

FİYAT DÜZEYİ MALİ TEORİSİNİN TÜRKİYE AÇISINDAN GEÇERLİLİĞİ: AMPİRİK BİR ANALİZ

Yrd. Doç. Dr. Asuman OKTAYER*

ÖZET

Bu çalışmada Türkiye’de Fiyat Düzeyi Mali Teorisinin geçerliliği, üçer aylık verilerek kullanılarak ve eşbütünleşme ve vektör hata düzeltme yöntemleri ile test edilmektedir. Ampirik sına 1988.4-2013.1 döneminin tamamına, bunun yanısıra 1988.4-2001.1 ve 2001.2-2013.1 alt dönemlerine ilişkin olarak gerçekleştirilmiştir. 1988.4-2001.1 dönemine yönelik yapılan ampirik testler, bu dönemde Türkiye’de geçerli olan rejimin Ricardocu olmadığını gösterirken, 2001.2-2013.1 döneminde Ricardocu rejimin geçerli olduğuna dair bulgular elde edilmiştir. Dönemin tamamına yönelik olarak gerçekleştirilen ampirik sınamalarda ise ilk dönemde elde edilen Ricardocu olmayan politika uygulamalarının ağır bastığı, bir diğer ifadeyle 1988.4-2013.1 döneminde ekonomi politikasının maliye politikası baskın olduğu sonucu elde edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Fiyat Düzeyi Mali Teorisi, Maliye Politikası, Para Politikası.

Jel Sınıflandırması: E52, E62, E63, C01

ABSTRACT

In this paper validity of the Fiscal Theory of Price Level in Turkey is investigated by using quarterly data and by applying Johansen cointegration test, vektor error correction model and impulse-response functions. The empirical analysis is applied over the period of 1988.4-2013.1 and the sub-periods of 1988.4-2001.1 and 2001.2-2013.1. Empirical evidence related to the period of 1988.4-2001.1 indicates a non-Ricardian regime in Turkey, whereas it shows the validity of a Ricardian regime for the period 2001.2-2013.1. The findings related to the whole period, 1988.4-2013.1, imply that the effects of the economic policy implementation related to 1988.4-2001.1 period outweigh the effects of 2001.2-2013.1 period, meaning the validity of a non-Ricardian regime for the whole period as well.

Keywords: Fiscal Theory of Price Level, Fiscal Policy, Monetary Policy.

Jel Classification: E52, E62, E63, C01

* Yıldız Teknik Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Yıldız Kampüsü Beşiktaş İstanbul, Email: aoktayer@yildiz.edu.tr

GİRİŞ

Para ve maliye politikaları gelişmiş ve gelişmekte olan tüm ekonomilerde, belirli iktisadi hedeflere ulaşabilmek için kamu otoritelerince uygulanan iki temel makro ekonomik politikayı oluşturur. Kamu otoriteleri para politikası aracılığıyla para arzı, faiz oranı ve döviz kuru gibi büyüklükleri kullanarak ekonominin değişik kesimlerini etkilerken, maliye politikası çerçevesinde vergi, harcama ve borçlanma değişkenleri ile ekonominin geneli üzerinde etkiler yaratır (Lewis and Leith, 2000). Günümüzde maliye politikaları hükümetler tarafından yürütülürken, para politikalarının yürütülmesinden sorumlu otorite hükümetten görece bağımsız olan merkez bankalarıdır.

İktisat yazınında para ve maliye politikalarının uzun yıllar birbirinden tamamiyle bağımsız iki farklı politika gibi algılandıkları görülmektedir. Ancak tarihsel perspektif içerisinde gerek gelişmiş gerekse gelişmekte olan ülkelerde yaşanan ekonomik sorunlar, hiçbir iktisat politikası aracının diğer politika araçlarından bağımsız bir biçimde uygulanamayacağını ortaya koymuştur. Bu çerçevede para ve maliye politikaları da birbirinden bağımsız olmadığı gibi aralarında çift yönlü ciddi bir etkileşim bulunmaktadır. Merkez bankasının uyguladığı para politikalarının başarıları değerlendirilirken, kamu otoritelerince yürütülen maliye politikası tercihinin gözardı edilmesi, mevcut politikaların değerlendirilmesi ve geleceğe dönük politikaların belirlenmesinde çoğu zaman yanıltıcı sonuçlara yol açar (Woodford, 2001).

Bir ekonomide para ve maliye politikalarının nasıl şekillendirileceği ve özellikle de bütçe açıklarının fiyatlar genel düzeyi üzerindeki etkileri konusunda makroekonomik teoride oldukça büyük görüş farklılıkları bulunmaktadır. Bununla birlikte özellikle 1990'lardan itibaren mali baskının olduğu bir ekonomide para politikasının etkili olmayacağı ve bunun sonucu olarak para politikası ile eşgüdüm halinde uygulanan disiplinli bir maliye politikasının iktisat politikalarının hedefleri açısından daha etkili olacağı görüşü yaygınlık kazanmıştır. Günümüzde Fiyat Düzeyi Mali Teorisi olarak da anılan bu yaklaşım, para ve maliye politikaları arasındaki ilişkilerin, merkez bankasının ekonomi üzerindeki kontrol gücünü önemli ölçüde etkilediğine vurgu yapmakta ve maliye politikalarını dikkate almadan yürütülen bir para politikası uygulamasının, özellikle fiyat istikrarı hedefi açısından başarısızlıkla sonuçlanabileceğini ifade etmektedir. Maliye politikalarının baskın olduğu bir ekonomik rejimde fiyat düzeyi, devletin borcunu ödeme gücünü

sağlayacak şekilde bugünkü değer bütçe kısıtı tarafından belirlenecektir. Böyle bir durumda maliye politikası, fiyat istikrarının sağlanması bakımından aktif rol üstlenmektedir. Ters durumda ise, yani ekonomide para politikasının baskın olması durumunda, bugünkü değer bütçe kısıtı otomatik olarak sağlanacağından, fiyat istikrarının belirlenmesinde maliye politikasının herhangi bir rolü olmayacak, fiyatlar genel düzeyi para otoritesinin davranışlarının bir yansıması olarak ortaya çıkacaktır.

Bu çalışmanın amacı, Fiyat Düzeyi Mali Teorisinin Türkiye açısından geçerliliğini ampirik olarak test etmek, bir diğer ifade ile analize konu olan dönem için ülkemizde geçerli olan baskın politika rejimini belirlemektir. Çalışmanın ilk kısmında konuya ilişkin teorik gelişmelere yer verilirken, ikinci kısımda bu alanda yapılmış olan temel ampirik çalışmalar ve vardıkları sonuçlar ele alınacaktır. Son kısımda ise Fiyat Düzeyi Mali Teorisinin Türkiye açısından geçerliliği ampirik olarak test edilecektir.

1. KAMU BÜTÇE KISITI VE PARA POLİTİKASI UYGULAMALARI

Mali açıklar sorunu, özellikle 1970'lerden sonra iktisat politikası tartışmalarının odak noktasına yerleşmiştir. İkinci dünya savaşından sonra az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin ayrılmaz parçası haline gelen mali açıklar, 1980'li yıllardan itibaren gelişmiş kapitalist ülkelerin de temel sorunları arasında yer almıştır. 1980'lerde yürürlüğe giren arz yönlü iktisat politikalarının da etkisiyle bir taraftan kamu gelirleri azalırken, diğer yandan bu dönemde kamu harcamalarında ortaya çıkan hızlı artış birçok gelişmiş ülkede mali açıkların giderek büyümesine yol açmıştır. Mali açıklar, ister gelişmiş ister gelişmekte olan ülkelerde ortaya çıksın, fiyat istikrarı ve büyüme gibi makroekonomik dinamikler üzerinde yarattıkları negatif etkiler nedeniyle ekonomik performansı ciddi ölçüde etkilemektedir. Mali açıklardaki artışın yarattığı kamu finansmanı sorunları ve çoğu zaman beraberinde gelen borçlanma problemi diğer iktisat politikası araçlarının gücü ve etkinliği üzerinde de baskı oluşturmaktadır.

Maliye politikalarının ve mali açıkların para politikası üzerindeki negatif etkisi Sargent ve Wallace'ın (1981) analizleri ile iktisadi açıdan teorik

temeline oturmuştur. Sargent ve Wallace (1981) söz konusu çalışmalarında, parasal bir ekonomide belirli varsayımlar altında, merkez bankasının enflasyon üzerindeki kontrolünün çok sınırlı olduğunu ileri sürmektedirler. Ekonomide kronik bütçe açıklarının varlığı durumunda, bu açıkların iç borçlanma yolu ile finansmanı, uzun dönemde parasal finansmandan daha enflasyonist sonuçlar doğurabilecektir. Bütçe açıklarının süreklilik kazandığı bir ekonomide, para politikası da söz konusu açıkların baskısı altındadır. Zira yüksek bütçe açıkları ve artan borç stokları neticesinde reel faiz haddi ekonominin büyüme oranının üzerine çıktığında, enflasyon oranını azaltmayı amaçlayan para politikası tedbirleri tersine dönerek, enflasyonu daha da artırıcı etki yaratabilmektedir. Belirli bir bütçe açığı düzeyinde, fiyatlar genel düzeyini yükselteceği düşüncesinden hareketle parasal finansmanın yerine borçla finansmana gidilmesi, bütçe üzerindeki faiz yükünü ve borç miktarını giderek daha da artıracaktır. Sürekli olarak borçlanma ile finanse edilen bütçe açıkları ise eninde sonunda enflasyonist etkiler yaratacaktır. Zira, ülkelerin borçlanma imkanlarının da bir sınırı bulunmaktadır ve bu sınıra ulaşıldığında bütçe açıkları mecburen parasallaşacak ve neticede borçlanma yoluyla finansman gelecekte daha fazla parasal büyümeyi getirecektir.

