

GENİŞLETİCİ MALİ DARALMA HİPOTEZİ: TÜRKİYE UYGULAMASI

Yrd. Doç. Dr. Levent ERDOĞAN*

ÖZ

Son yıllarda teorik ve ampirik çalışmalarda mali daralmanın tüketimi canlandıracağını ve buna bağlı olarak toplam talep ve çıktıda artışa yol açacağını öne süren genişletici mali daralma hipotezi (GMD) tartışılmaktadır. Bu çalışmada, Türkiye’de 1987-2006 döneminde GMD hipotezinin geçerliliği yapısal VAR yöntemiyle test edilmiştir. Vektör Hata Düzeltme Modeline (VHDM) uzun dönem kısıtlar konularak etki tepki analizi yapılmıştır. Kamu harcamaları, ticaret hadleri ve gelirdeki yapısal şoklar kalıcı ve geçici bileşenlerine ayrılmıştır. Uzun dönem kısıtlar konularak kalıcı şokların etkileri belirlenmiştir. Ampirik sonuçlar, Türkiye’de mali daralmanın genişletici olmadığını göstermektedir. Sonuçlara göre, ticaret hadlerinin ve arz şoklarının tüketim üzerinde daha fazla açıklayıcı etkiye sahip olduğu söylenebilir.

Anahtar kelimeler: *Mali Daralma, Tüketim, Yapısal VAR, Kamu Harcamaları, Maliye Politikası*

EXPANSIONARY FISCAL CONTRACTION HYPOTHESIS: THE CASE OF TURKEY

ABSTRACT

Recently both empirical and theoretical studies focus on expansionary fiscal contraction hypothesis (EFC), according to which fiscal contractions stimulate consumption and also lead to an increase in aggregate demand and output. In this paper the validity of the EFC hypothesis is tested for Turkey from 1987 to 2006 by means of structural vector autoregressive (SVAR) models. Impulse response analysis is carried out by imposing long-run restrictions on Vector Error-correction Models (VECM). Structural shocks in government expenditure, terms of trade and income are decomposed into permanent and transitory components. Long-run identifying restrictions are imposed on the effects of permanent shocks. Empirical analysis indicates that fiscal contractions are not expansionary in Turkey. Based on the findings, terms of trade and supply shocks seem to have more explanatory effect on consumption expenditure.

Keyword: *Fiscal Contraction, Consumption, Structural VAR, Fiscal Policy, Government Expenditure*

* Anadolu Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü e-mail:lerdogan@anadolu.edu.tr

1. GİRİŞ

Son yıllarda gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde artan bütçe açıkları, açıkların finansmanı ve sürdürülebilirliği konusunu yeniden gündeme getirmiştir. Bu sorun başta büyüme ve enflasyon olmak üzere bir çok makroekonomik değişkeni olumsuz yönde etkilemektedir. Türkiye’de bu gelişmelerden nasibini almıştır. 1990’lı yılların başlarından itibaren kamu harcamalarının sürekli artış göstermesi ve açıkların finansmanında dış borçlanma yerine daha çok iç borçlanma yoluna gidilmiştir. Bu dönemde yüksek kamu açıklarının yanı sıra kamu kesiminin net dış borç ödeyici olması reel faiz oranları üzerinde baskı oluşturmuştur. Yüksek reel faizler bütçe dengelerinin bozulmasına yol açmıştır. 1994 yılından bu yana yürütülen programlar çerçevesinde mali disiplin ve iç borcun sürdürülebilirliği ön plana çıkan temel argümanlardan birisi olmuştur. 1994 yılından günümüze IMF ile yapılan stand-by anlaşmaları sonucunda maliye politikası önemli bir politika aracı olagelmıştır. Özellikle 1994 ve 2001 yıllarında yaşanan ekonomik kriz sonrası uygulanan istikrar programları çerçevesinde borçların azaltulabilmesi için mali disiplin ve faiz dışı fazla hedefi benimsenmiş, literatürde genişletici mali daralma (bekleyişlere dayalı maliye politikası) olarak da bilinen politika uygulamaya konmuştur. Bu politika uygulamasıyla bütçe açığı ve borçlanmayı düşürmek suretiyle piyasalarda güven ortamı oluşturarak ekonomik birimlerde geleceğe dair olumlu beklentilerin oluşacağı öngörülmektedir. Bunun ekonomik büyümeyi ve diğer makroekonomik değişkenleri olumlu yönde etkileyeceği beklenmektedir.

