

MPRA

Munich Personal RePEc Archive

The Effect of Fiscal Policy on Private Sector Savings

Erdogdu, Oya Safinaz

28 November 2007

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/8681/>
MPRA Paper No. 8681, posted 10 May 2008 02:14 UTC

Özel Sektör Tasarruflarında Mali Politika Etkileri

1. Mali Politikaların Doğrusal Olmayan Etkileri :

Mali politikalarının tüketim / tasarruf üzerinden gelen olası reel etkileri, modelin statik / dinamik olmasına, faiz ve gelir duyarlılığına, bekleyişlere ve politika kompozisyonuna göre değişmektedir. Standart IS-LM modeli, para politikası ile karşılanmayan genişletici mali politikanın, gelir ve faiz oranında ve dolayısıyla toplam talepte bir artışa, faiz artışı üzerinden de özel sektör tüketim ve yatırım harcamalarında engelleme etkisine sebep olacağını öne sürmektedir. Sonlu zaman modellerinde finansman yönteminden bağımsız olarak özel sektör tasarruflarında meydana gelen azalma, enflasyon ve gelir bekleyişlerinin içerildiği yeni IS-LM modellerinde de vurgulanmaktadır. Genişletici mali politikaların genişletici etkiler yaratıp özel sektör tasarruflarını azaltacağını vurgulayan Keynesyen analize karşılık, özellikle bekleyişlerin tüketim davranışlarına etkisinin vurgulandığı zamanlararası modeller, genişletici mali politikaların borç akümüasyonu yaratacağı ve dolayısıyla ekonomide daralmaya sebep olacağını vurgulanmaktadır. Barro – Ricardo hipotezi cari vergi oranlarında bir değişiklik olmadığı durumda, artan kamu harcamalarının gelecek dönem vergilerle finanse edilme olasılığı karşısında bireylerin ömürboyu net gelirlerinin değişmesini bekleyeceğini vurgulamaktadır. Bu koşullar altında özel sektör tüketiminde meydana gelen azalma kamu harcamalarındaki artışın yaratacağı pozitif talep etkisini ortadan kaldırmaktadır. Ancak belirtmek gerekir ki sonsuz zaman modellerinde “complete tax discounting” ve “tax distortions” olmadığı koşulları altında kamu harcamaları ulusal tasarruflar üzerinde etkisizdir.

Giavazzi ve Pagano (1990), Bertola ve Drazen (1993), Blanchard(1990), De Mello, Kongsrud ve Price (2004) ve Sutherland(1997) başta olmak üzere, stabilizasyon programlarının beklenmeyen etkiler yaratması üzerine yapılan teorik ve ampirik çalışmalar, mali politikaların reel etkisinin beklenen mali gelişmeler ve mevcut mali koşullara bağlı olarak değişebildiğinden, statik modellemelerin eksik kaldığını, özel sektör tüketim davranışlarının doğrusal olmayan yöntemler kullanılarak modellenmesi gerektiğini vurgulamaktadır. Bu konuda yapılan çalışmalar mali politikaların Keynesyen / Keynesyen olmayan olarak adlandırılan etkilerini, başlangıç dönemi mali değişkenlerin değerine, politika kompozisyonuna, mali şokun katılığına ve bütçe açığının sürdürülebilirliğine bağlamaktadır.

Bu çalışmalar, başlangıç bütçe açığının yüksek olmadığı ve / veya bütçe açığının sürdürülebilir olduğu durumlarda genişletici mali politikaların Keynesyen öngörüyü desteklemekte olduğunu ve genişletici etkiler yarattığını göstermektedir. Ancak yüksek borç oranı altında borç ile kamu açığı finansmanı, bir stabilizasyon programı uygulanacağı beklentisi yaratacağından ekonomide daralmaya sebep olacaktır. Bertola ve Drazen (1993) ve Perotti (1999) mali politikaların ulusal tasarruflar üzerindeki etkisini, bireylerin stabilizasyon politikalarının uygulanacağı beklentisi üzerinden modellemektedir. Kamu harcamaları artışı, stabilizasyon politikaları uygulanacağı beklentisini vurgulayan eşik değer altında kaldığında genişletici mali politikalar özel sektör tüketim harcamalarının artmasına ve ulusal tasarrufların azalmasına sebep olacaktır. Kamu harcaması oranı ya da kamu borç oranı üzerinden tanımlanan söz konusu

eşik değeri aşıldığında ise genişletici mali politika, borç finansmanının stabilizasyon politikası uygulanmasını zorunlu kılacağı beklentisini yaratacağından, özel sektör tüketimini büyük oranda azalatacaktır.

