliştirmek için bir versiyonunu kullanmasıyla oldukça popüler olan bu analiz biçiminin geçmişi 1960’lı yıllara kadar gitmektedir. Reuber (1962 ve 1964) tarafından geliştirilen para politikası reaksiyon fonksiyonu üzerine Taylor’dan (1993) önce de yapılmış çok sayıda çalışma vardır. Bunlara örnek olarak Dewald ve Johnson (1963), Fisher (1968), Hosek (1975), Porzecanski (1979), Sheehan (1985) ve McNees (1992) gösterilebilir. Taylor’un (1993) ünlü çalışmasından sonra bu konudaki araştırmalar Taylor kuralı ve benzeri parasal kurallar üzerine yoğunlaşmıştır. Bu çerçevede yapılan çalışmalara

örnek olarak da Clarida vd. (1998 ve 2000), Taylor (1999), Orphanides (2003), Sauer ve Sturm (2007) ile Moura ve Carvalho (2010) verilebilir.

Türkiye’de de Taylor Kuralı ve para politikası reaksiyon fonksiyonu üzerine yapılmış çalışmalar vardır (bkz. Kesriyeli ve Yalçın, 1998; Berument ve Malatyalı, 2000; Berument ve Taşçı, 2004; Ongan, 2004; Çağlayan, 2005; Yazgan ve Yılmazkuday, 2007; Aklan ve Nargeleçekenler, 2008; Gozgor, 2012; Güney, 2016). Bu çalışmalardan Yazgan ve Yılmazkuday (2007) ile Aklan ve Nargeleçekenler’in (2008) ele aldıkları dönem bizim araştırdığımız dönemin bir bölümünü içermektedir. Yazgan ve Yılmazkuday (2007), Ağustos 2001-Nisan 2004 dönemini incelemiş ve bu dönemde para politikasının beklenen ve hedeflenen enflasyon arasındaki fark ile çıktı açığına tepki verdiğini bulmuştur. Aklan ve Nargeleçekenler (2008) ise Ocak 2002-Aralık 2006 dönemini ele almış ve bu dönemde para politikasının enflasyon ve çıktı açığı yanında döviz kuruna da düşük bir tepki verdiği sonucuna ulaşmıştır. Bizim çalışmamızın bu iki çalışmadan temel farkı 2001 krizi ile 2008 küresel krizi arasındaki dönemin tümünü ele alması ve böylece daha sağlıklı sonuçların elde edilmesi olacaktır.

Çalışmanın kalan kısmı üç bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde kullanılan model ve veri seti tanıtılmıştır. İkinci bölüm yapılan ekonometrik analizlerin sonuçlarını içermektedir. Üçüncü bölümde ise çalışmanın sonuçları değerlendirilmektedir.

1. Model ve Veri Seti

Günümüzde para politikası uygulamalarında temel araç olarak genellikle kısa vadeli faiz oranları kullanılmakta, para politikasının temel amacının fiyat istikrarını yani düşük enflasyonu sağlamak olması gerektiği yönünde de büyük ölçüde görüş birliği bulunmaktadır. Bu çerçevede en basit para politikası reaksiyon fonksiyonu aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$i_t = \alpha + \beta(\pi_t - \pi^*) + u_t \quad (1)$$

Burada i_t merkez bankasının t dönemindeki para politikası faizini, π_t t dönemindeki enflasyon oranını, π^* sabit enflasyon hedefini, u_t ise hata terimini ifade etmektedir. Bu model merkez bankasının para politikası faizini gerçekleştiren enflasyonun hedeflenen enflasyondan farkına göre belirlediğini göstermektedir.

Modeldeki sabit terim olan α katsayısı uzun dönem denge faiz oranına tekabül ederken, β ise merkez bankasının enflasyon tepki katsayısıdır. Bu katsayının beklenen işareti pozitifdir. Buna göre merkez bankası gerçekleşen enflasyon hedeflenen enflasyonu aştığında para politikası faizini arttıracak ve böylece toplam talebi kısarak enflasyonun hedeflenen düzeye geri dönmesini sağlamaya çalışacaktır. Gerçekleşen enflasyonun hedeflenen enflasyonun altında kalması durumunda ise bunun tersi olacaktır.

Yukarıdaki model gerçekleşen enflasyona yer vererek merkez bankasının geriye dönük (backward-looking) reaksiyon fonksiyonunu tahmin etmektedir. Fakat para politikasındaki değişikliklerin ekonomiye gecikmeli olarak yansımaları nedeniyle merkez bankaları genelde gelecek dönemde beklenen enflasyona tepki vermektedir. Gerçekleşen enflasyon yerine beklenen enflasyonun geçirilmesiyle yukarıdaki para politikası reaksiyon fonksiyonunun ileriye dönük (forward-looking) versiyonu aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$i_t = \alpha + \beta(\pi_{t+n} - \pi^*) + u_t \quad (2)$$

Burada π_{t+n} t döneminde t+n dönemi için beklenen enflasyon oranını göstermektedir. Türkiye’de araştırmada ele alınan dönemin şartlarına uygun olarak enflasyon hedefinin zaman içinde sabit değil de hareketli olduğunu dikkate alarak bir ayarlama daha yaparsak denklem aşağıdaki şekli alır:

$$i_t = \alpha + \beta(\pi_{t+n} - \pi_{t+n}^*) + u_t \quad (3)$$

Burada π_{t+n}^* t dönemindeki t+n dönemine ilişkin enflasyon hedefini ifade etmektedir. Bu denkleme göre merkez bankası artık gerçekleşen enflasyon ile hedeflenen enflasyon arasındaki farka değil, t döneminde t+n dönemi için beklenen enflasyon ile yine t döneminde t+n dönemi için hedeflenen enflasyon arasındaki farka tepki göstermektedir.

