



TÜRKİYE EKONOMİ KURUMU

TARTIŞMA METNİ 2012/111

[http ://www.tek.org.tr](http://www.tek.org.tr)

ÖZEL SEKTÖR TASARRUFLARINDA MALİ POLİTİKA ETKİLERİ

Oya S. Erdoğan

Bu çalışma "TÜRKİYE'DE TASARRUFLAR", başlığı ile
Prof. Dr. Ercan UYGUR editörlüğünde hazırlanan ve 2011 yılında TEK yayını
olarak basılan kitapta yer almaktadır.

Kasım, 2012

ÖZEL SEKTÖR TASARRUFLARINDA MALİ POLİTİKA ETKİLERİ

Oya S. Erdoğan (*)

1. GİRİŞ

Yaşam döngüsü ve sürekli gelir hipotezlerine göre, tüketim sadece gelirin bir işlevidir. Uygulamalı çalışmalar, kredi piyasalarındaki katılık gibi piyasa ekonomisi koşullarındaki bozulmaların sonucunda, tüketim ve gelir arasındaki bağı kuramda öngörüldüğü kadar sıkı olmadığını vurgulamaktadır. Bu bağlamda iktisat yazını, hanehalkı tüketiminin modellenmesinde; faiz, enflasyon ve gelirin cari düzeyleri yanında ekonomik konjonktür, faiz beklentisi ve enflasyon beklentisi gibi gelir dışı unsurlara da yer vermektedir.

Uygulamalı incelemelerde faizin yer alması, para politikasının hanehalkı tüketimi üzerindeki etkisini vurgulamaktadır. Ancak mali baskınlık hipotezi ile Keynesyen politikaların yeniden tartışılmaya başlanması, mali politikaların da tüketim üzerindeki doğrudan ve dolaylı etkilerinin araştırılmasında yol gösterici olmuştur.

Yüksek cari açıkla birlikte özel sektör tasarruflarında ciddi daralmalar yaşayan Türkiye ekonomisinde, mali politikalara bir rol biçilebilir için özel sektör tasarrufları üzerinde daha ayrıntılı incelemeler yapılması gereği ortaya çıkmaktadır. Bu çalışma bu gereksinimi bir ölçüde karşılamak üzere başlamıştır. Çalışma, tasarruflar tüketimin bir izdüşümüdür bilgisi altında, mali politikaların özel tasarruflar üzerindeki olası etkilerini incelemeyi amaçlamaktadır. Bu konudaki yazın izlenerek, mali politikaların reel değişkenler üzerindeki doğrudan etkileri yanında, bunların para politikaları yoluyla tasarruf üzerindeki etkisi de irdelenmektedir.

Çalışmanın izleyen bölümünde, özel sektör tasarrufu / tüketimi üzerinde mali politika etkileri konusunda bir yazın taraması yer almaktadır. Çalışmanın kullandığı uygulamalı yöntem konusunda ayrıntılı açıklama üçüncü bölümde verilmiştir. Dördüncü bölümde yapılan uygulamalı incelemeler, yazın taraması ve açıklanan yöntem altyapısı üzerine kurulmuştur. Beşinci bölümde çalışmanın sonuçları üzerine genel bir değerlendirme yer almaktadır.

2. MALİ POLİTİKALARIN DOĞRUSAL OLMAYAN ETKİLERİ

Mali politikaların tüketim/tasarruf üzerindeki olası doğrudan etkileri, modelin statik/dinamik yapısına, bu değişkenlerin faiz ve gelir duyarlılığına, özel sektörün çeşitli ekonomik değişkenler için bekleyişlerine ve politika bileşimlerine göre değişmektedir. Standart IS-LM modeli, para politikası ile karşılanmayan genişletici mali politikanın, gelirden yükselmeye toplam talepte bir artış yaratacağını, ancak artan faiz oranı üzerinden özel sektör tüketim ve yatırım harcamalarının azaltacağını öngörmektedir. Bu sonuç, sonlu zaman modellerinde enflasyon ve gelir bekleyişlerini içeren yeni IS-LM analizlerinde de vurgulanmaktadır.

Genişletici mali politikaların özel sektör tasarruflarını azaltacağını vurgulayan statik Keynesyen analize karşılık, özellikle bekleyişlerin tüketim davranışları üzerindeki etkisinin vurgulandığı zamanlararası dinamik modeller, genişletici mali politikaların borç birikimi yaratacağını ve dolayısıyla ekonomide daralmaya neden olacağını vurgulamaktadır.