1980'lerin başlarında Sargent ve Wallace tarafından geleneksel anlayışa alternatif olarak öne sürülen ve özellikle fiyat istikrarının sağlanması bakımından uygun para politikalarının yanısıra uygun maliye politikalarının da gerekliliğine vurgu yapan görüş, 1990'lı yıllarda yeniden önem kazanmıştır. *Fiyat Düzeyi Mali Teorisi* olarak adlandırılan bu yeni görüşün teorik çerçevesi Leeper (1991), Sims (1994, 1997), Woodford (1994, 1995, 1998 ve 2001) ve Cochrane (1998, 1999, 2001, 2005)'in katkılarıyla oluşturulmuştur.

Fiyat Düzeyi Mali Teorisinde süreklilik kazanan bütçe açıkları ve finansman yöntemleri zamanlararası bütçe kısıtı yardımıyla incelenmektedir. Bu teoride fiyat düzeyini belirleyen temel unsur kamu borç stoku ile bütçe dengesini ilişkilendiren zamanlararası bütçe kısıtıdır. Teorinin odak noktasını oluşturan ve net yükümlülüklerin bugünkü reel değerinin gelecekteki birincil fazlaların bugünkü değerine eşit olması biçiminde tanımlanan zamanlararası bütçe kısıtı, tüm hükümetlerin ekonomi politikalarını yönlendirmede karşı karşıya oldukları bir kısıttır. Fiyat istikrarı amacını gerçekleştirebilmek için kamu otoritelerinin birincil fazlayı borç toplamalarını sınırlandıracak şekilde uyarlayabilmesi gerekmektedir. Bu uyarlamanın yapılabilirdiği durumda

merkez bankası borcu para basarak finanse etmek zorunda kalmayacak, fiyat istikrarı hedefi etkin bir biçimde gerçekleştirilecektir. Bu tür bir rejim, *Ricardocu* ya da *para politikası baskın* rejim olarak tanımlanmaktadır. Birincil açığın reel yükümlülüklerden bağımsız bir şekilde belirlendiği rejim ise Fiyat Düzeyi Mali Teorisi literatüründe *Ricardocu olmayan* ya da *maliye politikası baskın* rejim şeklinde ifade edilmektedir (Woodford, 1995).

Ricardocu rejimlerde, fiyat düzeyi klasik miktar eşitliği ile belirlenir. Bu rejimin varlığı durumunda para politikası aktif, maliye politikası pasif roldedir. Fiyatlar genel düzeyi para politikası tarafından belirlenir. Maliye politikası, kamu yükümlülüklerinin herhangi bir reel değeri için, hükümetin bugünkü değer bütçe kısıtını sağlayacak şekilde cari ve/veya gelecekteki birincil fazlayı uyarlar. Diğer bir ifade ile kamu otoritesi, mevcut borç düzeyinin değerinde değişme yaratan herhangi bir gelişme olursa, bütçesini ayarlayacağı garantisini verir. Bu durumda bütçe açığı ve kamu borçlarının büyüklüğü gibi mali indikatörler fiyat düzeyinin belirlenmesinde rol oynamaz. Mali otorite, zamanlararası bütçe kısıtını para politikası tarafından belirlenen enflasyon oranını hesaba katarak dengelemektedir. Fiyat Düzeyi Mali Teorisi'nin kurucularından olan Woodford (1995)'a göre, maliye politikasının Ricardocu olması için bir zorunluluk yoktur, maliye politikasının Ricardocu olması her zaman geçerli olan bir durum olmayıp, oldukça özel bir durumu yansıtmaktadır¹.

Ricardocu olmayan rejimlerde ise aktif ve pasif otoriteler yer değiştirir. Bu tür rejimlerde, birincil fazla bugünkü değer bütçe kısıtını sağlamak üzere yani borçları ödemeyi garanti edecek şekilde uyarlanmaz. Fiyat düzeyi, bugünkü değer bütçe kısıtı tarafından belirlenir. Maliye politikası bugünkü değer bütçe kısıtını sağlamak için gerekli disiplinden yoksunsa, merkez bankasının fiyat istikrarını sağlamak için etkin politikalar yürütmesi imkansızlaşır.

2. AMPİRİK LİTERATÜR

Fiyat Düzeyi Mali Teorisi bir yandan teorik düzeyde tartışılırken, diğer yandan ampirik alanda da büyük ilgi uyandırmıştır. Yapılan ampirik çalışma-

¹ Fiyat Düzeyi Mali Teorisine yöneltilen eleştiriler için bkz. W. Buiter (1997), B. T. McCallum (1997), M. Cushing (1999).

lar bir hayli farklılaşan sonuçlar vermektedir. Bohn (1998) tarafından ABD ekonomisine ilişkin olarak birincil fazla ile kamu borcu arasındaki ilişkiyi ortaya koymak üzere Fiyat Düzeyi Mali Teorisi temelinde yapılan ampirik araştırma, bu alanda gerçekleştirilen ilk çalışmalardan biridir. Çalışma neticesinde, 1916-1995 dönemi genelinde, birincil fazlanın kamu borcuna pozitif yönde tepki verdiği sonucuna ulaşılmıştır. Yazar bu sonucu, ABD kamu otoritelerince yürütülen maliye politikalarının sürdürülebilirliğinin bir göstergesi olarak ifade etmiştir. Yine aynı yıl içerisinde Fiyat Düzeyi Mali Teorisi literatürünün önde gelen isimlerinden biri olan Cochrane (1998) tarafından ABD ekonomisine ilişkin olarak yapılan çalışmada, 1960 yılından itibaren incelenen ABD ekonomik verilerinin Teori ile tutarlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Fiyat Düzeyi Mali Teorisi literatüründe özellikle ampirik alanda en çok örnek alınan çalışmalardan biri Canzoneri, Cumby ve Diba (2001) tarafından gerçekleştirilmiştir. Canzoneri, Cumby ve Diba (2001) VAR modeli kurarak yürüttükleri çalışmalarında etki-tepki fonksiyonları yardımıyla pozitif reel birincil fazla şokuna reel kamu borç stokunun bir sonraki dönem nasıl tepki verdiğini incelemişlerdir. Yazarlar, ABD ekonomisinin 1951-1995 dönemi verilerini kullanarak, birincil fazladaki pozitif şokların, kamu borcunun ulusal gelire oranında bir azalmaya neden olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Bu sonuç, ilgili dönemde ABD ekonomisinde Fiyat Düzeyi Mali Teorisinin geçerli olmadığı, yani uygulanan iktisadi rejiminin Ricardocu olmayan değil, tersine Ricardocu özellikler sergilediği şeklinde yorumlanmıştır.

Debrun ve Wyplosz (1999) Avrupa Birliği'ne üye 12 ülkeyi esas alarak yaptıkları çalışmada birincil fazlanın kamu borç stokuna tepkisini ölçmüş ve anılan ülkelerde Fiyat Düzeyi Mali Teorisinin geçersiz olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Melitz (2000) tarafından 19 OECD ülkesi esas alınarak yürütülen çalışma yine söz konusu ülkeler için Fiyat Düzeyi Mali Teorisini desteklemeyen sonuçlar vermiştir. Ampirik araştırma sonuçları, kamu otoritesinin ekonomi politikalarını yönlendirirken bütçe kısıtından bağımsız hareket etmediğini ortaya koymaktadır. Creel ve Sterdyniak (2001) tarafından ABD, Fransa ve Almanya için 1970-1999 dönemine ilişkin olarak yapılan çalışmada ABD ve Almanya'da maliye politikasının Ricardocu özellikler sergilediği, ancak Fransa'da söz konusu dönemde Ricardocu olmayan rejimin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ballabriga ve Martinez-Mongay (2002) Avrupa Birliği ülkelerinde, parasal birlik öncesinde maliye ve para

politikalarının işleyişini ele almışlardır. 1979-1998 dönemini kapsayan çalışmada sonuçlar, Avrupa Birliği ülkelerinde parasal birlik öncesinde para politikası baskın rejimin varlığına işaret etmektedir.

Tanner ve Ramos (2002) 1991-2000 yılları için Brezilya’da para politikasının mı yoksa maliye politikasının mı baskın rejim olduğunu belirlemeye çalışmışlardır. Çalışma neticesinde yalnızca 1995-1997 yılları arasında para politikası baskın rejim izlendiği sonucuna ulaşılmıştır. Bunun dışındaki dönemde ise ülke ekonomisi maliye politikası baskın bir rejimin varlığı tespit edilmiştir. Rocha ve Silva (2004) 1970’lerin sonu ile 1980’lerin başlarında Brezilya’da yaşanan yüksek enflasyonun sebeplerini Fiyat Düzeyi Mali Teorisi penceresinden ele almışlardır. Elde ettikleri sonuç ilgili dönemde ekonomide Ricardocu rejimin varlığına işaret etmektedir. Zoli (2005) para ve maliye politikalarının etkileşimini yükselen piyasalar için ele almıştır. İncelenen piyasalardan yalnızca Arjantin ve Brezilya’da 1990’lar ve 2000’lerin başlarında mali baskınlığa ilişkin kanıtlar bulunurken, Kolombiya, Meksika, Tayland ve Polonya için karışık sonuçlar elde edilmiştir. Afonso (2005), Ricardocu rejimin geçerliliğini 15 Avrupa Birliği ülkesi için test etmiş ve 1970-2003 dönemi için Ricardocu rejimi destekleyen sonuçlara ulaşmıştır. Bu ülkeler kamu yükümlülüklerindeki artışa, gelecekte daha çok fazla ile tepki vermedirler. Dolayısıyla elde edilen sonuçlar çerçevesinde analize dahil edilen 15 Avrupa Birliği ülkesinde Fiyat Düzeyi Mali Teorisi geçerliliğini yitirmektedir. Creel ve Le Bihan (2006) Fransa, Almanya, İtalya ve İngiltere için yaptığı analizde birincil fazladaki polizif bir şokun kamu borcunda azalmaya yol açtığını ortaya koymuş ve maliye politikasının Ricardocu olduğu sonucuna ulaşmıştır. Baldini ve Ribeiro (2008) Sahra-altı Afrika için yaptıkları çalışmada 1980-2005 döneminde birbiriyle oldukça farklılaşan sonuçlar elde etmişlerdir. Bazı ülkelerde maliye politikası baskın rejimin ağırlığı söz konusu iken diğer bazılarında ise para politikası baskın rejimin geçerli olduğu sonucuna varılmıştır.