Para politikasının enflasyon yanında başka makroekonomik hedefleri de olduğunda yukarıdaki model genişleyecektir. Bu daha geniş reaksiyon fonksiyonlarından en çok bilineni Taylor’un (1993) bir para politikası kuralı geliştirmeye çalışırken kullandığı modeldir. Taylor kuralında para politikasının enflasyon yanında büyümeye de tepki verdiği kabul edilmektedir. Daha doğrusu burada para politikası ekonominin mevcut üretim düzeyi ile potansiyel üretim

düzeyi arasındaki farka (çıktı açığı) tepki vermektedir. Bu durumda para politikası reaksiyon fonksiyonu aşağıdaki şekli almaktadır:

$$i_t = \alpha + \beta(\pi_{t+n} - \pi_{t+n}^*) + \gamma(y_t - y^*) + u_t \quad (4)$$

Burada y_t ekonominin t dönemindeki üretim düzeyini, y^* potansiyel üretim seviyesini göstermektedir. γ ise merkez bankasının çıktı açığı tepki katsayısıdır. Bu katsayının da beklenen işareti pozitifdir. Buna göre, merkez bankası, ekonominin üretim düzeyi potansiyel üretim düzeyinin üzerine çıktığında para politikası faizini arttıracak, üretim düzeyi potansiyel üretim düzeyinin altında kaldığında ise para politikası faizini düşürecektir. Böylece toplam talebi etkileyerek üretimin potansiyel seviyesine geri dönmesini sağlamaya çalışacaktır.

Para politikası reaksiyon fonksiyonuna girmeye aday bir başka önemli değişken döviz kurudur. Dışa açık ekonomilerde döviz kurunun hem makroekonomik performans hem de enflasyon üzerinde etkili olması merkez bankaları tarafından çok fazla göz ardı edilememesine neden olmaktadır. Bu nedenle Taylor kuralının açık ekonomi versiyonlarında döviz kurunun da modele eklendiği görülmektedir (bkz. Clarida vd., 1998; Minella vd., 2003; Mohanty ve Klau, 2004; Otero ve Ramirez, 2009; Sanchez-Fung, 2011). Para politikası reaksiyon fonksiyonunun döviz kurundaki değişimi içeren bir versiyonu aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$i_t = \alpha + \beta(\pi_{t+n} - \pi_{t+n}^*) + \gamma(y_t - y^*) + \delta(e_t - e_{t-1}) + u_t \quad (5)$$

Burada e_t döviz kurunun t dönemindeki değerini, e_{t-1} ise bir dönem önceki değerini göstermektedir. δ , merkez bankasının döviz kuru tepki katsayısıdır. Literatürde döviz kuru genellikle 1 birim yerli paranın yabancı para olarak karşılığı şeklinde tanımlanmakta ve böylece döviz kurundaki artış yerli paranın değerlendirilmesi anlamına gelmektedir. Böyle bir durumda merkez bankasının para politikası faizini düşürerek yerli paraya olan talebi azaltmaya ve dolayısıyla değer kazanmasını önlemeye çalışacağı kabul edildiğinden, literatürde döviz kuru tepki katsayısının beklenen işareti negatiftir.

Literatürde, merkez bankalarının ekonomide istikrarı bozmamak için genellikle para politikası faizinde hızlı ve ani değişikliklerden kaçındıkları, bu değişiklikleri zamana yaydıkları görüşü yaygındır (bkz. Lowe ve Ellis, 1997; Sack ve Wieland, 2000;

Slour, 2001; Rudebusch, 2002; Cobham, 2003). Faiz oranı düzleştirmesi (interest rate smoothing) adı verilen bu davranışı yansıtmak için reaksiyon fonksiyonuna para politikası faizinin bir gecikmeli değeri eklendiğinde model aşağıdaki şekli almaktadır:

$$i_t = (1 - \rho)\alpha + (1 - \rho)\beta(\pi_{t+n} - \pi_{t+n}^*) + (1 - \rho)\gamma(y_t - y^*) + (1 - \rho)\delta(e_t - e_{t-1}) + \rho i_{t-1} + u_t \quad (6)$$

Burada ρ faiz düzleştirme parametresidir ve 0 ile 1 arasında değer alması beklenir. Bu model para politikasının enflasyon, çıktı açığı ve döviz kurundaki değişikliklere t döneminde $1 - \rho$ kadar yani kısmi bir şekilde tepki verdiğini, kalan tepkinin sonraki dönemlere bırakıldığını göstermektedir. Bu modelden uzun dönem denge faiz oranı ve tepki katsayıları, sırasıyla, $\alpha = \frac{(1-\rho)\alpha}{(1-\rho)}$, $\beta = \frac{(1-\rho)\beta}{(1-\rho)}$, $\gamma = \frac{(1-\rho)\gamma}{(1-\rho)}$ ve $\delta = \frac{(1-\rho)\delta}{(1-\rho)}$ şeklinde hesaplanabilir.

Yukarıdaki model istenirse nominal faiz yerine reel faiz için de çözülebilir. Reel para politikası faizi r ile gösterilirse yukarıdaki model aşağıdaki şekli alacaktır.

$$r_t = (1 - \rho)\alpha + (1 - \rho)\beta(\pi_{t+n} - \pi_{t+n}^*) + (1 - \rho)\gamma(y_t - y^*) + (1 - \rho)\delta(e_t - e_{t-1}) + \rho r_{t-1} + u_t \quad (7)$$

Bu çalışmada (6) ve/veya (7) numaralı denklemde gösterilen model çözülecektir. Bu analiz 2001 krizi ve 2008 küresel krizi arasındaki dönem için yapılacaktır. Aylık verilerin kullanıldığı çalışmanın örneklem periyodu Ocak 2002-Aralık 2007 dönemidir.