Barro – Ricardo hipotezi (Barro,1974), cari vergi oranlarında bir değişiklik olmadığı durumda, artan kamu harcamalarının gelecek dönem vergilerle finanse edilme olasılığı karşısında, bireylerin ömürboyu net gelirlerinin değişmesini bekleyeceğini ve bu durumda özel tüketimde meydana gelen azalmanın kamu harcamalarındaki artışın yaratacağı talep etkisini ortadan kaldırdığını öngörmektedir. Mali politikaların bu engelleme etkisi sonsuz zaman modellerinde “complete tax

(*) Doç. Dr., Ankara Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi, İktisat Bölümü Öğretim Üyesi.

discounting” ve “no tax distortions” altında görülmemektedir. Bu koşullar altında kamu harcamaları Keynesyen olmayan sonuçlar yaratmaktadır ve ulusal tasarruflar üzerinde etkisizdir.

İrlanda’da 1987 –1989 ve Danimarka’da 1983 –1986 yılları arasında uygulanan mali istikrar politikalarının beklenmeyen etkiler yaratması üzerine, mali politikaların özel sektör tüketimi üzerine olası etkileri konusunda başta Giavazzi ve Pagano (1990), Bertola ve Drazen (1993), De Mello, Kongsrud ve Price (2004) ve Sutherland (1997) olmak üzere birçok kuramsal ve uygulamalı çalışma yapılmıştır. Sonuç itibariyle bu çalışmalar, mali politikaların özel tüketim üzerindeki olası reel etkisinin politika bileşimi, mali politika bekleyişleri, mali şokun katılığı, bütçe açığının sürdürülebilirliği ve başlangıç dönemi mali değişkenlerin değerleri gibi koşullara bağlamaktadır.

Bu çalışmalar, başlangıç bütçe açığının yüksek olmadığı ve/veya bütçe açığının sürdürülebilir olduğu durumlarda, genişletici mali politikaların Keynesyen öngörüyü desteklediğini ve genişletici etkiler yarattığını göstermektedir. Ancak, yüksek borç oranı altında, kamu açığının borçlanma ile finansmanı bir istikrar programı uygulanacağı beklentisi yaratacağından, ekonomide daralmaya neden olacaktır. Bertola ve Drazen (1993) ve Perotti (1999) mali politikaların ulusal tasarruflar üzerindeki etkisini, bireylerin istikrar politikalarının uygulanacağı beklentisi üzerinden modellemektedir.

Kamu harcamalarındaki artış, istikrar politikası uygulama beklentisini vurgulayan eşik değerin altında kaldığında, genişletici mali politikalar özel tüketim harcamalarının artmasına ve ulusal tasarrufların azalmasına neden olacaktır. Kamu harcama oranı, ya da kamu borç oranı üzerinden tanımlanan söz konusu eşik değeri aştığında ise, genişletici mali politika, borç finansmanının istikrar politikası uygulanmasını zorunlu kılacağı beklentisi yaratacağından, özel tüketimi büyük oranda azaltacaktır.

Özetle, kuramsal ve uygulamalı incelemeler, mali koşulların, politikaların etkisini yön ve büyüklük bakımından etkilediğini vurgulamaktadır. Dolayısıyla, statik modelleme etkin değildir ve özel tüketim/tasarruf davranışları doğrusal olmayan yöntemler kullanılarak analiz edilmelidir.

3. EŞİK DEĞER (Threshold) VAR YÖNTEMİ

Zaman serilerinde doğrusal olmayan yöntemler Tong (1978) ve Tong ve Lim (1980) tarafından modellenmiştir. Özellikle asimetri veya süreli (periodic) hareketlerin modellenmesinde kullanılan eşik modelleri, sistemin tanımlı olduğu uzayın birden fazla Euclid uzayına bölündüğünü, her uzayda sistemin farklı hareket edebileceğini ve dolayısıyla farklı rejimlerin söz konusu olabileceğini varsayar. Her Euclid uzay dilimi içinde sistem doğrusal hareket etmekte, ancak uzayın tamamı göz önüne alındığında sistemin doğrusal olmayan bir şekilde hareket ettiği gözlenmektedir.

Tong ve Lim (1980) tarafından “eşik değişken” ile tanımlanan doğrusal olmayan sistemler Tsay (1989) ile uygulaması kolay sistemler olarak modellenmiştir. Değişkenler arası ilişkilerde doğrusal olmayan işleyiş sistemin özelliklerine bağlı olarak eşik otoregresyon (Threshold Autoregression, TAR), eşik vektör otoregresyon (Threshold Vector Autoregression, TVAR) ve eşik eşbütünleşme (Threshold Cointegration) yöntemleri ile modellenmektedir.