Fiyat düzeyi mali teorisinin geçerliliğini tespit etmek ve fiyat düzeyinin belirlenmesinde para ve maliye politikalarından hangisinin baskın rejim olduğunu belirlemek üzere Türkiye’ye ilişkin olarak da bazı ampirik çalışmalar yapılmıştır. Telatar (2002) birincil fazla ve toplam kamu yükümlülükleri verilerini kullanarak kurduğu VAR modeli çerçevesinde 1985-1997 dönemi için Türkiye’de bütçe açıklarının finansmanında para ve maliye

otoritesi davranışları açısından, hangi rejimin geçerli olduğunu ortaya koymaya çalışmıştır. Analiz sonucunda birincil fazladaki bir şokun toplam kamu yükümlülüklerinde yarattığı tepki anlamsız bulunmuştur. Dolayısıyla bu dönemde Türkiye’de maliye politikası baskın rejimin geçerli olduğu, fiyatlar genel seviyesinin, maliye otoritesinin davranışları doğrultusunda belirlendiği sonucuna ulaşılmıştır. Creel ve Kamber (2004) 1975-2002 dönemi için yaptıkları analizde Türkiye’de Fiyat Düzeyi Mali Teorisinin geçerliliğini test etmek istemişlerdir. Yapılan VAR analizi çerçevesinde elde edilen sonuçlar Türkiye’de mali konuların fiyatlardaki artışı açıklayan önemli bir unsur olduğunu bir diğer ifade ile Fiyat Düzeyi Mali Teorisinin geçerliliğini ortaya koymaktadır. Saçkan (2006) 1988-2005 periyodunu iki alt döneme ayırarak incelemiştir. Ortaya çıkan sonuçlar 1988-2001 döneminde baskın olan rejimin Ricardocu olmayan maliye politikası olduğunu, 2001-2005 döneminde ise Ricardocu maliye politikasının baskın rejim olduğunu ortaya koymaktadır.

3. MODEL VE YÖNTEM

1988.4-2013.1 genel dönemi ile 1988.4-2001.1 ve 2001.1-2001.2 alt dönemlerinde Fiyat Düzeyi Mali Teorisinin Türkiye ekonomisinde geçerliliğinin ekonometrik tekniklerle test edildiği bu çalışmada, genel olarak Canzoneri, Cumby ve Diba (2001)’nın kullandıkları yöntemler takip edilmektedir.

Bir ülkede hükümetin j dönemindeki bütçe kısıtı nominal terimlerle şu şekilde yazılabilir:

$$B_j = (T_j - G_j) + (M_{j+1} - M_j) + B_{j+1} / (1 + i_j) \quad (1)$$

Burada M_j ve B_j sırayla, j döneminin başlangıcındaki parasal taban ve kamu net borç stok miktarı; $(T_j - G_j)$, j dönemindeki birincil fazla ve i_j , j dönemindeki faiz oranıdır. Yukarıdaki kısıtla borcun üç şekilde ödenebileceği ifade edilmektedir: ilk olarak hükümetler bütçeden pay ayırarak, ikinci olarak para basma yoluna gidip senyoraj geliri yaratarak ve son ola-

rak yeniden borçlanarak bu kısıtı sağlayabilir. Burada hükümetin, nominal yükümlülükler (B_j ve M_j) ihraç ederek borçlarını ödediği, bir diğer ifadeyle sonsuz borçlanmadığı varsayımı yapılmaktadır. B ve M'nin dönem başındaki nominal değerleri sabit olup, bunların reel değeri, dönem içindeki fiyatlar genel düzeyine göre değişiklik göstermektedir.

$$\frac{M_j+B_j}{P_j y_j} = \left[\frac{T_j-G_j}{P_j y_j} + \left(\frac{M_{j+1}}{P_j y_j} \right) \left(\frac{i_j}{1+i_j} \right) \right] + \left(\frac{y_{j+1}/y_j}{(1+i_j)(P_j/P_{j+1})} \right) \left(\frac{M_{j+1}+B_{j+1}}{P_{j+1} y_{j+1}} \right) \quad (2)$$

Canzoneri, Cumby ve Diba (2001) yaptıkları bir takım cebirsel işlemlerden sonra bütçe kısıtını ($M_j + B_j$) yeniden, yukarıdaki şekilde yazmaktadırlar. (2) no'lu denklem, j dönemindeki reel kamu yükümlülükleri toplamının, reel birincil fazla ile iskonto edilmiş gelecek dönem yükümlülükleri toplamına eşit olması gerektiğini ifade etmektedir. (2) no'lu denklem, sade bir gösterimle aşağıdaki şekilde ifade edilebilir:

$$w_j = s_j + \alpha_j w_{j+1} \quad (3)$$

Burada w_j toplam yükümlülüklerin GYİH'ye oranı, s_j birincil fazlanın GYİH'ye oranı ve α_j iskonto faktörüdür. ($t \leq j$) olmak üzere t dönemi için kamunun gelecekteki borç düzeyi ile ilgili beklentiler dikkate alınarak, dönemler arası bütçe kısıtının şimdiki değeri (3) no'lu denklem kullanılarak şu şekilde tanımlanabilir:

$$w_j = s_j + E_t \sum_{j=t+1}^{+\infty} (\prod_{k=t}^{j-1} \alpha_k) s_j \Leftrightarrow \lim_{T \rightarrow +\infty} E_t (\prod_{k=t}^{T+t-1} \alpha_k) w_{t+T} = 0 \quad (4)$$

Yukarıdaki denklem, hükümetin net yükümlülüklerinin şimdiki reel değerinin, gelecekteki birincil fazlaların şimdiki reel değerine eşit olması

gerektiğini ifade etmektedir. Bu koşulu sağlamanın farklı yolları olabilir. İlk olarak, ekonomide, indirgeme faktörü değerleri ve dönem başındaki reel yükümlülüklerin değeri ne olursa olsun, $\{s_j\}$ dizisi ile, (4) no'lu denklemi sağlayan içsel bir maliye politikası uygulanabilir. Woodford (2001) bu durumu Ricardocu rejim olarak tanımlamaktadır. İkinci olarak hükümet, $\{s_j\}$ dizisini yükümlülükler düzeyine uyarlamayabilir. Birincil fazlanın borçtan bağımsız olarak, dışsal bir süreçte belirlendiği bu durumda, iskonto faktörü ve dönem başındaki reel yükümlülükler, (4) no'lu denklemi sağlayacak şekilde uyarlanmalıdır. Böyle bir iktisadi politika rejimi ise Ricardocu olmayan rejimi ifade etmektedir.

Canzoneri, Cumby ve Diba (2001)'nin Ricardocu rejimi tanımlamak için kullandıkları mali kural aşağıdaki şekildedir:

$$s_j = c_j w_j + \varepsilon_j \quad (5)$$

Burada içinde bulunulan zamana göre değişen tepki parametresidir. ε_j , politik faktörleri ve iktisadi koşulları yansıtan rastlantısal değişkendir. c_j , α_j ve ε_j 'nin deterministik diziler olduğu ve ε_j 'nin dağılımının sabit olduğu varsayıldığında ve aşağıda yer alan C1 ve C2 koşulları sağlandığında, uygulanan mali kural Ricardocu rejim sonucunu verecektir:

$$0 \leq c_j < 1, \quad \limsup c_j > c^* > 0 \quad (C1)$$

$$D_t \equiv 1 + \sum_{j=t+1}^{+\infty} (\prod_{k=t}^{j-1} \alpha_k) < +\infty \quad (C2)$$

Canzoneri, Cumby ve Diba (2001), bir iktisadi rejimin Ricardocu veya Ricardocu olmayan bir rejim olduğu ayırımını yapabilmeyi yolunun, meydana gelen reel birincil fazla şokuna (s_j) bir sonraki dönem reel yükümlülüklerin (w_{j+1}) verdiği tepkiye bakmak olduğunu ileri sürmektedir. Bunun için önce (3) no'lu denklem ele alınır. İncelenen ekonomideki politika rejimi eğer Ricardocu ise reel birincil fazla ve reel kamu yükümlülüklerinden oluşan

VAR modelinde, bir sonraki dönem reel yükümlülüklerin, reel birincil fazla şokuna tepkisi negatif olacaktır. Ele alınan ekonomideki politika rejimi Ricardocu olmayan ise bu durumda üç olasılıktan bahsetmek gerekmektedir. İlk olasılık birincil fazladaki (s_t) bir şok ile gelecekteki birincil fazlalar ve iskonto faktörleri arasında ilişki olmama durumudur. Bu durumda bir dönem sonraki reel yükümlülükler (w_{t+1}) birincil fazla şokundan etkilenmeyecektir. İkinci olasılık birincil fazladaki (s_t) bir şok ile gelecekteki birincil fazlalar ve iskonto faktörleri arasında pozitif ilişki olma durumudur. Bu durumda bir sonraki dönem reel yükümlülükleri (w_{t+1}) artacaktır. Son olasılık ise birincil fazladaki bir şok ile gelecekteki birincil fazlalar ve iskonto faktörleri arasındaki negatif ilişki durumudur. Bir sonraki dönem reel yükümlülüklerin de düşeceği bu durum, hem Ricardocu olmayan ve hem de Ricardocu rejimlerde söz konusu olabilir. Tanımlama problemi içeren böyle bir durumda, birincil fazla değişkeninin gidişatında negatif bir otokorelasyon olasılığının araştırılması gerekir.