Çalışmada kullanılacak iki bağımlı değişken adayı vardır. Bunlar nominal para politikası faizi ile reel para politikası faizidir. Nominal para politikası faizi, araştırmanın kapsadığı dönemde TCMB'nin bu amaçla kullandığı bankalararası para piyasasındaki gecelik borç alma faiz oranıdır. PPF kısaltması ile gösterilen bu değişkenin Temmuz 2002-Aralık 2007 dönemine ilişkin değerleri TCMB'nin internetteki elektronik veri dağıtım sisteminden (TCMB-EVDS), önceki değerleri ise bu kuruluşun internet sitesiyle TCMB (2002) yayınından alınmıştır. Reel para politikası faizi serisi ise nominal faiz serisiyle, nasıl oluşturulduğu aşağıda anlatılan, 12 ay sonrasına ilişkin enflasyon hedefi serisi kullanılarak hesaplanmıştır.

Beklenen enflasyon serisi, araştırmanın kapsadığı dönemde TCMB'nin ayda iki kez düzenlediği Beklenti Anketi'nde bulunan 12 ay sonrasına ilişkin enflasyon beklentisidir ve iki anketteki değerlerin

ortalaması olarak alınmıştır. Bu değişken TCMB-EVDS'den elde edilmiştir. Hedeflenen enflasyon serisi, Yazgan ve Yılmazkuday'ın (2007) izinden gidilerek, TCMB'nin internet sitesinden alınan yıl sonu enflasyon hedeflerinin (2002: %35, 2003: %20, 2004: %12, 2005: %8, 2006: %5, 2007: %4, 2008: %4) doğrusal birleşimi kullanılarak hesaplanmıştır. Çalışmada beklenen enflasyon ile hedeflenen enflasyon arasındaki farkı gösteren değişken EA simgesiyle ifade edilmiştir.

Ekonominin üretim seviyesine ilişkin olarak, araştırmanın kapsadığı dönemde yayınlanmakta olan 1997=100 bazlı sanayi üretim endeksi kullanılmış ve bu değişken TCMB-EVDS'den alınmıştır. Bu değişken Tramo-Seats yöntemiyle mevsimsel olarak düzeltilmiştir. Potansiyel üretim serisi, mevsimsel olarak düzeltilen sanayi üretim endeksi serisine Hodrick-Prescot filtresi uygulanarak elde edilmiştir. Modelde bu iki değişkenin farkı alınarak hesaplanan ve CA simgesiyle gösterilen çıktı açığı değişkeni kullanılmıştır.

Literatürde para politikasının hangi döviz kuru göstergesine tepki gösterdiğine ilişkin bir görüş birliği olmadığından araştırmada dört ayrı döviz kuru değişkenine yer verilmiştir. Bunlar nominal dolar kurundaki aylık değişim (DKAD), 0.5 dolar ile 0.5 Euro'dan oluşan nominal döviz sepeti kurundaki aylık değişim (SKAD), araştırmanın kapsadığı dönemde kullanımda olan 1995=100 temel yıllık TÜFE bazlı reel döviz kuru endeksindeki aylık değişim (TRKAD) ve 1995=100 temel yıllık ÜFE bazlı reel döviz kuru endeksindeki aylık değişim (URKAD) serileridir. Döviz kuruna ilişkin serilerin tamamı TCMB-EVDS'den alınmıştır. Literatürle ve de reel döviz kuruna ilişkin serilerle uyum sağlamak için, dolar kuru ve sepet kur değişkenleri, 1 Türk Lirası'nın yabancı para cinsinden değerini gösterecek şekilde yeniden tanımlanmış ve ayrıca 2002=100 bazlı endeksler haline getirilmiştir. Böylece araştırmadaki dört döviz kuru değişkeninde de artışlar Türk Lirası'nın değer kazandığını göstermektedir. Modelde döviz kuruna ilişkin katsayıların enflasyon ve çıktı açığı tepki katsayılarıyla uyumlu olması için de bu değişkenlerin oransal değil sayısal değişimleri kullanılmıştır. Böylece tüm tepki katsayıları, ilgili bağımsız değişkendeki 1 puanlık değişmeye bağımlı değişkenin kaç puanlık değişimle karşılık vereceğini gösterecek ve büyüklük olarak da birbirleriyle karşılaştırılabilir olacaktır.

2. Analiz Sonuçları

Çalışmanın ampirik bölümüne kullandığımız serilerin durağan olup olmadığını araştırarak başlıyoruz. Granger ve Newbold

(1974) durağan olmayan zaman serileriyle yapılan analizlerde sahte regresyon problemiyle karşılaşılabilceğini göstermiş olduğundan, böyle bir problemle karşılaşmamak için bu gerekli bir ön analizdir. Bunun için bu amaçla sık kullanılan iki birim kök testine başvurulmuştur. Bunlar Dickey ve Fuller’in (1981) geliştirdiği genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller: ADF) birim kök testi ile Phillips ve Perron (1988) tarafından geliştirilen Phillips-Perron (PP) birim kök testidir. Bu testlerin ikisi de Dickey ve Fuller’in (1979) geliştirdiği ve aşağıdaki denklemle ifade edilen Dickey-Fuller (DF) birim kök testine dayanmaktadır:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Burada ΔY_t durağan olup olmadığı sınanan zaman serisinin birinci farkını, t trend değişkenini göstermektedir. DF birim kök testi, ele alınan değişkenin zaman serisi özelliklerine göre, sabit terim ve trend değişkeni olmadan da yapılabilir. DF testi, yukarıdaki denklemdeki α_2 katsayısının istatistiksel açıdan sıfıra eşit olup olmadığına bakılarak yapılır. Burada söz konusu katsayının t istatistiği MacKinnon (1996) kritik değerleriyle karşılaştırılır. Bu katsayının t istatistiği MacKinnon (1996) kritik değerlerinden küçükse serinin durağan olduğuna karar verilir. Aksi durumda ise serinin durağan olmadığı anlaşılır.