Kuramsal modellerin vurguladığı asimetri, rejim değişikliği ve benzeri nedenlerden oluşan doğrusal olmayan ilişkileri modelleme yöntemi olarak eşik vektör otoregresyon (Threshold Vector Autoregression, TVAR) yöntemi, aslında rejim değişikliği altında sisteminin farklı çalışma olasılığını içeren daha genel bir VAR modelidir.

x_t içsel değişkenler vektörü, $A(L)$, $B(L)$ ve $A^2(L)$, $B^2(L)$ cari dönem ve zaman aralığı etkilerini gösteren çokterimli (polynomial) matrisleri, e_t yapısal hatayı, c_{t-d} eşik değişkeni, γ eşik değeri ve $I(.)$ gösterge (indicator) işlevi iken, TVAR modeli aşağıdaki gibi modellenebilir:

$$x_t = Ax_t + B(L)x_{t-1} + (A^2x_t + B^2(L)x_{t-1})I(c_{t-d} > \gamma) + e_t \quad (1)$$

Eşik değişkeni ve gösterge işlevi, denklem sistemi (1) ile tanımladığımız ekonominin iki farklı şekilde çalışmasına olanak tanımaktadır.

Eşik değişken tanımlı eşik değerden büyük iken $c_{t-d} > \gamma$ gösterge işlevi, $I(c_{t-d} > \gamma)$, 1 değerini almaktadır. Bu durumda, $D = A + A^2$ ve $E(L) = B(L) + B^2(L)$ ise, sistem denklem(2) ile modellenmektedir:

$$x_t = Dx_t + E(L)x_{t-1} + e_t \quad (2)$$

$c_{t-d} < \gamma$ iken ise gösterge işlevi $I(c_{t-d} > \gamma)$, 0 değerini almaktadır ve sistem denklem (3) ile modellenmektedir:

$$x_t = Ax_t + B(L)x_{t-1} + e_t \quad (3)$$

Denklem (2) ve (3)'den anlaşılacağı üzere, eşik değişkenin aldığı değere bağlı olarak denklem (1), sistemin farklı ancak doğrusal hareket ettiği iki ayrı Euclid uzayı tanımlamaktadır. Her Euclid uzayında sistemin hem zaman aralığı, hem de cari dönem ilişkilerini gösteren çokterimli matrisi farklıdır.

Sistemin doğrusal olmayan yöntemlerle incelenmesi için, öncelikle tanımlı eşik değer altında sistemin farklı hareket ettiğinin gösterilmesi gerekmektedir. Eşik değeri biliniyorsa $A^2 = B^2(L) = 0$ hipotezinin test edilmesi ile eşik değer etkisinin varlığı tartışılabilir, ancak ekonomik sistemlerde bu değer bilinmediğinden, öncelikle γ düzeyinin tahmin edilmesi gerekmektedir. Bu amaçla, Tsay (1998), Tsay (1989)'un tek denklem için önerdiği yöntem, denklem sistemi olarak genellenmiştir. Denklem (1)'de verilen model, olası tüm eşik değerler için en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmiş ve her düzey için "rejim değişikliği yoktur" hipotezi Wald istatistiği ile sınanmıştır. Yazını izleyen bu yöntemi kullanarak eşik değer sınaması için; olası tüm eşik değer düzeyleri içinde en yüksek Wald istatistiği (sup-Wald), ortalama Wald istatistiği (avg-Wald) ve üssel Wald istatistikleri (exp -Wald) toplamı olarak tanımlı üç ayrı istatistik tanımlanmaktadır. Bu istatistiklerin dağılımları Hansen (1996) ile hesaplanmaktadır.