Bu çalışmada, yukarıdaki model referans alınarak 1988.4-2013.1 genel dönemi ile 1988.4-2001.1 ve 2001.2-2013.1 alt dönemlerinde Türkiye’de Fiyat Düzeyi Mali Teorisi’nin geçerliliği test edilmektedir. Bu amaç doğrultusunda kullanılan temel ampirik sınama, Canzoneri, Cumby ve Diva (2001)’nin çalışmaları takip edilerek etki-tepki fonksiyonları ile gerçekleştirilmektedir. Bununla birlikte etki-tepki fonksiyonlarının yanısıra çalışmada, eşbütünleşme ve vektör hata düzeltme teknikleri ile elde edilen sonuçlara da yer verilmektedir.

Çalışmada Johansen (1991) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından ortaya konulan maksimum olabilirliğe sahip çok değişkenli eşbütünleşme yöntemi kullanılmıştır. Bu yöntemin dayandığı vektör otoregresif (VAR) modellerde bir değişken, kendisinin ve modelde yer alan diğer değişkenlerin gecikmeli değerleri ile ifade edilmektedir. VAR, bütün değişkenlerin bağımlı kabul edildiği, eşanlı bir denklem sistemidir (Gujarati, 1999: 752).

Engle ve Granger (1987), iki değişkenin eşbütünleşik olması durumunda, kısa dönemde dengesizlikleri gideren bir hata düzeltme mekanizması olduğunu göstermektedir. Bu, bağımlı değişkendeki değişimlerin, açıklayıcı değişkenlerdeki değişimle eşbütünleşik regresyondaki gecikmeli hata teriminin bir fonksiyonu olduğu anlamına gelir. Hata düzeltme modelinin bir sonucu olarak, Y_t ’de ve X_t ’de meydana gelen değişime X_{t-i} , X_{t-i} ve bunların

da bir fonksiyonu olan gecikmeli hata düzeltme terimi neden olur. Granger (1988), eğer iki seri eşbütünleşik ise, bu seriler arasında tek yönlü de olsa mutlaka nedensellik ilişkisinin bulunacağını ifade etmektedir.

Hata düzeltme modeli, Canzoneri, Cumby ve Diba (2001)'nın modellerinde kullandıkları notasyon paralelinde aşağıdaki şekilde ifade edilebilir (Enders, 2004: 329):

$$\begin{aligned}\Delta s_t &= \beta_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \Delta s_{t-i} + \sum_{i=1}^p \mu_{1i} \Delta w_{t-i} + \lambda_{1i} \text{HDT}_{t-1} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta w_t &= \beta_2 + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} \Delta w_{t-i} + \sum_{i=1}^p \mu_{2i} \Delta s_{t-i} + \lambda_{2i} \text{HDT}_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (6)\end{aligned}$$

Yukarıdaki eşitliklerde Δ , fark operatörü; p , gecikme uzunluğu; β , α , μ ve λ tahmin edilmiş parametreler ve otokorelasyonsuz hata terimidir. HDT, eşbütünleşme dekleminin kalıntılarından elde edilen hata düzeltme terimidir (Enders, 2004: 329).

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin araştırılmasını izleyen aşamada, kısa dönemli politika şoklarının etkilerini ortaya koyabilmek amacıyla etki-tepki fonksiyonları analizi uygulanmıştır. Etki-tepki fonksiyonları, sitemdeki değişkenlerden birine gelen rastgele bir şokun, sistemdeki diğer değişkenlerin şimdiki ve gelecekteki değerlerine etkisini yansıtır. Literatürde, aralarında eşbütünleşme tespit edilen değişkenler arasında etki-tepki analizi yapılırken, doğrudan VAR tekniğinin kullanılmasının hatalı sonuçlar vereceği ileri sürüldüğünden, çalışmada uyguladığımız etki-tepki analizi, vektör hata düzeltme modelinden türetilen hata düzeltme terimini içeren VAR sistemine dayanmaktadır.

4. VERİ

1988.4-2013.1 dönemi ile 1988.4-2001.1 ve 2001.1-2001.2 alt dönemlerinde Türkiye’de Fiyat Düzeyi Mali Teorisinin geçerliliğini 3’er aylık veriler kullanarak ve vektör otoregresyon yöntemi ile incelediğimiz bu çalışmada, modelimizde yer alan temel değişkenler BDY ve TKYY’dır. BDY, faiz

dışı birincil dengenin nominal gayri safi yurtiçi hasılaya oranını ve TKYY, toplam kamu yükümlülüklerinin² nominal gayri safi yurtiçi hasılaya oranını ifade etmektedir.

Temel değişkenlerimize ilişkin verileri elde ederken kullandığımız GYİH verisinde meydana gelen değişiklik, verilerimizin üçer aylık olması nedeniyle büyük ölçüde mevsimsel niteliklidir. Bu nedenle tahmin edilen regresyonlarda S1, S2 ve S3 mevsimsel kukla değişkenleri kullanılmıştır. 2001 yılı başlarında yürürlüğe giren Güçlü Ekonomiye Geçiş Programıyla birlikte ekonomi politikalarında meydana gelen ve F-Chow testi ile de tespit ettiğimiz yapısal kırılmanın etkisini analize dahil edebilmek amacıyla, 1988.4-2013.1 dönemine ilişkin olarak yaptığımız ampirik sınamalarda, regresyona D kukla değişkeni de ilave edilmiştir³.

Çalışmada kullanılan faiz dışı birincil denge ve parasal taban⁴ değişkenlerine ait veri T.C. Merkez Bankası elektronik veri dağıtım sisteminde elde edilmiştir. Kamu net borç servisi verisi T.C. Başbakanlık Hazine Müsteşarlığı'ndan, nominal GYİH verisi ise T.C. Kalkınma Bakanlığı'ndan temin edilmiştir. Gerekli basit aritmetik işlemler tarafımızca gerçekleştirilmiştir.

5. BEKLENTİLER VE AMPİRİK BULGULAR

Beklentiler

1990'lı yıllar Türkiye ekonomisi açısından yüksek düzeyde seyreden kronik enflasyon, kamu açıkları ve borçlanma temelinde yaşanan istikrarsızlığın hüküm sürdüğü yıllar olmuştur. Bu dönemde alınan ekonomik tedbirler ve birçok kez yürürlüğe konulan istikrar programları uzun soluklu olamamıştır. 2001 yılı, Türkiye ekonomisi açısından bir dönüm noktası olarak kabul edilmektedir. 2001 krizi sonrasında “Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı” adıyla yürürlüğe konulan istikrar paketi ile yapısal reformlar ve yasal

² Toplam kamu yükümlülükleri, kamu net borç servisine parasal tabanın eklenmesiyle elde edilmiştir.

³ F-Chow test sonucu %5 hata payı ile 2001.2 döneminden itibaren yapısal bir farklılığın olduğunu ortaya koymaktadır. D kukla değişkeni bu doğrultuda oluşturulmuştur.

⁴ Parasal taban, rezerv para (bankaların ve mevduat toplayan diğer kuruluşlarının T.C. Merkez Bankası'ndaki hesaplarında bulunan mevduat) ve dolaşımdaki para toplamından oluşmaktadır.

düzenlemelere gidilerek mali sektörün yeniden yapılandırılması, Merkez Bankasının özerkleştirilmesi, kamu mali yönetimi ve kamu finansmanının güçlendirilmesi amaçlanmıştır. Program ile mali disiplin alanında kararlı adımlar atılmış ve bu çerçevede faiz dışı bütçe fazlası hedefi sistemin odak noktasına yerleştirilmiştir. Özellikle mali disiplin alanında kararlılıkla uygulanan program bir kaç yıl içerisinde sonuçlarını vermeye başlamış, faiz dışı fazla hedefi doğrultusunda kamu finansman dengesinde düzelme, reel faiz oranlarında düşüş ve enflasyon oranında tek haneli rakamlara iniş yaşanmıştır.

Fiyat Düzeyi Mali Teorisi açısından ele aldığımızda ortaya çıkan bu tablo, 2001 öncesi dönemde Türkiye’de bütçe kısıtından bağımsız politikalar izlendiği, bir diğer ifade ile maliye politikası baskın rejimin hüküm sürdüğü izlenimini vermektedir. Mali baskınlık, para otoritelerince alınan tedbirlerin etkinliğini zayıflatarak enflasyonla mücadele hedefinin başarısızlıkla sonuçlanmasına neden olmuştur. 2001 yılı sonrasında ise, yürürlüğe giren Programın en önemli ayaklarından birini oluşturan faiz dışı fazla hedefi bir tür mali kural özelliği taşımaktadır. Söz konusu hedef çerçevesinde hükümet, bu tarihten itibaren bütçe kısıtını göz önünde bulundurarak politika belirleme yoluna gitmiş ve Teori tarafından öngörülen para ve maliye politikaları koordinasyonu önemli ölçüde sağlanabilmiştir.

Çalışmanın bundan sonraki kısmında Türkiye’de 1988.4-2013.1 döneminde geçerli olan iktisat politikası rejimi, dönemin tamamını, yalnızca 2001 yılı öncesini ve yalnızca 2001 yılı sonrasını kapsayacak şekilde üç ayrı aşamada test edilecektir. Ekonomik yapıdaki tüm bu gelişmelerden hareketle, ampirik test sonuçlarına ilişkin beklentimiz, 2001 yılı öncesinde geçerli olan iktisadi politika rejiminin Ricardocu olmayan, bir diğer ifade ile maliye politikası baskın rejim, 2001 yılı sonrası dönemde ise Ricardocu yani para politikası baskın rejim özelliği sergilemesi yönündedir.