DF birim kök testinin önemli bir sorunu yukarıdaki denklemde ε_t ile gösterilen hata teriminde ardışık bağımlılık olması halinde sağlıklı sonuç vermemesidir. Bu sorunun çözümü için Dickey ve Fuller (1981) denkleme ardışık bağımlılığı ortadan kaldıracak kadar gecikmeli fark teriminin eklenmesini önermiş, Phillips ve Perron (1988) ise test istatistiğini ardışık bağımlılığa göre düzelten bir yöntem geliştirmiştir. Çalışmada kullandığımız ADF ve PP birim kök testleri bu şekilde ortaya çıkmıştır.

Tablo 1, çalışmada kullanılmaya aday değişkenler için yapılan ADF ve PP birim kök testlerinin sonuçlarını vermektedir. Bu sonuçlar aday değişkenlerden biri hariç hepsinin düzeyde durağan olduğunu göstermektedir. Çalışmada kullanılmaya aday değişkenlerden sadece RPPF değişkeni düzeyde durağan çıkmamıştır. Bunun anlamı para politikası reaksiyon fonksiyonunu reel politika faizi için tahmin etmeye çalıştığımız takdirde sahte regresyon sorunuyla karşılaşılabilceğimizeyizdir. Bu nedenle çalışmada para politikası reaksiyon fonksiyonu, (6) numaralı denklem kullanılarak, sadece nominal politika faizi için tahmin edilmiştir.

Tablo 1. ADF ve PP Birim Kök Testlerinin Sonuçları

	Test istatistiği	p	Kritik değerler		
			%1	%5	%10
<i>ADF Birim Kök Testi</i>					
PPF	-3.3752**	1	-3.5270	-2.9036	-2.5892
RPPF	-1.9396	1	-3.5270	-2.9036	-2.5892
EA	-4.3619***	1	-3.5270	-2.9036	-2.5892
CA	-8.3792***	0	-3.5256	-2.9030	-2.5889
DKAD	-6.2158***	1	-3.5270	-2.9036	-2.5892
SKAD	-5.9487***	1	-3.5270	-2.9036	-2.5892
TRKAD	-6.0617***	0	-3.5256	-2.9030	-2.5889
URKAD	-6.1305***	0	-3.5256	-2.9030	-2.5889
<i>PP Birim Kök Testi</i>					
PPF	-3.7277***	4	-3.5256	-2.9030	-2.5889
RPPF	-1.6217	4	-3.5256	-2.9030	-2.5889
EA	-4.0233***	0	-3.5256	-2.9030	-2.5889
CA	-8.4291***	4	-3.5256	-2.9030	-2.5889
DKAD	-5.8727***	4	-3.5256	-2.9030	-2.5889
SKAD	-5.6265***	6	-3.5256	-2.9030	-2.5889
TRKAD	-5.8715***	8	-3.5256	-2.9030	-2.5889
URKAD	-6.0137***	11	-3.5256	-2.9030	-2.5889

Not: Birim kök testleri sabit terimli modellerle yapılmıştır. p; ADF testinde modele değişkenin kaç gecikmeli değerinin eklendiğini, PP testinde test istatistiği düzeltilirken kullanılan bant genişliğini göstermektedir. ADF testinde maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak alınmış ve uygun gecikme sayısı Schwarz bilgi kriteri (SIC) kullanılarak tesbit edilmiştir. Kritik değerler MacKinnon'a (1996) dayanmaktadır. ***, ** ve * işaretleri, %1, %5 ve %10 düzeylerinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir.

(6) numaralı denklem ilk olarak Sıradan En Küçük Kareler (Ordinary Least Squares: OLS) yöntemiyle tahmin edilmiştir. OLS ile çözülen modellerin sonuçları Tablo 2'de verilmiştir. Tablonun üst panelinde bu modellerden elde edilen katsayılar, alt panelinde ise bu katsayılar kullanılarak hesaplanan para politikasının enflasyon, çıktı açığı ve döviz kuru tepki katsayıları yer almaktadır. Modellerde uyum iyiliğinin ölçüsü olan R-kare ve düzeltilmiş R-kare değerleri yüksek çıkarken, F testleri de modellerin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu ifade etmektedir. Modellerden elde edilen katsayılar, Türkiye'de 2002-2007 döneminde para politikasının beklenen enflasyonun hedeften sapmasına güçlü bir şekilde tepki verdiğini, çıktı açığına ise tepki vermediğini göstermektedir. Bu dönemdeki para politikasının döviz kuruna verdiği tepki ise kullanılan değişkene göre değişmektedir. Döviz kuru değişkeni olarak DKAD ve SKAD kullanıldığında %5 istatistiksel anlamlılık düzeyinde bir tepki çıkarken, TRKAD kullanıldığında bu tepkinin istatistiksel anlamlılık

Türkiye’de 2002-2007 Döneminde Uygulanan Para Politikasının Ampirik Bir Analizi: Reaksiyon Fonksiyonunun Tahmini

seviyesi %10’a düşmekte, URKAD değişkeni kullanıldığında ise istatistiksel olarak anlamlı bir tepki görülmemektedir.