VAR modellerinde etki tepki analizleri, dışsal bir şok karşısında sistemde tanımlı değişkenlerin alması beklenen değerleri ifade etmektedir. Şokların etkisinin tanımlanabilmesi için sistemin vektör hareketli ortalama (vector moving average, VMA) modeli olarak tanımlanması zorunludur.

$$x_t = \mu + \varepsilon_t + \Psi_j(L)e_{t-i}$$

Sistemin etki tepki fonksiyonu $t-1$ zamanı bilgi seti Ω_{t-1} altında, diğer tüm şoklar veri iken t zamanda j 'inci değişkenden kaynaklanan şokun, $e_{j,t}$, $t+s$ döneminde i 'inci değişken üzerindeki etkisinin hesaplandığı fonksiyondur.

$$\Psi_s = \frac{\partial x_{i,t+s}}{\partial e_{jt}}$$

Ancak rejim değişikliği altında VMA modeli şoklar cinsinden doğrusal olarak modellenemeyecektir. Dolayısıyla etki tepki analizleri başlangıç dönemi bilgi seti yanında şokların büyüklük ve yön (pozitif veya negatif olmaları) bilgileri ile hesaplanmalıdır. Balke (2000) bu amaçla etki tepki analizlerini beklenen koşullu değerler olarak tanımlamaktadır.

$$E[x_{t+s} | \Omega_{t-1}, e_t] - E[x_{t+s} | \Omega_{t-1}]$$

Bilgi seti veri iken meydana gelen şok karşısında değişkenlerin aldığı değerler benzetim (simulation) yöntemi ile hesaplanmaktadır. Gerçekleşen değerlerin ortalaması beklenen koşullu değer olarak alınmakta ve s zaman birimi içinde değişkenlerin her birinin söz konusu dışsal şoka tepkileri hesaplanmaktadır. Belirtmek gerekir ki bu analizde sistemin farklı rejimler arası geçişkenliği korunmaktadır.

İkinci bölümde tartışıldığı üzere, ekonomi yazını, tanımlı koşullara bağlı olarak özel sektör tasarruflarının mali şoklara farklı etkiler gösterdiğini vurgulamaktadır. Eşik değer etkisinin varlığını vurgulayan bu kuramsal açıklamanın Türkiye ekonomisi için geçerliliği, olası doğrusal olmayan

etkiler altında, para ve mali politika değişkenleri ve özel sektör tasarrufları ile tanımlanan denklem sistemi ile analiz edilmiştir.

4. VERİLER VE TAHMİN SONUÇLARI

Tahminlerde kullanılan tüm veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) ve Devlet Planlama Teşkilatı (DPT)'nden alınmıştır. Modelde yer alan kamu borçlarının gayri safi milli hasılaya oranındaki üç aylık değişim f ile, özel sektör tasarruflarının gayri safi milli hasılaya oranındaki büyüme s ile temsil edilmiştir. Modelde ayrıca üç aylık reel faizde değişim de vardır. Reel faiz oranındaki değişim r ile gösterilmiştir ve bu değişken hesaplanırken, reel faiz oranı, 3 aylık nominal faiz oranı ve gayri safi milli hasıla deflatörü kullanılarak bulunmuştur.

Durağan olmayan serilerin sistem içinde doğrusal olmayan etkiler yaratmasını engellemek için durağan seriler kullanılmıştır. Tablo 1'den görülebileceği gibi, tüm seriler $I(0)$ 'dır.

Tablo 1. Birim Kök Sınamaları

	Augmented Dickey- Fuller	Phillips- Perron
f	-6.91 (0.00)	-6.81 (0.00)
s	-3.53 (0.01)	-9.82 (0.00)
r	-7.89 (0.01)	-10.39 (0.00)

*Parantez içinde verilen değerler p olasılık değerleridir. Testler için 1% kritik değeri -3.52'dir. Augmented Dickey Fuller istatistikleri için Schwarz Information kriteri kullanılmıştır. Verilen birim kök istatistikleri sabit değer kullanıldığı modeller için hesaplanmıştır. Sabit değer ve trend'in yer aldığı modeller için de birim kök istatistikleri hesaplanmış, ancak trend değişkeninin modellerde istatistiki olarak anlamlı olmadığı görülmüştür.

Yapılan sınamalarda, Schwarz Information (SC) kriteri kullanılmış ve eşik değer gecikme katsayısı ve değişken zaman aralığı 1 olarak alınmıştır. Kamu borçlarının GSMH'ya oranındaki değişiminin, yani f 'nin 9 aylık hareketli ortalamasının eşik değişken olarak kullanıldığı sistemde, "rejim değişikliği yoktur" hipotezi, bölüm 3'te açıklanan Wald istatistikleri ile sınanmıştır. Sınama sonuçları Tablo 2'de yer almaktadır.