Konuyla ilgili olarak Keynesçi yaklaşım maliye politikasının toplam talep üzerindeki etkisi ve bütçe açıkları üzerinde durmuştur. Daraltıcı (genişletici) maliye politikasının kısa dönemde toplam talep ve ekonomik faaliyetlerde gecici bir daralmaya (artmaya) yol açacağını öne sürmektedir. Keynes sonrası dönemde iktisatçılar ise daha çok toplam talebin bileşenleri üzerinde, özellikle tüketim harcamaları üzerinde yoğunlaşmışlardır. Daraltıcı maliye politikalarının genişletici etkileri üzerinde duran ve günümüzde yaygın olarak kabul gören Neoklasik yaklaşım, ekonomik büyümenin belirleyicisinin toplam arz olduğunu ve daraltıcı maliye politikalarının bekleyişlere bağlı olarak başta tüketim harcamaları olmak üzere ekonomiyi canlandıracağını öne sürmektedirler. Konuyla ilgili olarak yapılan ampirik çalışmalar uygulanan maliye politikalarının tüketim üzerindeki etkisinin bekleyişler, mali disiplin ve borç düzeyi gibi nedenlere bağlı olarak farklılık gösterebileceği üzerinde yoğunlaşmışlardır. Bu konudaki ampirik tartışmalar Giavazzi ve Pagano (1990) tarafından yapılan çalışma sonucu tekrar gündeme gelmiştir. Çalışmada Danimarka ve İrlanda gibi ülkelerde uygulanan mali istikrar programının makroekonomik değişkenler üzerindeki etkisi analiz edilmiş, mali daralmanın toplam talepten çok tüketim üzerindeki etkisi ele alınmış Keynesçi yaklaşımın aksine, hem kısa dönemde hem de uzun dönemde tüketim üzerinde olumlu etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Buna ilaveten, benzer bir çalışma Barry ve Devereux (1995) tarafından yapılmış ücret ve fiyat katılıkları varsayımı altında, yukarıda belirtilen hipotezin geçerli olup olmadığı araştırılmıştır. Daraltıcı maliye politikasının bekleyişler aracılığıyla tüketimi ve yatırımı arttırabileceğini, ancak istihdamın her durumda azaldığını bulmuşlardır. Höppner ve Assenmacher-Wesche (2001) ise maliye politikasının tüketim üzerindeki etkisini Markov-zincirleri yöntemiyle yukarıda belirtilen yaklaşımlar çerçevesinde analiz etmiş ve her iki yaklaşımı da destekleyen ampirik bir bulgu elde edememiştir.

Yapılan diğer ampirik çalışmalarda mali uyum, mali daralmanın büyüklüğü ve süresi, bekleyişler, borç yükü ve kriz dönemleri gibi faktörler göz önüne alınarak bu yaklaşım test edilmiştir. Bu çalışmalar; Afonso (2001) Avrupa Birliği ülkelerinde panel veri yöntemiyle maliye politikasının tüketim üzerindeki etkileri analiz edilmiş, mali uyum dönemlerinde maliye politikasının Keynesçi etkiye sahip olduğunu, uygulanmadığı dönemlerde ise Keynesçi etkinin ortaya çıkmadığı sonuçlarına ulaşmıştır. Gobbin ve van Aarle (2001) ise Avrupa Birliği ülkelerinde mali uyum sürecinin özel tüketim üzerindeki etki-

sini ampirik olarak araştırmışlar, bu uyum sürecinin yön, büyüklük ve başlangıç koşulları açısından değerlendirildiğinde makroekonomik değişkenler üzerinde Keynesçi olmayan etkiyi destekler bir sonuç bulamamışlardır. Ergün (2005) Türkiye’de maliye politikalarının sürdürülebilirliğini incelenmiş, bu politikaların talep üzerindeki etkilerinin neler olduğunu araştırmıştır. Kamu tüketiminde artış özel tüketim üzerinde normal dönemlerde Keynesçi etki yaparken, mali uyum dönemlerinde Keynesçi olmayan etkilere neden olduğunu belirlemiştir. Çalışmada elde edilen diğer bir bulgu da, maliye politikalarının özel yatırım üzerindeki etkilerinin doğrusal olduğu ve normal dönemler ile mali uyum dönemleri arasında fazla farklılık olmadığı sonucunu elde etmiştir. Vergi, transfer ve kamu tüketimindeki artışların her iki dönemde de özel yatırımı olumsuz etkilediği kanıtları bulunmuştur.