Tablo 2. OLS Modellerinin Sonuçları

Bağımlı değişken: PPF				
	Modeller			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>SABİT</i>	0.888*** (3.453)	0.904*** (3.542)	0.883*** (3.406)	0.839*** (3.208)
<i>PPF_{t-1}</i>	0.916*** (62.646)	0.913*** (62.295)	0.916*** (62.247)	0.919*** (61.817)
<i>EA_t</i>	0.266*** (3.261)	0.275*** (3.382)	0.269*** (3.249)	0.256*** (3.058)
<i>CA_t</i>	-0.005 (-0.124)	-0.006 (-0.176)	-0.007 (-0.176)	-0.002 (-0.062)
<i>DKAD_t</i>	-0.065** (-2.144)			
<i>SKAD_t</i>		-0.079** (-2.423)		
<i>TRKAD_t</i>			-0.040* (-1.906)	
<i>URKAD_t</i>				-0.032 (-1.234)
<i>α</i>	10.560*** (5.288)	10.422*** (5.424)	10.575*** (5.219)	10.341*** (4.868)
<i>β</i>	3.161*** (5.316)	3.165*** (5.547)	3.217*** (5.328)	3.155*** (4.953)
<i>γ</i>	-0.054 (-0.124)	-0.074 (-0.176)	-0.079 (-0.176)	-0.029 (-0.062)
<i>δ</i>	-0.769** (-2.141)	-0.906** (-2.454)	-0.483* (-1.915)	-0.395 (-1.244)
R-kare	0.995	0.995	0.995	0.995
Düz. R-kare	0.995	0.995	0.995	0.995
F istatistiği	3537.405 [0.000]	3601.451 [0.000]	3488.692 [0.000]	3382.565 [0.000]

Not: Parantez içindeki sayılar t istatistikleri, köşeli parantez içindeki sayılar ilgili test istatistiklerinin kesin olasılık değerleridir. ***, ** ve * işaretleri, %1, %5 ve %10 düzeylerinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir.

OLS modellerinin sonuçlarının güvenilir kabul edilmesi için bazı tanı testlerini geçmeleri gerekmektedir. Bunun için geleneksel olarak kullanılan dört tanı testi yanında bizim çalışmamız açısından önem taşıyan beşinci bir tanı testi de yapılmıştır. Geleneksel dört tanı testi, model kurma hatası, ardışık bağımlılık, değişen varyans ve normallik sınamalarıdır. Bizim çalışmamız açısından önem taşıyan

beşinci tanı testi ise eşanlılık sınamasıdır. Bizim örneğimizde olduğu gibi ekonometrik modellerde geleceğe dönük ya da eşanlı değişkenlerle çalışıldığı zaman ortaya çıkan temel bir problem bu değişkenlerin hata terimiyle ilişkili olabilmesidir. Bu durumda OLS yöntemi kullanıldığında ortaya sapmalı sonuçlar çıkmaktadır. Bu sorunun çözümü Araç Değişkenler (Instrumental Variables: IV) yöntemlerinin kullanılmasını gerektirmektedir. Bu nedenle bazı çalışmalarda para politikası reaksiyon fonksiyonunun böyle bir yöntem olan Genelleştirilmiş Momentler Metodu (Generalized Method of Moments: GMM) kullanılarak tahmin edildiği görülmektedir. Fakat eşanlılık varken tutarlı ve etkin sonuçlar veren IV yöntemleri eşanlılık yokken uygulandığında tutarlı ama etkin olmayan sonuçlar vermektedir (Gujarati, 2004: 753). Bu yüzden önce eşanlılık probleminin var olup olmadığının sınanması ve hangi yöntemin kullanılacağına buna göre karar verilmesi gerekmektedir.

Çalışmamızda OLS modelleri için yapılan tanı testlerinin sonuçları Tablo 3'te verilmektedir. Tablo 3'ün ilk altı satırında Hausman'a (1978) dayanan eşanlılık sınamalarının sonuçları yer almaktadır. Dört ayrı modeldeki enflasyon açığı, çıktı açığı ve döviz kuru değişkenleri için yapılan Hausman eşanlılık sınamaları böyle bir problemin olmadığını göstermektedir. Bu durumda çalışmamızda IV yöntemlerine başvurmak doğru olmayacaktır.

Tablo 3'teki model kurma hatası sınaması sonuçları OLS modellerinde bu tür bir sorunun bulunmadığını göstermektedir. Fakat ardışık bağımlılık, değişen varyans ve normallik sınaması sonuçları bu sorunların varlığına işaret etmektedir. Hata terimleriyle ilişkili olan bu üç sorun, OLS modellerinde istatistiksel anlamlılığın tespitinde kullanılan t ve F testlerinin geçerliliklerini yitirmelerine yol açmaktadır. Bu durumda Tablo 2'de verilen OLS modellerinin sonuçlarına güvenemeyeceğimiz ortaya çıkmaktadır.

Ardışık bağımlılık ile değişen varyans sorunlarının çözümü zor değildir. OLS modelleri değişen varyans ve ardışık bağımlılık tutarlı (heteroskedasticity and autocorrelation consistent: HAC) sağlam standart hatalarla tahmin edilerek bu sorunların üstesinden gelinebilmektedir. Fakat hata terimleri normal dağılmadığı için bu şekilde tahmin edilen modellerin sonuçları da güvenilir olmayacaktır. Hata terimlerinin normal dağılmaması probleminin çözümü ise OLS'ye alternatif olarak geliştirilen sağlam (robust) regresyon metodlarının kullanılmasına ihtiyaç göstermektedir. Bu nedenle çalışmamızda bu tür sağlam regresyon metodlarından biri olan ve

Koenker ve Bassett’in (1978) geliştirmiş olduğu Kantil Regresyon (Quantile Regression: QR) yöntemine başvurulmuştur.