Tablo 2. Eşik Değişkeni Sınamaları

	Tahmin Edilen Eşik Değeri	Sup-Wald	Avg-Wald	Exp-Wald
Kamu Açıkları	$\gamma = 0.014$	99.91	76.87	47.41
Gecikme 1, MA=3, d=1		(0.00)	(0.00)	(0.00)

*Parantez içinde verilen değerler Hansen (1996) yöntemi ile hesaplanmış p değerleridir. Sup-Wald, Avg-Wald ve Exp-Wald istatistikleri için hesaplanan 1% kritik değerleri sırasıyla, 26.57, 16.70 ve 9.98'dir.

Hesaplanan Sup-Wald, Avg-Wald ve Exp-Wald istatistikleri tasarruflar, kamu borçları ve faiz oranından oluşan sistemde iki farklı rejimin var olduğunu göstermiştir. Sınama sonuçları, kamu borçlarının 9 aylık hareketli ortalamasında yüzde 1.4 oranında yapılan bir artışın söz konusu sistemde rejim değişikliği yarattığını göstermektedir. İzleyen bölümlerde kamu borçlarının 9 aylık hareketli ortalamasındaki artışın yüzde %1.4'ten düşük olduğu dönemler sıkı mali politika rejimi, Rejim 1, tersi durum ise gevşek mali politika rejimi, Rejim 2, olarak adlandırılmaktadır.

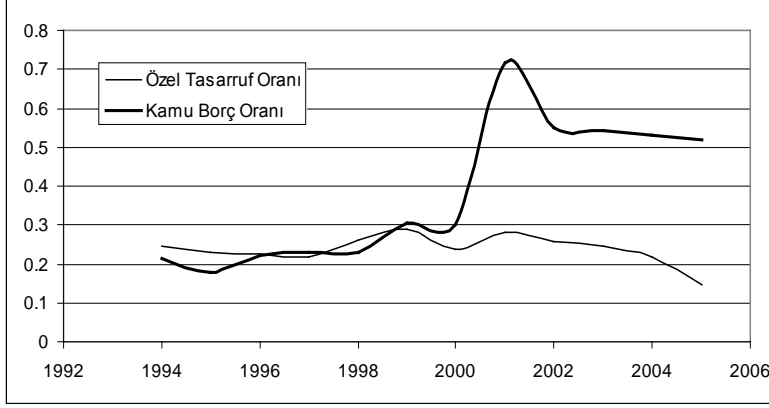
Aşağıda Şekil 1, yıllık bazda hesaplanan özel sektör tasarruf ve kamu borç oranını birlikte göstermektedir¹. Herşeyin aynı kaldığı (ceteris paribus) varsayımı altında genişletici mali politikanın genişletici etkiler yarattığı 1995-1996 döneminde, kamu borç oranında bir artış ile birlikte özel kesim tasarruflarında bir azalma görülmektedir.² 1998-1999 ve 2000-2001 dönemlerinde ise genişletici mali politikanın daraltıcı etkiler yaratmakta olduğu; kamu borç oranı ile özel sektör tasarruf oranının aynı yönde hareket ettiği görülmektedir.

¹ Yıllık bazda hesaplanmış olan özel sektör tasarruf ve kamu borç serileri de TCMB ve DPT'den alınmıştır.

² Mali politikanın Keynesyen etkiler yarattığı bu dönemde reel olarak gayrisafi milli hasıla artışı, (1994 kriz dönemindeki % 4.5'lik daralmaya karşılık) yüzde 7 olarak hesaplanmaktadır. Reel gayri safi milli hasıla büyüme oranı 1994 yılında %-4.5, 1995 yılında %7, 1996'da % 6.9, 1998'de % 3.5 ve 1999 yılında % -4.6 olarak hesaplanmıştır. Büyüme oranı 2002-2006 döneminde ortalama % 8 olarak hesaplanmıştır.

Dolayısıyla, para politikasında bir değişiklik olmadığı koşulu altında, 1995-1996 döneminde mali politikanın Keynesyen etkiler yarattığı, düşük/istikrarlı /sürdürülebilir kamu borcu olduğu; buna karşılık 1998 -2003 döneminde ise yüksek/istikrarsız/sürdürülemez kamu borcu olduğu anlaşılmaktadır.

Şekil 1. Özel Sektör Tasarruf Oranı ve Kamu Borç Oranı



Kaynak: TCMB ve DPT.