Ampirik Bulgular

Türkiye’de 1988.4-2013.1 döneminde geçerli olan politika rejiminin Ricardocu olup olmadığını test edebilmek amacıyla eşbütünleşme, vektör hata düzeltme ve devamında etki-tepki fonksiyonları uygulanmaktadır. Ancak bu testleri uygulayabilmek için öncelikle serilerin durağan olup olmadıkları kontrol edilmelidir. Bu amaçla ilgili verilere öncelikle Genişletilmiş Dickey-

Fuller ile Zivot ve Andrews birim kök testleri uygulanmıştır.

Tablo 1’de Genişletilmiş Dickey-Fuller Test sonuçları yer almaktadır. Bu tablodan izlenebileceği üzere, ele alınan değişkenlerin, üç inceleme dönemi-nin üçünde de seviyelerinde durağan olmadıkları görülmektedir. Bir başka deyişle tüm değişkenler birim köke sahiptir. Öte yandan yine aynı tablodan, değişkenlerin birinci derece farklarının durağan olduğu gözlenmektedir. Bu durumda değişkenlerin $I(1)$, bir diğer ifadeyle birinci dereceden durağan oldukları anlaşılmaktadır.

Tablo 1: Genişletilmiş Dickey-Fuller Test Sonuçları

Genişletilmiş Dickey ve Fuller Testi					
Dönem	Değişken	S		Δ	
		t_μ	t_τ	t_μ	t_τ
1988.4-2013.1	BDY	-1.89 (4)	-2.03 (4)	-5.68 (3)	-9.67 (2)
	TKYY	-2.12 (8)	-2.26 (8)	-3.43 (3)	-3.47 (3)
1988.4-2001.1	BDY	-2.55 (0)	-3.51 (0)	-5.78 (2)	-5.71 (2)
	TKYY	-1.83 (6)	-1.91 (6)	-2.98 (5)	-3.05 (6)
2001.2-2013.1	BDY	-1.86 (4)	-1.17 (3)	-8.25 (2)	-8.40 (2)
	TKYY	-0.45 (9)	-3.01 (7)	-2.91 (9)	-2.99 (9)

S ve Δ sırasıyla seviye ve birinci farkı ifade etmektedir. t_μ ve t_τ ise regresyonlara dayanarak elde edilen, sırasıyla sabitli ve trendli t istatistiklerini göstermektedir. Dickey and Fuller (1979) tarafından geliştirilen Genişletilmiş Dickey-Fuller testinde sıfır hipotezi, değişkenin birim köke sahip olduğunu ifade etmektedir. Parantez içindeki değerler AIC kullanılarak elde edilen gecikme değerleridir. % 5 anlamlılık düzeyindeki t kritik değerleri sabit ve trend durumunda sırasıyla -2.88 ve -3.45, % 1 anlamlılık düzeyindeki t kritik değerleri sabit ve trend durumunda sırasıyla -3.50 ve -4.05’dir.

Dickey Fuller ve Genişletilmiş Dickey Fuller Testleri gibi geleneksel birim kök testlerinin zayıf yanı, veride meydana gelen yapısal kırılma ihtimalini göz ardı etmesidir. Zivot ve Andrews (1992) yapısal kırılmanın var olduğu zaman serilerinde, geleneksel birim kök tekniklerinin, serinin birim köke sahip olduğu temel hipotezini kabul etme yönünde sonuçlar verdiğini göstermektedir. Bu nedenle geleneksel birim kök testlerini kullanarak, serilerin durağan olduğuna dair bulgular elde edilemediği durumlarda, deterministik trend yanlış belirlenebilir.

Türkiye’de geçerli olan ekonomi politikalarının niteliğini incelediğimiz 1988.4-2013.1 döneminde, Türkiye’de ekonomik krizler yaşanmıştır. Yaşanan bu krizlerin, analizimizdeki temel değişkenleri elde ederken kullandığımız Gayri Safı Yurt İçi Hasıla değişkeni üzerinde yapısal bir kırılmaya sebep olabileceği düşünülerek, değişkenlerimize Zivot-Andrews birim kök testi uygulanmaktadır. Tablo 2’de Model A, Model B ve Model C’ye göre elde edilen test sonuçları, 1988.4-2013.1 genel dönemi ile 1988.4-2001.1 döneminde BDY ve TKYY değişkenlerinin birim köke sahip olduğuna işaret etmektedir. 2001.2-2013.1 dönemini ele aldığımızda ise sabitte kırılmaya izin veren Model A’ya göre, her iki değişkenin de seviyelerinde durağan olduğu görülmektedir. Ancak aynı dönemde Model B ve Model C’ye göre elde edilen test sonuçları, %5 istatistiksel anlamlılık seviyesine göre serilerin seviyelerinde durağan olmadıklarını ortaya koymaktadır. Bu bulguları elde ettikten bir sonraki aşama, değişkenler arasında bir eşbütünleşim ilişkisi olup olmadığının sınanmasıdır.

Tablo 2: Zivot Andrews Test Sonuçları

Değişkenler	Analiz Dönemi	Model A		Model B		Model C	
		Kırılma Yılı ve Dönemi	Test İstatistiği	Kırılma Yılı ve Dönemi	Test İstatistiği	Kırılma Yılı ve Dönemi	Test İstatistiği
BDY	1988.4-2013.1	2004:01	-4.28 (4)	1991:01	-3.78 (4)	2004:01	-5.07 (4)
TKYY		2000:02	-4.18 (4)	1990:03	-3.70 (4)	2000:04	-5.06 (4)
BDY	1988.4-2001.1	1994:02	-4.24 (0)	1999:02	-3.85 (0)	2000:04	-5.06 (0)
TKYY		1990:03	-3.70 (4)	1991:01	-3.78 (4)	2000:04	-5.06 (4)
BDY	2001.2-2013.1	2004:02	-6.19 (3)	2005:01	-3.50 (3)	2004:02	-5.52 (3)
TKYY		2009:01	-6.84 (4)	2003:02	-3.10 (4)	2009:01	-5.49 (4)

Not: Model A sabitte, Model B, trendde, Model C ise hem sabitte ve hem de eğimde bir değişime izin vermektedir. Parantez içindeki değerler, Akaike bilgi kriteri tarafından otomatik olarak seçilen gecikme sayılarıdır. Kritik değerler %5 istatistiksel anlamlılık seviyesine göre Model A için -4.80, Model B için -4.42, Model C için -5.08’tir.

Araştırmamızın ilk kısmını oluşturan 1988.4-2013.1 dönemine ilişkin ampirik sınamada, ele aldığımız değişkenler arasındaki olası bir eşbütünleşim ilişkisinin varlığı test edilirken kullanılması gereken gecikme uzunluğu Akaike ve Hannan-Quinn bilgi kriterlerine göre belirlenmiştir. Bu kriterler gecikme uzunluğunun “beş” olması gerektiğine işaret etmektedir. Gecikme uzunluğu “beş” olarak alındığında, elde edilen trace ve en büyük özdeğer test sonuçları Tablo 3’te yer almaktadır.

Tablo 3: BDY – TKYY Değişkenlerine İlişkin Johansen Eşbütünleşme Test Sonuçları (1988.4-2013.1)

BDY – TKYY	H_0	H_1	İstatistik	%5 Kritik Değeri
Trace Testi	$r = 0$	$r \geq 1$	37.12	25.87
	$r \leq 1$	$r = 2$	6.76	12.52
En Büyük Özdeğer Testi	$r = 0$	$r = 1$	30.36	19.39
	$r \leq 1$	$r = 2$	6.76	12.52
Eşbütünleşim Denklemi	$BDY = 0.239TKYY + 0.005T - 0.378$ (0.0000) (0.0000)			

() içindeki değerler olasılık değerleridir. Akaike ve Hannan-Quinn Bilgi kriterlerine göre gecikme uzunluğu “beş”tir.

Tablo 3’te yer alan trace ve en büyük özdeğer test istatistiklerinin sonuçlarına dayanarak, BDY ve TKYY değişkenleri arasında bir eşbütünleşim ilişkisi olmadığını ileri süren H_0 hipotezi reddedilmekte ve söz konusu değişkenler arasında bir adet eşbütünleşen vektör olduğu görülmektedir. Bunun anlamı, değişkenler arasında uzun dönemli ilişki bulunduğuudur. Normalize edilmiş eşbütünleşik denklem, aynı tablonun alt kısmında yer almaktadır. Bu denklemdeki TKYY değişkeni ile Trend değişkeninin katsayılarının pozitif ve istatistiksel açıdan anlamlı olduğu görülmektedir. Eğer iki değişken eşbütünleşik ise Engle ve Granger (1987) bu eşbütünleşmenin hata düzeltme vektörünün olacağını ifade etmektedir.

Tablo 4’te BDY ve TKYY değişkenlerine ilişkin ve 1988.4-2013.1 dönemine ait vektör hata düzeltme sonuçları yer almaktadır. Tablodaki hata düzeltme terimi, gecikmeli değerlere ait ki-kare dağılımı ve F-test istatistiği sonuçları, uzun dönemde BDY değişkeninden TKYY değişkenine ve TKYY

değişkeninden BDY değişkenine iki yanlı ilişkiye işaret etmektedir. Kısa dönemde ise her iki durum için de bir ilişkinin varlığı tespit edilememiştir.

Tablo 4: BDY – TKYY Değişkenlerine İlişkin VEC Granger Neden-sellik Test Sonuçları (1988.4-2013.1)

Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişken	Hata Düzeltme Terimi	Gecikmeli Değerlere Ait Ki-Kare Dağılımı	F-Test İstatistiği
BDY	TKYY	-0.143 (0.045)	8.56 (0.13)	3.376 (0.000)
TKYY	BDY	-0.37 (0.000)	3.61 (0.61)	20.47 (0.000)

() içindeki değerler olasılık değerleridir. S1 ve S2 mevsimsel kukla değişkenleri ile D kukla değişkenine ilişkin elde edilen t istatistik değerleri istatistiksel açıdan anlamlıdır.