Tablo 3. OLS Modellerinin Tanı Testleri

Bağımlı değişken: PPF	Modeller			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$t_{HEs}(EA_t)$	1.314 [0.193]	1.254 [0.214]	1.206 [0.232]	1.222 [0.226]
$t_{HEs}(CA_t)$	-0.009 [0.993]	-0.012 [0.990]	-0.012 [0.990]	-0.004 [0.996]
$t_{HEs}(DKAD_t)$	-0.153 [0.879]			
$t_{HEs}(SKAD_t)$		-0.181 [0.857]		
$t_{HEs}(TRKAD_t)$			-0.133 [0.895]	
$t_{HEs}(URKAD_t)$				-0.088 [0.930]
F_{RRMKH}	0.002 [0.964]	0.017 [0.897]	0.040 [0.842]	0.078 [0.781]
χ^2_{BGAB}	22.009 [0.037]	22.038 [0.037]	22.602 [0.031]	23.382 [0.025]
χ^2_{WVDV}	23.269 [0.056]	22.739 [0.065]	25.042 [0.034]	27.345 [0.017]
χ^2_{JBN}	15.284 [0.000]	18.803 [0.000]	16.481 [0.000]	13.135 [0.001]

Not: t_{HEs} , Hausman eşanlılık sınaması t istatistiğidir. Parantez içindeki semboller bu sınamanın hangi değişkenler için yapıldığını göstermektedir. F_{RRMKH} , Ramsey regresyonda model kurma hatası sınaması F istatistiğidir. χ^2_{BGAB} Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, χ^2_{WVDV} White değişen varyans, χ^2_{JBN} Jarque-Bera normallik sınaması χ^2 istatistikleridir. Köşeli parantez içindeki sayılar bu istatistiklerin kesin olasılık değerleridir. 0.100’ün altındaki kesin olasılık değerleri ilgili istatistiklerin en azından %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı çıktığını göstermekte ve test edilen sorunların varlığına işaret etmektedir.

QR yöntemiyle tahmin edilen modellerin sonuçları Tablo 4’te verilmektedir. Bu modellerde uyumun iyiliği ölçüsü olan pseudo R-kare ve düzeltilmiş R-kare değerleri oldukça yüksek çıkarken, OLS’deki F istatistiğinin karşılığı olan quazi-LR istatistiği de modellerin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu ifade etmektedir. Bu modellerde de para politikasının 2002-2007 döneminde beklenen enflasyonun hedeften sapmasına güçlü bir şekilde tepki verdiği, çıktı açığına ise tepki vermediği sonucu elde edilmiştir. QR modelleri para politikasının döviz kuru değişimlerine tepkisi konusunda ise OLS modellerinden farklı ve birbiriyle tutarlı sonuçlar vermiştir. QR

modellerinde kullanılan dört döviz kuru değişkeni için de istatistiksel olarak anlamlı olmayan katsayılar elde edilmiştir. Bu da Türkiye’de 2002-2007 döneminde uygulanan para politikasının döviz kuru değişimlerine tepki vermediğini göstermektedir.

Tablo 4. QR Modellerinin Sonuçları

Bağımlı değişken: PPF				
	Modeller			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>SABİT</i>	0.641 (1.490)	0.675* (1.688)	0.650 (1.612)	0.600 (1.390)
<i>PPF_{t-1}</i>	0.930*** (27.737)	0.930*** (30.447)	0.935*** (30.611)	0.935*** (28.123)
<i>EA_t</i>	0.247** (2.281)	0.248** (2.327)	0.234** (2.346)	0.234** (2.391)
<i>CA_t</i>	-0.005 (-0.155)	-0.006 (-0.165)	-0.004 (-0.126)	-0.008 (-0.215)
<i>DKAD_t</i>	-0.042 (-0.814)			
<i>SKAD_t</i>		-0.080 (-1.340)		
<i>TRKAD_t</i>			-0.039 (-0.973)	
<i>URKAD_t</i>				-0.036 (-0.748)
<i>α</i>	9.167*** (3.992)	9.644*** (4.415)	9.948*** (4.251)	9.291*** (3.698)
<i>β</i>	3.533*** (4.610)	3.541*** (5.122)	3.586*** (4.219)	3.625*** (3.721)
<i>γ</i>	-0.075 (-0.151)	-0.079 (-0.162)	-0.064 (-0.123)	-0.120 (-0.205)
<i>δ</i>	-0.596 (-0.782)	-1.138 (-1.339)	-0.602 (-0.874)	-0.552 (-0.622)
Pseudo R-kare	0.937	0.938	0.937	0.936
Düz. R-kare	0.933	0.934	0.934	0.932
Quasi-LR istatistiği	1497.707 [0.000]	1443.113 [0.000]	1464.829 [0.000]	1466.150 [0.000]

Not: Parantez içindeki sayılar t istatistikleri, köşeli parantez içindeki sayılar ilgili test istatistiklerinin kesin olasılık değerleridir. ***, ** ve * işaretleri, %1, %5 ve %10 düzeylerinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir.

3. Sonuç

Bu çalışmada, Türkiye’de 2001 krizi ile 2008 küresel krizi arasında uygulanan para politikası ampirik olarak analiz edilmiştir. Bu çerçevede Ocak 2002-Aralık 2007 dönemine ilişkin para politikası reaksiyon fonksiyonu tahmin edilmiştir. Reaksiyon fonksiyonu ile para politikasının enflasyon, çıktı açığı ve döviz kuruna verdiği tepkiler ölçülmüştür. Geleneksel OLS yöntemiyle çözülen modellerde sonuçların güvenilirliğini zedeleyen ekonometrik sorunlara rastlandığı için, para politikası reaksiyon fonksiyonu, bir sağlam regresyon yöntemi olan QR kullanılarak tahmin edilmiştir. Yapılan analizler sonucunda, ele alınan dönemde, para politikasının beklenen enflasyonun hedeflenen enflasyondan sapmasına güçlü bir şekilde tepki verdiği bulgusu elde edilmiştir. Analiz sonuçları, ele alınan dönemde, para politikasının çıktı açığına tepki vermediğini göstermektedir. O dönemdeki para politikasının aslında döviz kurlarını düşük tutmak amacını taşıdığını öne süren ve kısaca “yüksek faiz-düşük kur” şeklinde özetlenen eleştirilere karşılık, dört ayrı kur değişkeni kullanılarak yapılan analizler, para politikasının 2002-2007 döneminde döviz kuruna da tepki göstermediği sonucunu vermiştir. Bu sonuçlar, söz konusu dönemde uygulanan enflasyon hedeflemesi rejimi ile uyumlu görünmektedir.