Bu çalışma Türkiye ekonomisinde mali politikaların özel sektör tasarrufları üzerindeki olası doğrusal olmayan etkilerini analiz etmektedir. Bu amaçla Bölüm 2’de ayrıntıları verilen eşik değeri vektör autorregresyon (Threshold VAR, TVAR) metodolojisi kullanılmaktadır. Çalışmada kullanılan veri ve analiz sonuçlarını Bölüm 3’te, genel bir değerlendirme ise Bölüm 4’te verilmiştir.

2. Threshold (Eşik Değeri) VAR Metodolojisi:

Zaman serilerinde doğrusal olmayan prosesler Tong (1978) ve Tong ve Lim(1980) tarafından modellenmiştir. Özellikle sistemde asimetri veya periyodik hareketlerin modellenmesinde kullanılan eşik modelleri, sistemin tanımlı olduğu uzayın birden fazla Euclid uzayına bölündüğünü, dolayısıyla farklı rejimlerin söz konusu olabileceğini varsayar. Her Euclid uzay dilimi içinde sistem doğrusal hareket etmekte ancak uzayın tamamı gözönüne alındığında en az iki farklı rejim söz konusu ise, sistemin doğrusal olmayan bir şekilde hareket ettiği görülmektedir. Tong ve Lim (1980) tarafından eşik değişkeni ile modellenen doğrusal olmayan modeller Tsay (1989) ile uygulaması kolay sistemler olarak modellenmiştir. Sistemdeki doğrusal olmayan prosesler sistemin özelliklerine bağlı olarak eşik otoregresyon (Threshold Autoregression, TAR), eşik vektör otoregresyon (Threshold Vector Autoregression, TVAR) ve eşik eşbütünleşme (Threshold Cointegration) sistemleri ile modellenmektedir.

Teorik modellerin vurguladığı asimetri, rejim değişikliği ve benzeri sebeplerden meydana gelen doğrusal olmayan ilişkileri modelleme yöntemlerinden biri olan eşik vektör otoregresyon (Threshold Vector Autoregression, TVAR) yöntemi rejim değişikliği altında sisteminin farklı çalışacağı olasılığını içeren daha genel bir VAR modelidir.

x_t endojen değişkenler vektörü, $A(L)$, $B(L)$ ve $A^2(L)$, $B^2(L)$ cari dönem ve zaman aralığı etkilerini gösteren polinom matrisleri, e_t yapısal, c_{t-d} eşik değişkeni, γ eşik değeri ve $I(.)$ indikatör fonksiyonu iken TVAR modeli:

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

Denklemin (1) ekonominin iki farklı şekilde çalışmasına olanak tanımaktadır.

$c_{t-d} > \gamma$ iken $I(c_{t-d} > \gamma)$ 1 değerini almakta ve, $D = A + A^2$ ve $E(L) = B(L) + B^2(L)$ iken sistem aşağıda verildiği şekilde modellenmektedir:

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

Ancak $c_{t-d} < \gamma$ iken $I(c_{t-d} > \gamma)$ 0 değerini almaktadır bu durumda sistem aşağıda verildiği şekilde modellenmektedir.

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

Denklemin (2)’den de anlaşılacağı üzere rejim değişikliği hem zaman aralığı polinom matrisinde hemde cari dönem ilişkileri gösteren polinom matrisinde değişime sebep olmaktadır.

Modelde eşik değeri biliniyor olsa idi $A^2 = B^2(L) = 0$ hipotezinin test edilmesi ile eşik değeri etkisinin varlığı tartışılabilirdi ancak eşik değeri bilinmediğinden TVAR modelini tahmin edip, şokların etkilerini incelemeyen önce γ düzeyinin tahmin edilmesi gerekmektedir. Bu amaçla, Tsay (1989)'un tek denklem için önerdiği yöntem denklem sistemi olarak genellenmiş ve denklem (1)'de verilen model olası tüm eşik değerleri için en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmiş ve her düzey için rejim değişikliği yoktur hipotezi altında Wald test sonuçları elde edilmiştir. Balke (2000)'in de kullandığı bu metodoloji eşik değeri testi için üç ayrı istatistik hesaplanmaktadır. Olası tüm eşik değeri düzeyleri içinde maksimum Wald istatistiği sup-Wald, ortalama Wald istatistik değeri avg-Wald ve exponential Wald istatistikleri toplamı exp-Wald olarak gösterilmiştir. Söz konusu istatistiklerin dağılımları Hansen (1996) ile hesaplanmıştır.