Esteve ve Sachis-Llopis (2004) İspanya’da özel tüketim ve kamu harcamaları arasındaki ilişkinin uzun dönemli olup olmadığını veya ekonomide herhangi bir istikrarsızlık olması halinde yapısal kırılma olup olmadığını sürekli gelir hipotezini altında VAR yöntemiyle incelemiştir. Ele aldığı dönemde hem değişkenlerarası hem de dönemlerarası ikame ilişkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır. Bu Keynesçi olmayan etkinin varlığını işaret etmektedir. Kwan (2006) ise Asya ülkelerinde kamu harcamaları ve özel tüketim arasındaki ikame ilişkisini araştırmış ve bu iki değişken arasında farklı derecelerde olsa da (Endonezya ve Singapur dışında) ikame ilişkisi olduğunu, dolayısıyla Keynesçi etkiyi desteklemediği sonucuna ulaşmıştır. Kim (2004) VAR yöntemiyle Kore’de ekonomik kriz dönemlerini gözönüne alarak yaptığı çalışmada, krizden önce kamu harcamalarının özel tüketimi dışladığını (crowds out), kriz sonrasında ise bu iki değişken arasında tamamlayıcılık ilişkisi olduğunu belirlemiştir. Tagkalakis (2005) likidite kısıtı durumunda OECD ülkelerinde ekonominin canlanma ve daralma dönemlerinde maliye politikasının tüketim üzerindeki etkisini ele almış, ekonominin daralma dönemlerinde genişletici maliye politikasının tüketimi arttırdığını sonucuna ulaşmıştır.

Hogan (2004) mali kriz dönemlerinde OECD ülkelerinde genişletici mali daralma hipotezini araştırmış, krize bağlı olarak kamu harcamalarındaki azalmanın tüketimi arttıracığını, ancak bu etkinin yeterince büyük olmadığını belirlemiştir. Hjelm ve Johansson (2002) mali daralma hipotezini test etmek için vergiler ve harcamalar arasındaki eşbütünleşme ilişkisindeki yapısal kırılmalara bakmışlar, eğer yapısal kırılma varsa mali daralmanın kalıcı olduğunu aksi takdirde kalıcı olmadığını test etmişlerdir. Ampirik sonuçlar mali daralmanın İrlanda’da uzun dönemde kalıcı Danimarka’da ise kalıcı olmadığını desteklemektedir. Ihori ve diğerleri (2006) VAR yöntemiyle Japonya’da Kamu borcu ve sürdürülebilirliği konusunda Keynesçi maliye politikasının etkinliğini test etmişler; ancak kısa dönemde bu etkinin ortaya çıkmadığını; uzun dönemde yapısal reformların yapılmasının daha önemli olduğunu sonucuna ulaşmışlardır.

Blanchard (1990), Sutherland (1997) ve Perotti (1999), uygulanacak maliye politikasının tüketim üzerindeki etkisinin kamu borcuna bağlı olduğunu öne sürmüşlerdir. Bu yaklaşıma bağlı olarak yaptıkları tahminde, borç/GSMH oranı yüksek ise genişletici maliye politikalarının tüketimi arttıracığını, diğer durumda ise tüketimi azaltacağı sonucunu elde etmişlerdir.