TCMB, 2001 krizi ile 2008 küresel krizi arasındaki dönemde para politikasını yürütürken tek hedefinin fiyat istikrarını sağlamak olduğunu ifade ediyordu. Bu dönemde uygulanan para politikası enflasyonun %70’e yakın bir seviyeden tek haneye kadar düşürülmesini sağlayarak büyük ölçüde başarılı olmuştur. TCMB, 2008 küresel krizinden ve özellikle 2011 yılından itibaren ise para politikası uygulamasında önemli bir değişiklik yapmış ve fiyat istikrarını sağlama amacının yanına finansal istikrarı sağlama amacını da eklemiştir. Ancak bu dönemde enflasyonda hedeflere hiç ulaşamamış ve enflasyon 2018 yılında %20’ye kadar çıkmıştır. Üstelik bu arada finansal istikrarı sağlama amacına ne kadar ulaşıldığı da tartışmalıdır. Kısacası, 2011 yılından bu yana uygulanmakta olan para politikası pek başarılı görünmemektedir.

Bu çerçevede çalışmanın sonuçlarına dayanarak temel çözüm önerisi, para politikasında 2001 krizi ile 2008 küresel krizi arasındaki tek hedefin fiyat istikrarını sağlamak olduğu uygulamaya yeniden dönülmesi olarak ifade edilebilir. Para politikası o dönemde olduğu gibi yine beklenen enflasyonun hedeflenen enflasyondan sapmasına tepki vermeli, çıktı açığına ve döviz kuruna ise tepki vermemelidir. Böyle bir para politikası uygulaması Türkiye’de

enflasyonun tekrar tek haneye inmesini sağlayabilir. Bu tür bir para politikası uygulaması, Türkiye şartlarında fiyat istikrarına karşılık geldiği kabul edilen %5'lik orta vadeli enflasyon hedefine ulaşmanın da tek anahtarı gibi görünmektedir. Esasında böyle bir para politikası uygulaması finansal istikrara ulaşmaya da yardımcı olabilir. Son yılların uygulamaları, fiyat istikrarına ulaşmadan finansal istikrara ulaşmanın pek mümkün olmadığını göstermiştir. Fiyat istikrarına ulaşıldığında ise finansal istikrara ulaşmanın da yolu açılabilir.

KAYNAKLAR

AKLAN, Nejla Adanur ve Mehmet NARGELEÇEKENLER (2008), "Taylor Kuralı: Türkiye Üzerine Bir Değerlendirme", *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, C: 63, S: 2, ss. 22-41.

BAŞCI, Erdem ve Hakan KARA (2011), "Finansal İstikrar ve Para Politikası", *TCMB Çalışma Tebliği*, No: 11/08.

BERUMENT Hakan ve Kamuran MALATYALI (2000), "The Implicit Reaction Function of the Central Bank of the Republic of Turkey", *Applied Economics Letters*, C: 7, S: 7, ss. 425-430.

BERUMENT Hakan ve Hakan TAŞCI (2004), "Monetary Policy Rules in Practice: Evidence from Turkey", *International Journal of Finance and Economics*, C: 9, S: 1, ss. 33-38.

CANSEN, Ege (2010), "Yüksek Faiz Bitti Şimdi Sıra Düşük Kurda", <http://www.hurriyet.com.tr/yuksek-faiz-bitti-simdi-sira-dusuk-kurda-14129988>, (10.03.2019).

CLARIDA, Richard, Jordi GALI ve Mark GERTLER (1998), "Monetary Policy Rules in Practice Some International Evidence", *European Economic Review*, C: 42, S: 6, ss. 1033-1067.

CLARIDA, Richard, Jordi GALI ve Mark GERTLER (2000), "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory", *The Quarterly Journal of Economics*, C: 115, S: 1, ss. 147-180.

COBHAM, David (2003), "Why Does the Monetary Policy Committee Smooth Interest Rates?", *Oxford Economic Papers*, C: 55, S: 3, ss. 467-493.

ÇAĞLAYAN, Ebru (2005), "Türkiye'de Taylor Kuralı'nın Geçerliliğinin Ekonometrik Analizi", *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, C: 20, S: 1, ss. 379-392.

DEWALD, William G. ve Harry G. JOHNSON (1963), "An Objective Analysis of the Objectives of American Monetary Policy

1952-1961”, (ed.) Deane Carson, *Banking and Monetary Studies*, Richard D. Irwin Inc., Illinois.

DICKEY, David A. ve Wayne A. FULLER (1979), “Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, C: 74, S: 366, ss. 427-431.

DICKEY, David A. ve Wayne A. FULLER (1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, C: 49, S: 4, ss. 1057-1072.

EĞİLMEZ, Mahfi (2011), “Türk Usulü Ekonomi Politikası”, <http://www.radikal.com.tr/yazarlar/mahfi-egilmez/turk-usulu-ekonomi-politikasi-1049786>, (10.03.2019).

FISHER, Douglas (1968), “The Objectives of British Monetary Policy 1951-1964”, *The Journal of Finance*, C: 23, S: 5, ss. 821-831.

GOZGOR, Giray (2012), “Inflation Targeting and Monetary Policy Rules: Further Evidence from the Case of Turkey”, *Journal of Applied Finance & Banking*, C: 2, S: 5, ss. 127-136.

GRANGER, Clive W. J. ve Paul NEWBOLD (1974), “Spurious Regressions in Econometrics”, *Journal of Econometrics*, C: 2, S: 2), ss. 111-120.

GUJARATI, Damodor N. (2004), *Basic Econometrics*, 4. Baskı, McGraw-Hill, Boston.

GÜNEY, Pelin Öge (2016), “Does the Central Bank Directly Respond to Output an Inflation Uncertainties in Turkey?”, *Central Bank Review*, C: 16, S: 2, ss. 53-57.