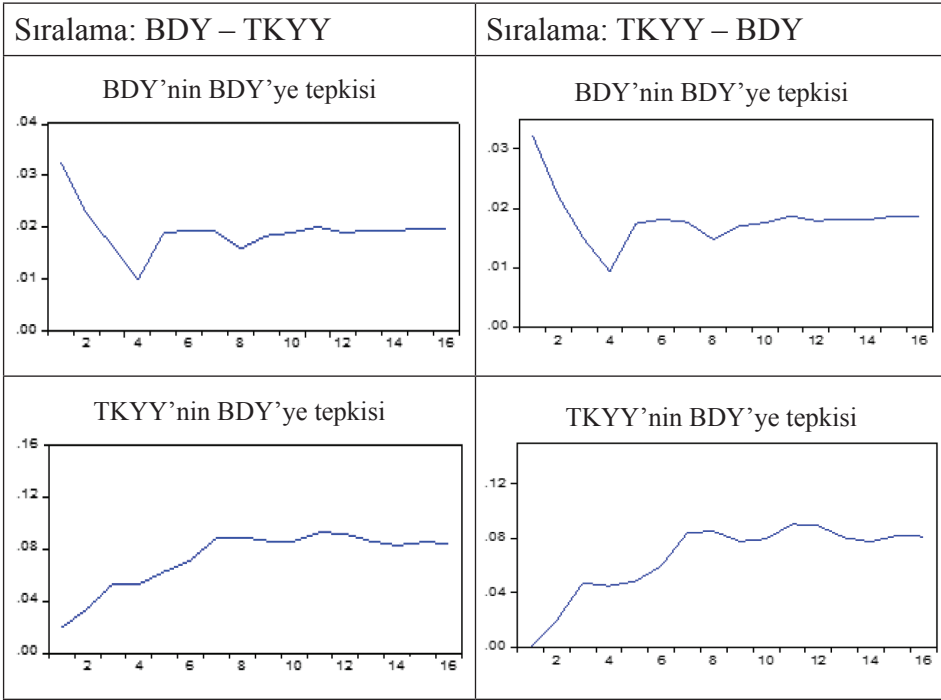
Vektör hata düzeltme modeli sonuçlarını elde ettikten sonra analizimizin bu aşamasında Canzoneri, Cumby ve Diba (2001) ile aynı paralelde etki-tepki fonksiyonları uygulanmaktadır. Bununla birlikte, kısa dönemli politika şoklarının etkilerini tespit edebilmek amacıyla uygulayacağımız etki-tepki analizi Canzoneri, Cumby ve Diba (2001)'nin çalışmalarından farklı olarak VECM'den türetilen hata düzeltme terimini içermektedir.

Etki-tepki fonksiyonlarının sonuçlarını analiz ederken odak noktamız, BDY ve TKYY değişkenlerinin BDY'de meydana gelecek şoklara olan tepkisidir. Şekil 1'de VECM üzerinden hesaplanan etki-tepki fonksiyonlarına ilişkin sonuçlar yer almaktadır. Bu etki-tepki fonksiyonu sonuçlarından sol tarafta BDY, sağ tarafta ise TKYY sıralamada başta yer almaktadır. Gecikme uzunlukları “beş”tir.

Şekil 1'e göre BDY'ye verilen bir standart sapmalık bir şoka, TKYY değişkeninin tepkisi, hangi sıralamayı göz önünde bulundurursak bulunduralım, pozitif şekilde gerçekleşmiştir. Bu durum, BDY değişkenine verilen bir standart sapmalık şoka, değişkenin kendisinin tepkisi ne olursa olsun,

Ricardocu olmayan bir politika rejimine işaret etmektedir⁵. Genel döneme ilişkin D kukla değişkeni kullanarak elde edilen sonuçlar, D kukla değişkeni kullanılmadan da benzer şekilde elde edilmiştir.

Şekil 1: BDY Değişkenindeki Şoka BDY ve TKYY Değişkenlerinin Tepkisi (1988.4-2013.1)



Akaike ve Hannan-Quinn Bilgi kriterlerine göre gecikme uzunluğu “beş”tir.

Çalışmanın önceki kısımlarında da belirtildiği gibi Türkiye’de 2001 yılından itibaren farklı politikalar izlenmeye başlanmış ve bu durum ekonomide yapısal değişikliklere yol açmıştır. Bu yapısal değişikliğin varlığı, yaptığımız F-Chow testi ile de ortaya konmuştur. F-Chow test sonucu %5 hata payı ile 2001.2 döneminden itibaren yapısal bir farklılığın olduğunu ortaya koymaktadır. Dolayısıyla yapısal değişikliktен önceki ve sonraki döneme yönelik yapılacak olan amprik sınamalar, farklı dönemlerde farklı

⁵ Genel döneme ilişkin D kukla değişkeni kullanarak elde edilen sonuçlar, D kukla değişkeni kullanılmaksızın da benzer şekilde elde edilmiştir.

politika rejimlerinin geçerli olduğuna dair sonuçlar verebilir. Bu nedenle Türkiye’de uygulanan politika rejiminin niteliğini, araştırma dönemimizi 1988.4-2001.1 ve 2001.2-2013.1 şeklinde iki alt döneme ayırarak test etmek yerinde olacaktır.

Aşağıdaki analizde ilk olarak, 1988.4-2001.1 dönemine yönelik bir ampirik sınaama gerçekleştirilmektedir. Bu amaçla ilk olarak, değişkenlerimizin I(1) olması sebebiyle, aralarında bir eşbütünleşim ilişkisi olup olmadığına bakılacaktır. Değişkenler arasında eşbütünleşim ilişkisinin var olup olmadığı test edilirken kullanılması gereken gecikme uzunluğu, LR Test İstatistiği, Son Tahmin Hata Kriteri ile Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn Bilgi kriterlerine göre “bir” olarak belirlenmiştir. Bu gecikme uzunluğuna göre yapılan trace testine ve en büyük özdeğer testine ait sonuçlar Tablo 5’ten izlenebilmektedir. Bu tablodan görüldüğü üzere her iki test istatistiğine dayanarak FD ve LGSYIH değişkenleri arasında bir eşbütünleşim ilişkisi olmadığını ileri süren Ho hipotezini reddedemeyiz. Diğer bir ifadeyle söz konusu değişkenler arasında bir eşbütünleşim ilişkisi yoktur.

Tablo 5: BDY – TKYY Değişkenlerine İlişkin Johansen Eşbütünleşme Test Sonuçları (1988.4-2001.1)

BDY – TKYY	H_0	H_1	İstatistik	%5 Kritik Değeri
Trace Testi	$r = 0$	$r \geq 1$	25.06	25.87
	$r \leq 1$	$r = 2$	11.60	12.52
En Büyük Özdeğer Testi	$r = 0$	$r = 1$	13.46	19.39
	$r \leq 1$	$r = 2$	11.61	12.52

LR Test İstatistiği, Son Tahmin Hata Kriteri ile Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn Bilgi kriterlerine göre gecikme uzunluğu “bir” olarak belirlenmiştir.

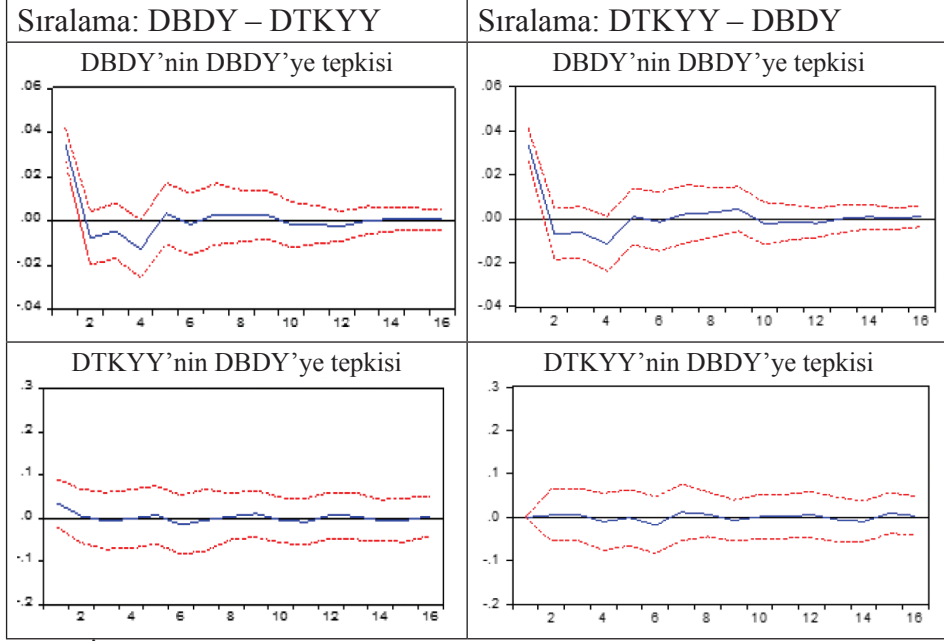
Vektör Hata Düzeltme Modelinin 1988.4-2001.1 dönemine ilişkin BDY ve TKYY değişkenleri için uygun olmaması nedeniyle, kısıtsız Vektör Otoregresyon Tahminleri (VAR) üzerinden etki-tepki uygulaması gerçekleştirilmektedir. Analizde kullanılması gereken gecikme uzunlukları LR Test İstatistiği ile Akaike Bilgi kriterine göre belirlenmiştir. Söz konusu kriterler VAR gecikme uzunluğunun “altı” olması gerektiğini belirtmektedir.

Şekil 2’de VAR tahminleri üzerinden elde edilen etki-tepki fonksiyonları sonuçları yer almaktadır. Sol taraftaki gösterimde DBDY değişkeni, sağ taraftakinde ise DTKYY değişkeni sıralamada önce gelmektedir⁶. Şekildeki noktalı çizgiler iki standart sapma bandını temsil etmektedir.