Göker (2005) mali baskı oranı yöntemiyle Türkiye’de uygulanan sıkı maliye politikalarının genişletici etkilerinin olup olmadığına bakmış, analiz sonucunda beklenen etkinin ortaya çıkmadığı bulgusunu elde etmiştir. Arin ve Koray (2005) Amerika için yapısal vektör hareketli ortalamalar yöntemiyle (SVAR) farklı maliye politikası araçlarının makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini tahmin etmiş, kamu harcamalarındaki artışın ise ekonomide daraltıcı etkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Bu çalışma Türkiye gibi sürekli ekonomik krizlere maruz kalan, istikrarsız büyüme ve uzun süreli yüksek enflasyon yaşayan bir ülkede tüketim harcamalarında, uygulanan maliye politikalarının ve konjonktürel faktörlerin etkili olup olmadığı görebilmek ve buradan tüketim harcamalarındaki değişmelerin ne-



denlerini ortaya koyabilmek amacıyla yapılmıştır. Bu çerçevede 1987-2006 döneminde uygulanan maliye politikalarının tüketim üzerindeki etkisi incelenmiş ve genişletici mali daralma hipotezi Türkiye için test edilmiştir. Bergman ve Hutchison (1996) tarafından geliştirilen ekonometrik model üç aylık veri seti ile tahmin edilmiş ve özel tüketim harcamalarının kalıcı ve geçici şoklara verdiği dinamik tepkiler incelenmiştir. Bu yöntemin en büyük avantajı uzun dönem etkileri olan ve ortak eğilimler olarak adlandırılan kalıcı şoklar ile sadece kısa dönemde etkili olan geçici şokların etkilerinin analiz edilmesine olanak sağlamasıdır.

Çalışmanın planı şöyledir: ilk bölümde kamu harcamaları, ticaret hadleri ve gelirdeki şoklara, özel tüketim harcamalarının zaman içerisindeki tepkisini incelemeye olanak sağlayan ortak eğilimler (common trends) olarak adlandırılan yapısal vektör hareketli ortalama (Vector Moving Average (VMA)) metodolojisi tanıtılmıştır. Daha sonra modelde kullanılan değişkenlerin birim köke sahip olup olmadığı, buna bağlı olarak da değişkenlerin aralarındaki eşbütünlük ilişkisi araştırılmıştır. Tahmin sonuçları etki-tepki fonksiyonları (IRF) ve varyans ayrıştırması (VDC) analizleri yardımıyla gösterilmiştir.

2. VERİ VE EKONOMETRİK YÖNTEM

Çalışmada kullanılan veriler Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden (EVDS) elde edilmiştir. 1987:1-2006:1 dönemini kapsayan mevsimsel etkilerden arındırılmış üç aylık Reel Tüketim (LC), Gayrisafi Yurtiçi Hasıla (LY), Kamu Harcamaları (LG) ve Ticaret Hadleri (LP) serilerinin doğal logaritmaları kullanılmıştır¹. Tüketim (C), Gayrisafi Yurtiçi Hasıla (Y), Kamu Harcamaları (G) sabit fiyatlarla (1987 yılı baz alınarak) elde edilmiştir. Ticaret hadleri ise ihracat ve ithalat fiyat indeksleri kullanılarak hesaplanmıştır².

2.1. Ekonometrik Model

Türkiye'de genişletici mali daralma hipotezinin geçerli olup olmadığını test etmek amacıyla Bergman ve Hutchison (1996) tarafından geliştirilen ekonometrik model kullanılmıştır. Kullanılan modelde ticaret haddi, gelir ve kamu harcamalarındaki kalıcı (yapısal) şoklar ile çeşitli nedenlerle ortaya çıkan geçici şokların etkileri ayrı ayrı tanımlanmıştır. Yapısal şoklar ile modelde kullanılan değişkenler arasındaki ilişkiyi ifade eden yapısal VMA modeli aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$Dx_t = d + R(L)v_t \quad E[v_t] = 0, E[v_t v_t'] : \text{köşegen matris} \quad (1)$$

Yukarıdaki ifadede δ 4x1 boyutundaki sabit terimler vektörü ve şok-tepki fonksiyonudur³. Eşitlik 1'deki x_t ve v_t vektörleri ise aşağıdaki gibi tanımlanmıştır:

$$x_t = [p_t \ Y_t \ G_t \ C_t]' \quad (2)$$

$$v_t = [\Psi_{p,t} \ \Psi_{y,t} \ \Psi_{G,t} \ \Phi_t]' \quad (3)$$

1 Serileri mevsimsel etkilerden arındırmak için Tramo-Seats yöntemi kullanılmıştır.

2 Ticaret hadleri $P = \frac{\text{İhracat Fiyat İndeksi}}{\text{İthalat Fiyat İndeksi}} * 100$ formülüyle elde edilmiştir. 1994 yılına kadar ki veriler TCMB'nin üç aylık

bültenlerinden, daha sonraki veriler ise TCMB'nin internet sayfasından elde edilmiştir.