HAUSMAN, Jerry A. (1978), “Specification Tests in Econometrics”, *Econometrica*, C: 46, S: 6, ss. 1251-1271.

HOSEK, William R. (1975), “A Test of the Targets of Monetary Policy”, *Applied Economics*, C: 7, S: 1, ss. 17-24.

KARA, A. Hakan (2012), “Küresel Kriz Sonrası Para Politikası”, *TCMB Çalışma Tebliği*, No: 12/17.

KARA, A. Hakan ve Musa ORAK (2008), “Enflasyon Hedeflemesi”, (ed.) Ercan Kumcu, *Krizler, Para ve İktisatçılar*, Remzi Kitabevi, İstanbul.

KESRİYELİ, Mehtap ve Cihan YALÇIN (1998), “Taylor Kuralı ve Türkiye Uygulaması Üzerine Bir Not”, *TCMB Tartışma Tebliği*, No: 9802.

KOENKER, Roger ve Gilbert BASSETT (1978), “Regression Quantiles”, *Econometrica*, C: 46, S: 1, ss. 33-50.

LOWE, Philip ve Luci ELLIS (1997), "The Smoothing of Official Interest Rates", (ed.) Philip Lowe, *Monetary Policy and Inflation Targeting*, Reserve Bank of Australia, Sydney.

MACKINNON, James G. (1996), "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics*, C: 11, S: 6, ss. 601-618.

MCNEES, Stephen K. (1992), "A Forward-Looking Monetary Policy Reaction Function: Continuity and Change", *New England Economic Review*, November/December, ss. 3-13.

MINELLA, Andre, Paula Springer de FREITAS, Ilan GOLDFAJN, Marcelo Kfoury MUIINHOS (2003), "Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility Under Exchange Rate Volatility", *Journal of International Money and Finance*, C: 22, S: 7, ss. 1015-1040.

MOHANTY, M. S. ve Marc KLAU (2004), "Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies: Issues and Evidence", *BIS Working Papers*, No: 149.

MOURA, Marcelo L. ve Alexandre de CARVALHO (2010), "What Can Taylor Rules Say About Monetary Policy in Latin America?", *Journal of Macroeconomics*, C: 32, S: 1, ss. 392-404.

ONGAN, T. Hakan (2004), "Enflasyon Hedeflemesi ve Taylor Kuralı: Türkiye Örneği", *Maliye Araştırma Merkezi Konferansları*, S: 45, ss. 1-12.

ORPHANIDES, Athanasios (2003), "Historical Monetary Policy Analysis and the Taylor Rule", *Journal of Monetary Economics*, C: 50, S: 5, ss. 983-1022.

OTERO, Jesus ve Manuel RAMIREZ (2009), "Modelling the Monetary Policy Reaction Function of the Colombian Central Bank", *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, C: 2, S: 1, ss. 3-11.

PHILLIPS, Peter C. B. ve Pierre PERRON (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, C: 75, S: 2, ss. 335-346.

PORZECANSKI, Arturo C. (1979), "Patterns of Monetary Policy in Latin America", *Journal of Money, Credit and Banking*, C: 11, S: 4, ss. 427-437.

REUBER, Grant L. (1962), "The Objectives of Monetary Policy", The Queen's Printer, Ottawa.

REUBER, Grant L. (1964), "The Objectives of Canadian Monetary Policy 1949-61: Empirical 'Trade-Offs' and the Reaction Function of the Authorities", *The Journal of Political Economy*, C: 72, S: 2, ss. 109-132.

RUDEBUSCH, Glenn D. (2002), “Term Structure Evidence on Interest Rate Smoothing and Monetary Policy Inertia”, *Journal of Monetary Economics*, C: 49, S: 6, ss. 1161-1187.

SACK, Brian ve Volker WIELAND (2000), “Interest-Rate Smoothing and Optimal Monetary Policy: A Review of Recent Empirical Evidence”, *Journal of Economics and Business*, C: 52, S: 1-2, ss. 205-228.

SANCHEZ-FUNG, Jose R. (2011), “Estimating Monetary Policy Reaction Functions for Emerging Market Economies: The Case of Brazil”, *Economic Modelling*, C: 28, S: 4, ss. 1730-1738.

SAUER, Stephan ve Jan-Egbert STURM (2007), “Using Taylor Rules to Understand European Central Bank Monetary Policy”, *German Economic Review*, C: 8, S: 3, ss. 375-398.

SERDENGEÇTİ, Süreyya (2002), “Fiyat İstikrarı”, http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/-connect/105db298-2325-4d02-889f-89510af2d2f1/fiyat_istikrar.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE-105db298-2325-4d02-889f-89510af2d2f1-m3fBePw, (10.03.2019).

SHEEHAN, Richard G. (1985), “The Federal Reserve Reaction Function: Does Debt Growth Influence Monetary Policy?”, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, March, ss. 24-33.

SROUR, Gabriel (2001), “Why Do Central Banks Smooth Interest Rates?”, *Bank of Canada Working Paper*, No: 2001-17.

TAYLOR, John B. (1993), “Discretion Versus Policy Rules in Practice”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, S: 39, ss. 195-214.

TAYLOR, John B. (1999), “A Historical Analysis of Monetary Policy Rules”, (ed.) John B. Taylor, *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, Chicago.

TCMB (2002), *Para Politikası Raporu: Nisan 2002*, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Yayını, Ankara.

WIJESINGHE, D. S. (1986), “Monetary Policy Reaction Functions and Sterilisation Policies: A Review of Literature”, *The South East Asian Central Banks (SEACEN) Research and Training Centre Staf Papers*, No: 14.

YAZGAN, M. Ege ve Hakan YILMAZKUDAY (2007), “Monetary Policy Rules in Practice: Evidence from Turkey and Israel”, *Applied Financial Economics*, C: 17, S: 1, ss. 1-8.