VAR modellerinin geliştirilmiş hali olan TVAR modelleri dinamik analiz araçlarının daha dikkatli kullanılmasını zorunlu kılmaktadır.

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

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

Sistemin etki tepki fonksiyonu $t-1$ zamani 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 simülasyon 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.

Söz konusu teorik modelleme yönteminin özel sektör tasarrufları için uygulanmasından elde edilen ampirik bulgular takip eden bölümde verilmiştir.

3. Veri ve Analiz Sonuçları:

Analizlerde kullanılan tüm veriler Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası (TCMB) ve Devlet Planlama Teşkilatı (DPT)'nden alınmıştır. Kamu borçlarının gayri safi milli hasılaya oranındaki fark, f mali sektör değişkeni olarak, özel sektör tasarruflarının gayri safi milli hasılaya oranındaki büyüme ise tasarruf, s değişkeni olarak kullanılmaktadır. Reel faiz oranı, r

gayri safi milli hasıla deflatörü kullanılarak 3 aylık faiz oranından hesaplanmış ve modelde I(0) olan değişim serisi kullanılmıştır. Durağan olmayan serilerin modelde doğrusal olmayan etkiler yaratmasını engellemek için, Tablo 1’de de görülebileceği gibi, modelde kullanılan tüm seriler I(0)’dır.

Tablo 1. Birim Kök Testleri:

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

*Parentez içinde verilen değerler p olasılık değerlerdir. 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.

Parsimonious özeliği yüzünden seçilen Schwarz Information (SC) kriteri önerisi ile söz konusu değişkenler bir zaman aralığı, üç hareketli ortalama (moving average) ve bir gecikme ile modellenmiş ve sistemde rejim değişikliği yoktur hipotezi, bölüm 2’de verilen yöntem kullanılarak Wald istatistikleri ile test edilmiştir .

Tablo 2. Eşik Değişkeni Testleri

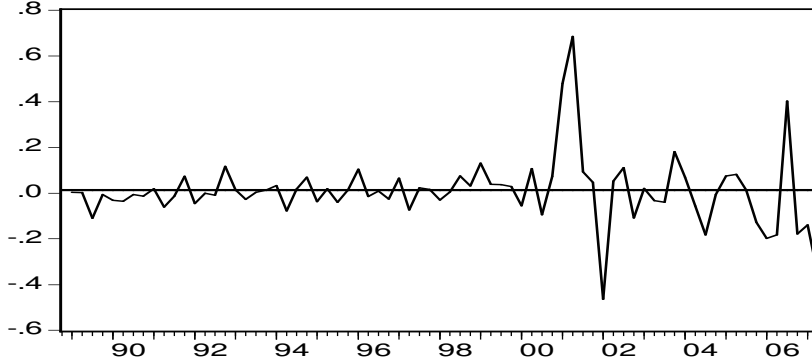
	Tahmin Edilen Eşik Değeri	Sup-Wald	Avg-Wald	Exp-Wald
Kamu Açıkları	$\gamma = 0.014$	99.91	76.87	47.41
Lag 1, MA = 3, d = 1		(0.00)	(0.00)	(0.00)

*Parentez 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.

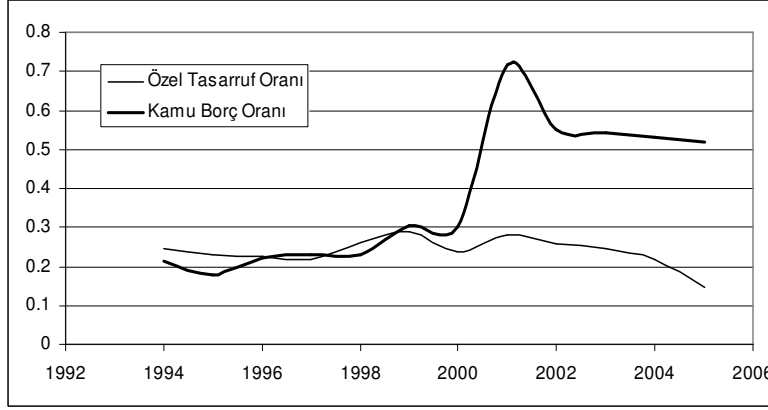
Hesaplanan Sup-Wald, Avg-Wald ve Exp-Wald istatistikleri tasarruflar, kamu borçları ve faiz oranından oluşan sistemde iki farklı rejimin var olduğunu göstermiştir. Tahmin sonuçları kamu borçlarında yüzde 1.4 oranında yapılan bir artışın söz konusu sistemde rejim değişikliği yarattığını göstermektedir. Kamu borçlarındaki üç aylık artışın yüzde %1.4’ten yüksek olduğu dönemler yüksek borç rejimi –Rejim 1, tersi durum ise düşük borç rejimi –Rejim 2 olarak adlandırılacaktır.