Aşağıda yer alan 1988.4-2001.1 dönemine ilişkin, her iki sıralama ile elde edilen etki-tepki fonksiyonları sonuçlarının, birbirine çok benzer olduğu görülmektedir. Elde edilen etki-tepki fonksiyonlarında, birincil fazlaya verilen pozitif bir şoka, gelecekteki birincil fazlaların ve toplam kamu yükümlülüklerinin tepkisinin bazı dönemlerde pozitif, bazı dönemlerde ise negatif olduğu görülmektedir. Ricardocu olmayan politika rejimi görünümü arz eden şekil hakkında daha sağlıklı bir yorum yapabilmek için, DBDY’nin DBDY’ye belli bir dönemdeki tepkisini, DTKYY’nin DBDY’ye o döneme karşılık gelen tepkisi ile karşılaştırmalı olarak ele almak gerekmektedir. Bu doğrultuda farklı sıralamadaki her iki etki-tepki fonksiyonu sonuçlarına bakıldığında, DBDY’nin DBDY’ye tepkisinin pozitif olduğu dönemlerde, DTKYY’nin DBDY’ye tepkisinin de pozitif olduğu görülmektedir; bu durumu Canzoneri, Cumby ve Diba (2001) Ricardocu olmayan rejim olarak tanımlamaktadır. DBDY’nin DBDY’ye tepkisinin negatif olduğu dönemlerde ise DTKYY’nin DBDY’ye tepkisinin genel olarak ya sıfır ya da pozitif olduğu görülmektedir. Bununla birlikte yalnızca DBDY-DTKYY sıralamasını göz önünde bulundurduğumuzda, bu sıralamanın yalnızca birinci dönemine kadar DBDY’de meydana gelen artışa DBDY’nin verdiği yukarı yönlü tepki istatistiksel açıdan anlamlıdır. Geriye kalan diğer onbeş dönem için istatistiksel açıdan anlamlı sonuçlar elde edilememiştir.

⁶ DBDY ve DTKYY, sırayla BDY’nin ve TKYY’nin fark alınmış ifadeleridir.

Şekil 2: DBDY Değişkenindeki Şoka DBDY ve DTKYY Değişkenlerinin Tepkisi (1988.4-2001.1)



LR Test İstatistiği ve Akaike Bilgi kriterine göre gecikme uzunluğu “altı” olarak belirlenmiştir.

Son inceleme dönemimiz olan 2001.2-2013.1’de uygulanan politika rejiminin para politikası mı yoksa maliye politikası mı baskın bir rejim olduğunu ortaya koyabilmek için, yine yukarıdaki incelemelerde olduğu gibi önce eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Söz konusu teste ilişkin gecikme uzunlukları son tahmin hata ve Akaike bilgi kriterlerine göre “altı” olarak belirlenmiştir. Onsekiz aylık gecikme uzunluğu kullanıldığında elde edilen trace ve en büyük özdeğer test sonuçları Tablo 6’dan izlenebilmektedir. Aşağıdaki tabloda yer alan sonuçlara göre BDY ve TKYY değişkenleri arasında bir eşbütünleşim olmadığını ileri süren H_0 hipotezi reddedilmelidir. Değişkenler arasında bir adet eşbütünleşen vektör vardır, bir diğer ifadeyle değişkenler arasında uzun dönemli ilişki bulunmaktadır. Tablonun alt kısmında yer alan normalize edilmiş eşbütünleşme katsayılarına bakıldığında, TKYY’de meydana gelen bir birimlik artışın BDY’de 0.25 birimlik bir azalış yarattığı sonucu ortaya çıkmaktadır. Elde edilen katsayılar istatistiksel olarak anlamlıdır.

Tablo 6: BDY – TKYY Değişkenlerine İlişkin Johansen Eşbütünleşme Test Sonuçları (2001.2-2013.1)

BDY – TKYY	H_0	H_1	İstatistik	%5 Kritik Değeri
Trace Testi	$r = 0$	$r \geq 1$	27.76	25.87
	$r \leq 1$	$r = 2$	9.99	12.52
En Büyük Özdeğer Testi	$r = 0$	$r = 1$	22.64	19.39
	$r \leq 1$	$r = 2$	10.01	12.52
Eşbütünleşim Denklemi	$\text{BDY} = -0.250\text{TKYY} - 0.009\text{T} + 0.659$ (0.0122) (0.026)			

() içindeki değerler olasılık değerleridir. Son Tahmin Hata ve Akaike Bilgi kriterlerine göre gecikme uzunluğu “altı”dır.

2001.2-2013.1 dönemindeki BDY ve TKYY değişkenlerine ait vektör hata düzeltme modeli sonuçları aşağıdaki tabloda yer almaktadır. Tablodaki hata düzeltme terimi, gecikmeli değerlere ait ki-kare dağılımı ve F-test istatistiği sonuçları, uzun dönemde BDY değişkeninden PNDSY değişkenine ve PNDSY değişkeninden BDY değişkenine iki yanlı bir ilişkiye işaret etmekle birlikte, iki değişken arasında kısa dönemde her iki durum için de bir ilişkinin varlığı olası görünmemektedir.

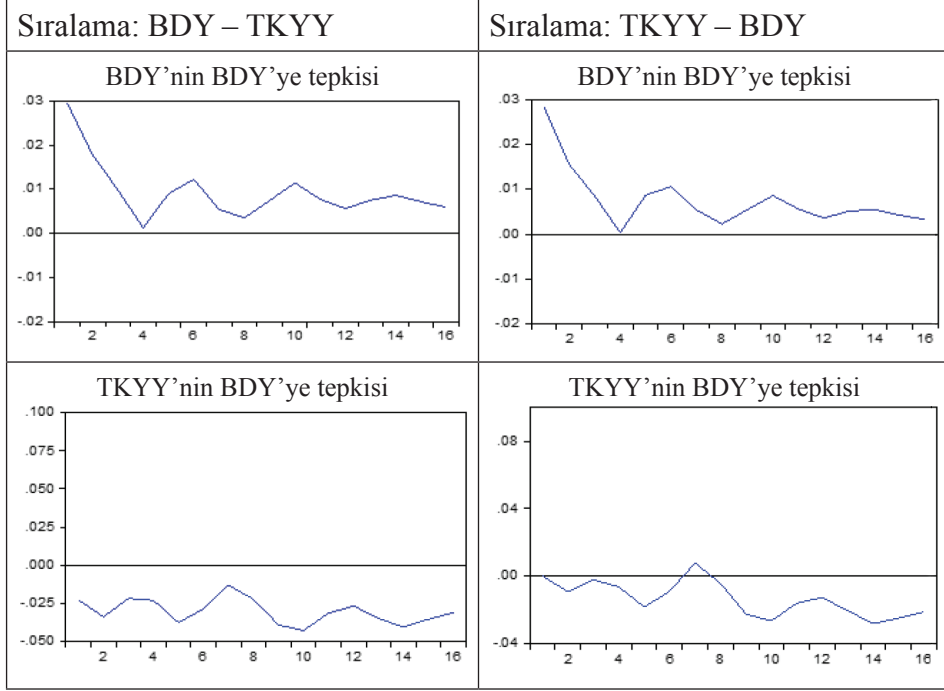
Tablo 7: BDY – TKYY Değişkenlerine İlişkin VEC Granger Neden-sellik Test Sonuçları (2001.2-2013.1)

Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişken	Hata Düzeltme Terimi	Gecikmeli Değerlere Ait Ki-Kare Dağılımı	F-Test İstatistiği
BDY	TKYY	-0.202 (0,01)	4.727 (0.60)	1.879 (0.04)
TKYY	BDY	-0.089 (0.23)	5.43 (0.49)	7.864 (0.00)

() içindeki değerler olasılık değerleridir. S2 ve S3 mevsimsel kukla değişkenlerine ilişkin t istatistik değerleri istatistiksel açıdan anlamlı elde edilmmiştir.

Ele aldığımız son inceleme dönemine ilişkin, son olarak uyguladığımız Vektör Hata Düzeltme Modelinden elde edilmiş etki-tepki fonksiyonlarının sonuçları aşağıdaki Şekil’de yer almaktadır.

Şekil 3: BDY Değişkenindeki Şoka BDY ve TKYY Değişkenlerinin Tepkisi (2001.2-2013.1)



Son Tahmin Hata ve Akaike Bilgi kriterlerine göre gecikme uzunluğu “altı”dır.

Şekil 3’te BDY’de 0’ıncı dönemde meydana gelen değişime TKYY’nin 1’inci dönemdeki tepkisi, BDY-TKYY sıralamasını göz önüne aldığımızda, onaltı dönem boyunca negatiftir. Bununla birlikte TKYY-BDY sıralamasını dikkate aldığımızda, yedinci dönem hariç olmak üzere diğer bütün dönemlerde sözü edilen tepkinin negatif olduğu gözlenmektedir. Bu negatif tepki Ricardocu rejimlerde ortaya çıkabilir.

Tablo 8: BDY Değişkenine İlişkin Otokorelasyon Değerleri

Otokorelasyon	Q İstatistiği	Olasılık	Otokorelasyon	Q İstatistiği	Olasılık		
1	0.751	28.795	0.000	11	0.042	122.27	0.000
2	0.607	47.998	0.000	12	0.010	122.28	0.000
3	0.535	63.240	0.000	13	0.023	122.31	0.000
4	0.615	83.846	0.000	14	0.009	122.32	0.000
5	0.494	97.450	0.000	15	0.018	122.34	0.000
6	0.358	104.79	0.000	16	0.010	122.35	0.000
7	0.300	110.06	0.000	17	-0.025	122.40	0.000
8	0.345	117.22	0.000	18	-0.024	122.44	0.000
9	0.248	121.01	0.000	19	-0.048	122.63	0.000
10	0.135	122.16	0.000	20	-0.096	123.42	0.000

Bununla birlikte BDY’de meydana gelen bir artış, eğer gelecekteki beklenen birincil fazlaları, bu birincil fazlaların şimdiki değerini düşürecek kadar azaltıyorsa, toplam kamu yükümlülüklerinin, birincil fazladaki artışa negatif tepkisi, Ricardocu olmayan rejimlerde de gözlenebilecektir. Tablo 8’de verilen BDY değişkenine ilişkin otokorelasyon ve Q istatistik değerleri onyedinci döneme kadar pozitif ve istatistiksel açıdan anlamlı otokorelasyonun var olduğunu ve dolayısıyla yukarıda sözü edilen durumun geçerli olmadığını ortaya koymaktadır. Daha sonra yine Şekil 3’teki BDY ve TKYY’nin birleşik dinamiklerine dönüp VECM’den elde ettiğimiz BDY-TKYY ve TKYY-BDY sıralamalı etki-tepki fonksiyonlarına baktığımızda, her iki sıralamada da BDY’nin BDY’ye tepkisinin birbirine benzer nitelikte olduğu görülmektedir; sözü edilen tepki onaltı dönem boyunca pozitif seyretmektedir.