3 Burada $Lx_t = x_{t-j}$ olarak tanımlanan gecikme işlemcisidir. Bu nedenle $R(L) = \sum_{j=0}^{\infty} R_j L^j$ ise matris polinomunu göstermektedir.

(2) nolu vektör sırasıyla ticaret hadleri, gelir, kamu harcamaları ve özel tüketim harcamaları değişkenlerinden oluşmaktadır. (3) nolu vektör ise 3 kalıcı ve 1 geçici şoku ifade eden yapısal şoklar vektörüdür. Kalıcı etkileri olan yapısal şoklar ticaret haddi şokları ($\Psi_{p,t}$), gelir şokları ($\Psi_{Y,t}$) ve kamu harcamalarındaki ($\Psi_{G,t}$) şoklardır. Geçici şoklar (ϕ_t) ise kısa dönemde etkili olan geçici gelir ve talep şokları dahil olmak üzere çeşitli geçici şokların bileşimini ifade etmektedir⁴.

Eğer x_t vektöründeki değişkenlerin her biri birinci dereceden bütünleşik, yani I(1) ise, denklem(1) ile verilen model aşağıdaki gibi bir ortak eğilimler (*common trends*) modeli ile ifade edilebilir:

$$x_t = x_0 + A\tau_t + \Phi(L)v_t \quad (4)$$

Denklem ile verilen ortak eğilimler modelinde değişkenlerin başlangıç değerlerini ifade eden sabit vektördür⁵. τ_t ise

$$\begin{bmatrix} \tau_{p,t} \\ \tau_{Y,t} \\ \tau_{G,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_p & 0 & 0 \\ 0 & \mu_Y & 0 \\ 0 & 0 & \mu_G \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \tau_{p,t-1} \\ \tau_{p,t-1} \\ \tau_{p,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Psi_{p,t} \\ \Psi_{Y,t} \\ \Psi_{G,t} \end{bmatrix} \quad (5)$$

şeklinde üç değişkenli bir rassal yürüyüş (random walk) modeli olarak tanımlanmıştır. Denklem 'teki A matrisi uzun dönem çarpanlarını içeren 4x3 boyutunda bir matristir. Kalıcı yapısal şoklar ile değişkenler arasındaki ilişki A matrisi aracılığıyla kurulmuştur.

Modelde uzun dönemli (kalıcı) yapısal şoklar ile değişkenler arasındaki ilişkiyi belirleyebilmek amacıyla aşağıdaki varsayımlar yapılmıştır:

- (i) Kamu harcamalarındaki bir şok reel gelir üzerinde uzun dönemli (kalıcı) bir etki yaratmamaktadır.
- (ii) Kamu harcamalarındaki ve toplam harcamalardaki şoklar ($\Psi_{G,t}$ ve $\Psi_{Y,t}$) ticaret haddi üzerinde uzun dönemli bir etki yaratmamaktadır.

Bu varsayımlar modele A matrisi üzerindeki kısıtlar kullanılarak dahil edilmiştir. Teorik olarak küçük dışa açık ekonomi varsayımı A matrisindeki a_{23} elemanının sıfır olması anlamına gelmektedir. (i) ve (ii) varsayımları ise $a_{12} = a_{13} = 0$ olmasını gerektirmektedir. Yani:

$$A = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \\ a_{41} & a_{42} & -a_{43} \end{bmatrix} \quad (6)$$

4 v_t vektörünün beklenen değerinin sıfır ($E[v_t] = 0$) ve varyans-kovaryans matrisinin ($E[v_t v_t']$) köşegen olduğu varsayımı yapılmıştır. Bu varsayım modelde yapısal şokların birbirleri ile ilişkilerinin olmadığı anlamına gelmektedir.