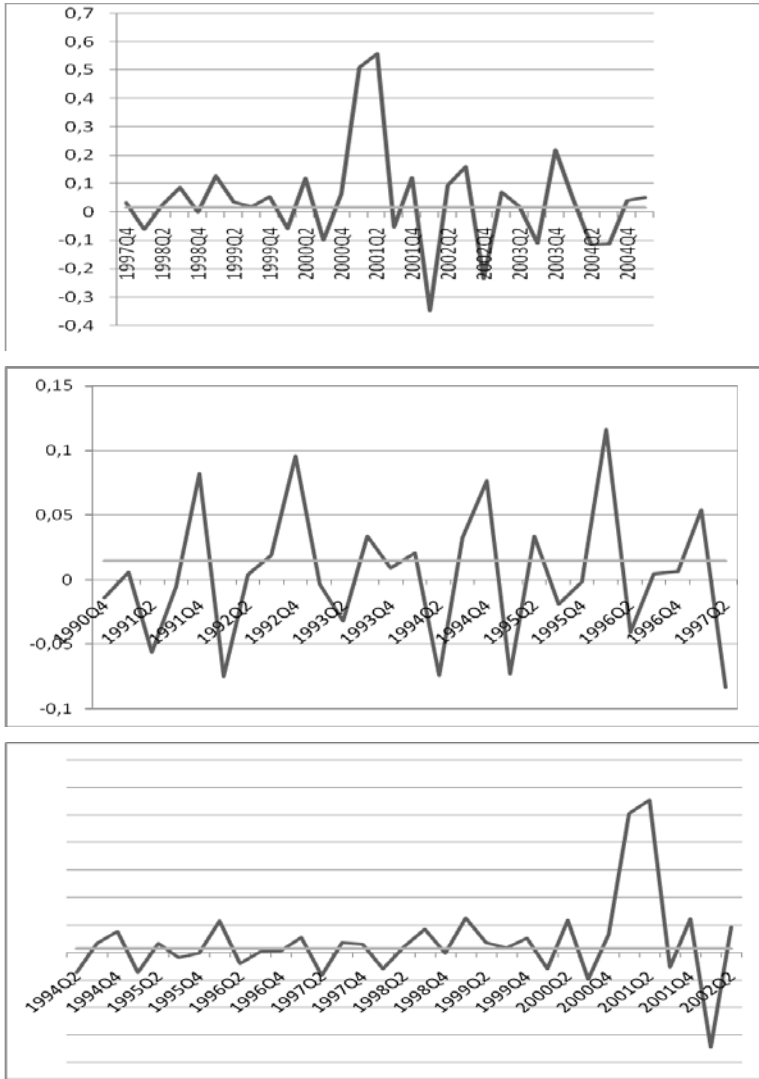
Şekil 2, tahmin edilmiş olan eşik değişken ile rejim değişikliğine yol açtığı hesaplanmış olan eşik değişken değerini birlikte göstermektedir. Şekil 1’de olduğu gibi, Şekil 2 de, 1998-1999 ve 2000-2001 dönemlerinde mali politikaların Keynesyen olmayan etkiler yarattığına, bu dönemdeki gelişmelerin Bertola ve Drazen (1993) ve Perotti (1999) çalışmalarında yer alan kuramsal ifadeleri desteklediğine ve gevşek mali politika uygulandığına işaret etmektedir.

1995-1996 dönemi gözlemlenen mali politikaların Keynesyen etkileri ise, Şekil 2’de verilen TVAR sonuçlarının gösterdiği üzere, sıkı mali politika rejimine denk gelmekte ve yine kuramsal yazını desteklemektedir.

Belirtmek gerekir ki Şekil 2’de verilen sonuçlar 1998 yılı ikinci çeyreğinde görülen gevşek mali politika rejiminin - iki dönem hariç- 2001 son çeyreğine kadar devam ettiğini göstermektedir. Özellikle, 2001 yılı – ki Türkiye ekonomisinde finansal kaynaklı krizin yaşandığı bir dönemdir – açıkça gevşek mali politika rejimine işaret etmektedir.

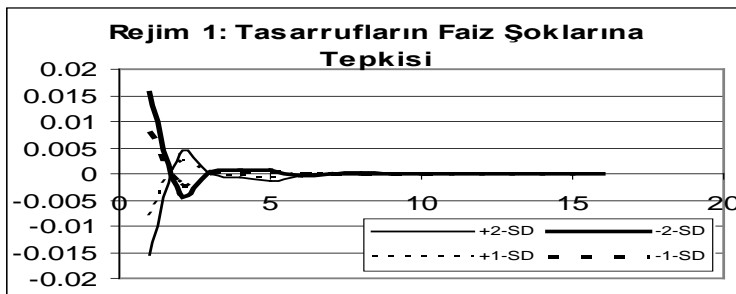
Genel olarak, 1997- 2002 dönemi kamu harcamalarının görece daha yüksek olduğu koalisyon hükümetleri dönemine denk gelmektedir ve bu dönemdeki gelişmeler politik iktisat kaynaklı ve seçim davranışlarını açıklayan iktisat yazını desteklemektedir.