SONUÇ

Bu çalışmada Fiyat Düzeyi Mali Teorisinin 1988.4-2013.1 aralığında Türkiye ekonomisinde geçerliliği, üçer aylık very seti kullanılarak, Johansen eşbütünleşme testi, vektör hata düzeltme modeli ve etki-tepki fonksiyonları ile sınanmıştır.

2001 yılında Güçlü Ekonomiye Geçiş Programının yürürlüğe konmasıyla birlikte Türkiye ekonomisinde meydana gelen yapısal değişiklik göz önünde

bulundurularak, araştırma dönemi, 1988-2013 tam döneminin yanı sıra, 2001 öncesi ve sonrası olmak üzere iki alt döneme ayrılmıştır. Yapılan F-Chow testi de, 2001.2 dönemi sonrasında bir yapısal değişiklik olduğu sonucunu vermiştir.

Ampirik sınamada öncelikle 1988.4-2013.1 döneminin tamamı ele alınmıştır. Bu döneme ilişkin yapılan eşbütünleşme ve vektör hata düzeltme modeli sonuçları, toplam kamu yükümlülükleri ile birincil denge arasında uzun dönemde çift yönlü bir ilişkiye işaret etmekle birlikte, kısa dönemde söz konusu değişkenler arasında bir ilişki bulunamamıştır. Ardından 5 gecikme uzunluğu ile gerçekleştirilen etki-tepki fonksiyonları, 1988.4-2013.1 döneminde Türkiye’de geçerli olan ekonomi politikası rejiminin Ricardocu olmadığını ortaya koymuştur.

Çalışmada ikinci olarak gerçekleştirdiğimiz ampirik analiz, 1988.4-2001.1 dönemine ilişkindir. Bu döneme ait veriye uyguladığımız eşbütünleşme test sonuçları, zaman serileri arasında bir eşbütünleşim ilişkisi olmadığı, bir diğer ifade ile değişkenler arasında uzun dönemde bir ilişki bulunmadığı sonucunu vermiştir. Bunun üzerine etki-tepki fonksiyonları analizi, vektör otoregresyon tahminleri üzerinden uygulanmıştır. Bu sınama sonucunda elde edilen bulgular, toplam kamu yükümlülükleri ve birincil denge değişkenleri arasındaki etkileşimin, tüm dönemde olduğu gibi, Ricardocu olmayan bir nitelik sergilediğini göstermiştir.

Üçüncü ve son olarak gerçekleştirdiğimiz test, 2001.2-2013.1 dönemine, yani Türkiye’de yapısal değişikliğin meydana geldiği döneme ilişkindir. Bu döneme ait veriye uyguladığımız eşbütünleşim testi ile vektör hata düzeltme modeli ile elde edilen sonuçlar, toplam kamu yükümlülükleri ve birincil denge değişkenleri arasında uzun dönemli ilişki olduğuna işaret etmektedir. Kısa dönemde sözü edilen değişkenler arasında bir ilişki saptanamamıştır. Hata düzeltme terimini içeren etki-tepki fonksiyonları, Türkiye’de Ricardocu ekonomi politikalarının uygulandığı göstermektedir.

KAYNAKÇA

- AFONSO, António (2005). “*Ricardian Fiscal Regimes in the European Union*”, European Central Bank Working Paper Series, No. 558.
- BALLABRIGA, Fernando ve Carlos MARTÍNEZ-MONGAY (2002). “*Has EMU Shifted Policy?*”, European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, **Economics Papers**, No.166.
- BALDINI, Alferdo ve Marcos Poplawski RIBEIRO (2008). “*Fiscal and Monetary Anchors for Price Stability: Evidence from Sub-Saharan Africa*”, IMF Working Paper WP/08/121.
- BOHN, Henning (1998). “*The Behaviour of U.S. Public Debt and Deficits*”, **Quarterly Journal of Economics**, 113, pp. 949-64.
- BUITER, Willem (1997). “*Neutrality, Price Level Indeterminacy, Interest Rate Pegs and Fiscal Theories of the Price Level*”, Mimeo.
- CANZONERI, Matthew B., Robert E. CUMBY ve Behzad T. DIBA (2001). “*Is The Price Level Determined By The Needs Of Fiscal Solvency?*”, **American Economic Review**, 91(5), pp. 1221–1238.
- COCHRANE, John H. (1998). “*A Frictionless View Of US Inflation*”, in B. Bernake and J. Rotemberg (eds), **NBER Macroeconomics Annual**, pp 323–84.
- COCHRANE, John H. (2001). “*Long Term Debt And Optimal Policy In The Fiscal Theory Of The Price Level*”, **Econometrica**, 69(1), pp. 69-116.
- COCHRANE, John H. (2005). “*Money As Stock*”, **Journal of Monetary Economics**, 52(3), pp. 501–528.
- CREEL, Jérôme ve Henri STERDYNIAK (2001). “*La Théorie Budgétaire Du Niveau Des Prix: Un Bilan Critique*”, **Revue d’Economie Politique**, 6, pp. 909-940.
- CREEL, Jérôme ve Hervé Le Bihan (2006). “*Using Structural Balance Data to Test the Fiscal Theory of the Price Level: Some International Evidence*”, **Journal of Macroeconomics**, 28, pp. 338-360.

- CREEL, Jérôme ve Güneş KAMBER (2004). “*Debt, Deficit and Inflation on the Road to the EU: The Case of Turkey*”, **(OFCE) Observatoire Français des Conjonctures Economiques**, Special Issue, April.
- CUSHING, Matthew J. (1999). “*The Indeterminacy of Prices Under Interest Rate Pegging: The Non-Ricardian Case*”, **Journal of Monetary Economics**, 44, pp. 131-148.
- DEBRUN, Xavier ve Charles WYPLOSZ (1999). “*Onze Gouvernements Et Une Banque Centrale*”, **Revue d’Economie Politique**, 3, pp. 387-420.
- DICKEY, David A. ve Wayne A. FULLER (1979). “*Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*”, *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), pp. 427-431.
- ENDERS, Walter (2004). **Applied Econometric Time Series**, Canada: John Wiley and Sons Inc.
- ENGLE, Robert E. ve Clive W.J. GRANGER (1987). “*Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing*”, **Econometrica**, 55, pp. 251-76.
- GUJARATI, Damodar, N. (1999). **Temel Ekonometri**. çev. Ümit Şenesen, Gülay G. Şenesen. 3. bs. İstanbul: Literatür Yayıncılık.
- JOHANSEN, Søren (1991). “*Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models*”, **Econometrica**, 59, pp. 1551-1580.
- JOHANSEN, Søren ve Katarina JUSELIUS (1990). “*Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Applications to the Demand for Money*”, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 52, pp. 169-210.
- MÉLITZ, Jacques (2000). “*Some Cross-Country Evidence about Fiscal Policy Behaviour and Consequences for EMU*”, **European Economy, Reports and Studies** 2, 3-21.
- McCALLUM, Bennett T. (1997). “*Issues in the Design of Monetary Policy Rules*”, National Bureau of Economic Research, (Cambridge MA)

Working Paper, No. 6016, April.

ROCHA, Fabiana ve Elisa SILVA (2004). “Teoria Fiscal Do Nível De Preços: Um Teste Para A Economia Brasileira No Período 1966/2000”, **Pesquisa e Planejamento Economico**, 34 (3), pp. 419-435.

SAÇKAN, Oğuzhan (2006). “*Genel Fiyat Düzeyinin Belirlenmesinde Para ve Maliye Politikası Dominant Rejimler: Türkiye Örneği: 1988-2005*”, **TCMB Emisyon Genel Müdürlüğü Uzmanlık Tezi**, Mayıs, Ankara.

TANNER, Evan ve Alberto RAMOS (2002). “*Fiscal Sustainability And Monetary And Versus Fiscal Dominance: Evidence From Brazil, 1999–2000*” IMF Working Paper WP/ 02/5.

TELATAR, E. (2002). “*Para ve Maliye Politikası Dominant Rejimlerde Fiyat Belirlenemezlik Problemi ve Merkez Bankası Bağımsızlığı*”, **Ekonomik Yaklaşım Dergisi**, 10(35), ss. 5–20.

WOODFORD, Michael (1994). “*Monetary Policy And Price Level Determinacy In A Cash-In-Advance Economy*”, **Economic Theory**, 4(3), 345–380.

WOODFORD, Michael (1995). “*Price Level Determinacy Without Control Of A Monetary Aggregate*”, **Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy**, 43, December, pp 1–46.

WOODFORD, Michael (1998). “*Doing Without Money: Controlling Inflation In A Post-Monetary World*”, **Review of Economic Dynamics**, 1, pp 173–219.

ZIVOT, Eric ve Donald W. K. ANDREWS (1992), “*Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis*”, **Journal of Business Economic Statistics**, 10(3), pp. 251-270.

ZOLI, Edda (2005). “*How Does Fiscal Policy Affect Monetary Policy in Emerging Market Countries?*”, Bank of International Settlements Working Papers, No. 174, April.