Grafik 1. kamu borçları ve rejim değişikliğine yol açtığı tahmin edilmiş olan eşik değerini birlikte göstermektedir. Genel olarak 1990, 1992, 1994 yılları ikinci ve üçüncü, 1995:2 – 1996:1 dönemi haricinde Türkiye ekonomisi 1998 yılına kadar düşük borç rejimi altında hareket etmekte. Özellikle 2000:3 – 2001:4 dönemi açıkça yüksek borç rejimine işaret etmektedir. 1998 yılı ikinci çeyreğinde görülen yüksek borç rejimi- iki dönem hariç- 2001 son çeyreğine kadar devam etmektedir. Söz konusu dönem 1997 - 2002 koalisyon dönemine denk gelmektedir ve 2001 yılı Türkiye ekonomisinde kriz dönemidir.

Grafik 1. Eşik Değeri ve Kamu Borçları:



Grafik 2. Özel Sektör Tasarruf Oranı ve Kamu Borç Oranı



Grafik 2 özel sektör tasarruf ve kamu borç oranını yıllık bazda birlikte göstermektedir. Özel kesim tasarrufları 1994 yılı birinci çeyreğinde yaşanan ekonomik krizi takiben kamu borç oranı ile birlikte azalmaktadır. Daraltıcı mali politikanın genişletici etkiler yarattığı bu dönem 1995-1996 arası kamu borç oranındaki azalışa karşılık özel kesim tasarruflarının artmasıyla karşılanıyor. 1995 -1996 döneminde görülen mali politikaya karşı oluşan Keynesyen etkiler Grafik 1'den de görülebileceği üzere düşük borç dönemine denk gelmekte. Aynı dönem reel olarak gayrisafi milli hasıla artışı, (1994 kriz dönemindeki %4.5'lik daralmaya karşılık) yüzde 7 olarak hesaplanmakta¹.

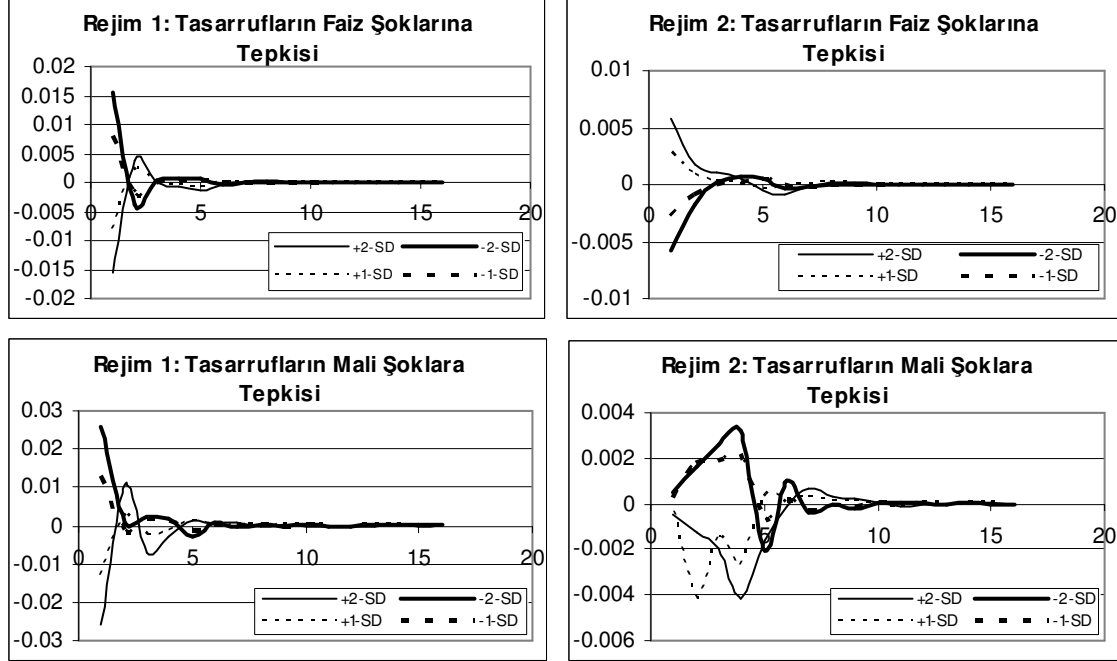
1998 -2001 yılları ise kamu borç oranı ile özel sektör tasarruf oranının aynı yönde hareket ettiği bir dönem olarak görünmektedir. Genişletici mali politikaların daraltıcı etkiler yarattığı bu dönem Grafik 1'de Keynesyen olmayan etkilerin görülmesi beklenen yüksek borç dönemine işaret etmektedir.