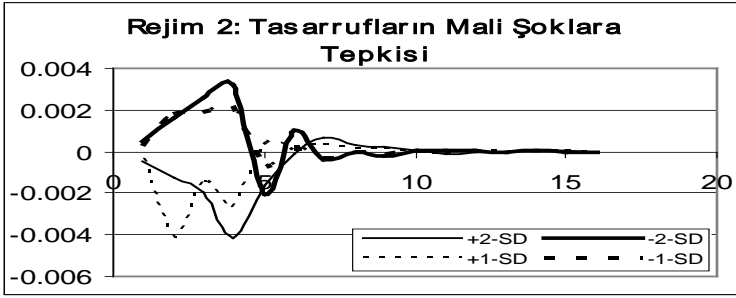
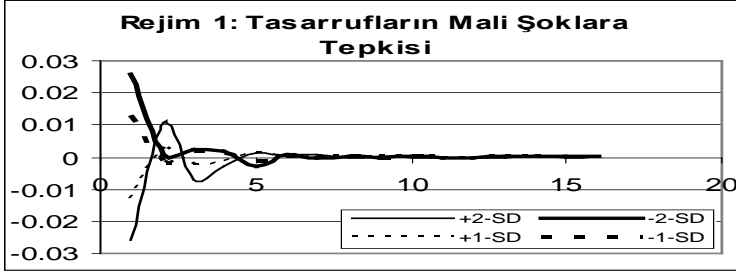
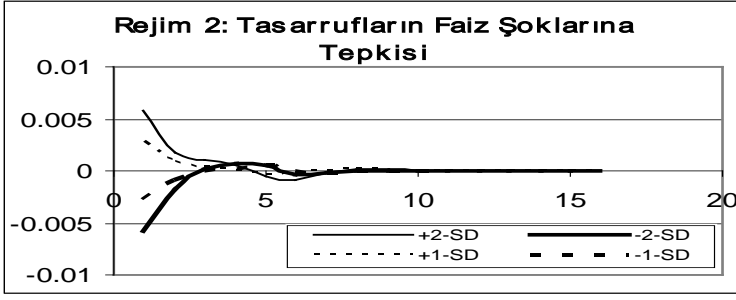
Şekil 2. Eşik Değeri ve Kamu Borçlarının 9 Aylık Hareketli Ortalaması



Sistemde yer alan değişkenlerin şoklardan etkilenmesini inceleyebilmek için Bölüm 3'te tanımlanan etki tepki fonksiyonları tahmin edilmiştir. Bu amaçla, kamu borçlarının cari dönem faiz oranından etkilenmediği ve özel sektör tasarruflarının faiz oranının bir fonksiyonu olduğu varsayımı altında, modelde yer alan değişkenler cari dönem matrisinde f, r ve s sıralaması ile yerleştirildi. Elde edilen etki tepki fonksiyonları Şekil 3'de verilmiştir.

Şekil 3 Etki Tepki Fonksiyonları





Bilindiği gibi faizin tasarruflar üzerinde faiz ve servet etkisi olmak üzere iki tür etkisi vardır. Faiz etkisi, faizlerde bir artış olduğunda daha yüksek getiri elde etmeyi amaçlayan bireylerin tasarruflarını artırdığını göstermektedir. Ancak faizlerdeki artış servet artışına da neden olmakta ve bu servet artışının tüketimi tetiklemesi de servet etkisi olarak bilinmektedir. Şekil 3'te daraltıcı para politikasının; sıkı mali politika rejimi altında tasarrufların artmasına, gevşek mali politika rejimi altında ise azalmasına neden olduğu görülmektedir. Bu durumda, gevşek mali politikalar altında faiz artışının servet etkisi yarattığı ve tasarrufları olumsuz etkilediği, sıkı mali politika rejiminde ise faizdeki artışın bireylerin yüksek getiri elde etme güdüsünü tetiklediği ve tasarrufların artmasını sağladığı görülmektedir.

Belirtmek gerekir ki, özellikle cari açık ve enflasyon sorununun çözümünde, para/mali politikaların eşgüdümü yanında, para politikasının etkinliği açısından mali koşulların önemi bu incelemelerde de vurgulanmaktadır.

Mali politika şoklarının etkilerine bakıldığında ise, genişletici mali politikanın her rejimde ilk dönem tasarrufları arttırdığı görülmektedir. Ancak, kamu borcu artışının yüksek olduğu dönemlerde, sıkı mali politika rejimi döneminin aksine, yaklaşık bir yıl boyunca tasarrufların artmaya devam ettiği görülmektedir. Keynesyen modellerde görülen mali genişlemenin genişletici etkisi, Türkiye ekonomisinde düşük borç dönemleri altında görülmekte ve iktisat yazınında vurgulanan Keynesyen etkilerin düşük bütçe açığı ve /veya sürdürülebilir kamu borcu altında geçerli olduğu tezini desteklemektedir.

Etki tepki fonksiyonlarına bakıldığında genişletici mali politikanın asimetrik tepkiler verdiği de görülmektedir. Sıkı mali politika rejimi altında mali şokların etkisi yaklaşık 3 yıl devam etmekte, gevşek mali politika rejimi altında ise mali genişlemenin ısrarcılık (persistence) etkisinin daha yüksek olduğu gözlemlenmektedir.

5. SONUÇ

Bu çalışma, ilgili yazında yer alan kuramsal ve uygulamalı çalışmaları izleyerek, yaşam döngüsü yaklaşımı çerçevesinde mali politikaların olası özel sektör tüketim / tasarruf etkilerini Türkiye için doğrusal olmayan yöntemlerle uygulamalı olarak incelemektedir. TVAR yönteminin kullanılması, faizin ve genişletici mali politikaların genişletici etkiler yaratabilmesi için gerekli olan eşik değerin saptanmasını sağlamıştır. Elde edilen bulgular, kamu borcu artış oranı 9 aylık hareketli ortalama değerinin %1.4 olmasının mali politikaların Keynesyen ve Keynesyen olmayan etkileri için eşik değeri olduğunu göstermektedir. Tahmin sonuçları bu eşik değerin üstünde gerçekleşen kamu borcu artışının, ekonomide gevşek mali politikalar uygulandığının göstergesi olacağını ve bu rejimde uygulanan genişletici mali ve daraltıcı para politikaların tüketim etkisi yaratarak tasarruflarda azalmaya neden olacağını göstermektedir.

Sıkı mali politikaların uygulandığı dönemlerde ise daraltıcı para veya genişletici mali politikalar ilk dönemde tasarrufları artırmakla birlikte, izleyen dönemlerde ekonomide genişletici etkiler yaratmaktadır.

KAYNAKÇA

- Balke, N.S. (2000), "Credit and Economic Activity: Credit Regimes and Nonlinear Propagation of Shocks", **The Review of Economics and Statistics**, 82 (2), 344-349.
- Barro, R. (1974), "Are Government Bonds Net Wealth?", **Journal of Political Economy**, (82).
- Bertola G.** ve A.Drazen (1998), "Trigger Points and Budget Cuts: Explaining the Effects of Fiscal Austerity" **American Economic Review**, 1170 -1188
- De Mello, L., P.M. Kongsrud, ve R.W.R. Price (2004), "Saving Behaviour and the Effectiveness of Fiscal Policy", **OECD Economics Department Working Paper** No. 397.
- Giavazzi, F. and M. Pagano (1990), Can Severe Fiscal Contractions Be Expansionary? Tales of Two Small European Countries, **NBER Macroeconomics Annual**, 5, 75-111.
- Hansen, B.E., (1996), "Inference When a Nuisance Parameter is not Identified under the Null Hypothesis" **Econometrica**, 64, 413-430.
- Perotti, R. (1999), "Fiscal Policy in Good Times and Bad" **Quarterly Journal of Economics**, Vol. 114.
- Sutherland A. (1997), "Fiscal Crises and Aggregate Demand: Can High Public Debt Reverse the Effects of Fiscal Policy?" **Journal of Public Economics**, 147-162
- Tong, H. (1978), "On a Threshold Model in Pattern Recognition and Signal Processing", ed. C.H.Chen, Amsterdam:Sijhoff ve Noordhoff
- Tong, H ve K. S. Lim (1980), "Threshold Autoregression, Limit Cycles and Cyclical Data", **Journal of the Royal Statistical Society**, B, 42, 245 -292
- Tsay, Ruey (1989), "Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes" **Journal of American Statistical Association**, 84, ISS, 405, 231 -240
- Tsay, R.S. (1998), "Testing and Modeling Multivariate Threshold Models" **Journal of the American Statistical Association**, 93, 1188-1202.