Sistemde yer alan değişkenlerin şoklara etkisini analiz edebilmek için bölüm 2'de tanımlanan etki tepki fonksiyonları tahmin edildi. Bu amaçla kamu borçlarının cari dönem

¹ 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. Bu büyüme oranı 2002 yılından itibaren ise ortalama % 8 olarak hesaplanmıştır.

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} sırası ile yerleştirildi. Elde edilen etki tepki fonksiyonları Grafik 3’de verilmiştir.

Grafik 3. Etki Tepki Fonksiyonları:



Bilindiği gibi faizin tasarruflar üzerinde faiz ve servet etkisi olarak adlandırılan iki tür etkisi vardır. Faiz etkisi faizlerde bir artış olduğunda daha yüksek getiri elde etmeyi amaçlayan bireylerin tasarruflarını artırdığını göstermektedir, ancak bireylerin yüksek miktarda kamu kağıdı tuttuğu dönemlerde faizlerdeki bir artış servetlerin artmasına sebep olmaktadır. Bu servet artışının tüketimi tetiklemesi ise servet etkisi olarak adlandırılmaktadır. Grafik 3 faiz artışının yüksek borç rejimi altında tasarrufların azalmasına, düşük borç rejimi altında ise artmasına sebep olduğunu göstermektedir. Bu durumda Rejim 1 olarak ifade edilen yüksek borç döneminde faiz artışının servet etkisi yarattığı ve tasarrufları negatif etkilediği, Rejim 2 olarak adlandırılan düşük borç döneminde ise faizlerdeki bir artışın bireylerin yüksek getiri elde etme güdüsünü tetiklediği ve tasarrufların artırmasını sağladığı görülmektedir.

Mali daralmanın etkilerine bakıldığında ise kamu borcundaki bir azalmanın her rejimde ilk dönem tasarruflarını artırdığı görülmektedir. Ancak kamu borcu artışının düşük olduğu dönemlerde, yüksek borç döneminin aksine yaklaşık bir yıl boyunca tasarrufların artmaya devam ettiği görülmektedir. Keynesyen modellerde görülen mali genişlemenin genişletici etkisi bu ekonomide düşük borç dönemleri altında görülmekte ve Bertola ve Drazen (1993) ve Perotti (1999) tarafından Keynesyen etkilerin düşük bütçe açığı ve /veya sürdürülebilir kamu borcu altında geçerli olduğu tezini desteklemektedir.

4. Sonuç:

Bu çalışma literatürde yer alan teorik ve ampirik çalışmaları takiben, ömür boyu gelir hipotezi altında mali politikaların olası özel sektör tüketim / tasarruf etkilerini Türkiye için doğrusal olmayan yöntemlerle ampirik olarak analiz etmektedir. TVAR metodolojisinin kullanılması faizin ve genişletici mali politikaların, genişletici etkiler yaratabilmesi için gerekli eşik değerin tespit edilmesini sağlamıştır. Kamu borcu üç aylık artış oranı için yüzde %1.4'ün Keynesyen ve Keynesyen olmayan politika etkileri için eşik değeri olduğunu göstermektedir. Sonuçlar bu eşik değerin aşıldığı durumda mali politikanın Keynesyen olmayan etkiler yaratacağını vurgulayan çalışmaları desteklemektedir.

Referanslar:

- 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*, Vol. 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, Vol.84, ISS,405, 231 -240

Tsay, R.S. (1998) "Testing and modeling multivariate threshold models" Journal of the American Statistical Association, 93, 1188–1202.