5 $\Phi(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \Phi_j L^j < \infty$ şeklinde olduğu varsayılmıştır.



Eğer inceleme döneminde Türkiye’de genişletici mali daralma hipotezi geçerli ise, A matrisinin elemanının negatif olması gerekir. Diğer bir ifade ile modelden elde edilmesi durumunda, bu hipotezin Türkiye için geçerli olmadığı yönünde bir kanıt olarak değerlendirilebilir. Model kısa dönemle ilgili herhangi bir kısıt içermemektedir. Fakat değişkenlerin geçici şoklara () olan tepkileri uzun dönemde sıfır olacak şekilde sınırlandırılmıştır.

King ve diğerleri (1991), Warne (1993) ve Quah (1992) Eşitlik veya Eşitlik ile verilen modelin yapısal parametrelerinin indirgenmiş VAR modelinden elde edilecek tahminlerden elde edilebileceğini göstermişlerdir. Böylece aşağıdaki indirgenmiş vektör hareketli ortalamalar modeli (VMA) modeli tahmin edilebilir:

$$\Delta x_t = \delta + C(L)\varepsilon_t \quad (7)$$

Buradaki temel amaç Eşitlik (1) ile verilen ifadedeki yapısal şokları (v_t), eşitlik (7) ile verilen indirgenmiş şoklar (ε_t) cinsinden $v_t = F^{-1}\varepsilon_t$ şeklinde ifade edebilecek bir F^{-1} matrisi elde etmektir⁶. Bu amaçla King ve diğerleri (1991) ve Warne (1993) takip edilerek $A = A_0\pi$ olacak şekilde, A matrisindeki kısıtları yansıtacak bir A_0 matrisi tanımlanmıştır:

$$A = A_0\pi = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} \\ \beta_{14} & \beta_{14} & \beta_{14} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{11} & 0 & 0 \\ \pi_{21} & \pi_{22} & 0 \\ \pi_{31} & \pi_{32} & \pi_{33} \end{bmatrix} \quad (8)$$

Yukarıdaki ifadedeki β_{ij} terimleri eşbütünleşme vektörü β ’nın elemanlarıdır. Dikkat edilirse A_0 matrisi $\beta A_0 = 0$ koşulunu sağlamaktadır. Bu koşul değişkenlerin içerdikleri eğilimlerin birbirlerini nötrlediği, dolayısıyla ilişkinin durağan olduğu anlamına gelir⁷.

Eşitlik (8)’deki π matrisi $(A_0'A_0)^{-1}A_0'C(1)\Sigma C(1)'A_0(A_0'A_0)^{-1}$ matrisinin Cholesky ayrıştırmasıdır (Warne 1993, s.10). Böylelikle kalıcı şoklar indirgenmiş şoklar cinsinden,

$$\psi_t = \begin{bmatrix} \psi_{p,t} \\ \psi_{y,t} \\ \psi_{g,t} \end{bmatrix} = \pi^{-1}(A_0'A_0)^{-1}A_0'C(1)\varepsilon_t \quad (9)$$

şeklinde ifade edilebilirler. Geçici şok ϕ ise aşağıdaki gibi elde edilir. Warne (1993, s.10)

6 Eşitlik 7’deki $C(L) = I_4 + \sum_{j=0}^{\infty} C_j L^j$ ve ε_t ise indirgenmiş şokları göstermektedir. Bu şoklar ile ilgili $E[\varepsilon_t] = 0$ ve $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Sigma$ varsayımları yapılmıştır.

7 Bkz. Engle ve Granger (1987).

$$\phi = (\omega' \Sigma^{-1} \omega)^{1/2} \omega' \Sigma^{-1} t \quad \omega = \alpha (U\alpha)^{-1} \text{ ve } U = [1 \ 1 \ 1 \ 1] \quad (10)$$

Eşitlik 10'daki α katsayısı, Eşitlik (7) ile verilen Vektör Hareketli Ortalama (VMA) modelinin Vektör Hata Düzeltme Modelinin (VECM) şeklinde temsil edilmesi ile elde edilen hata düzeltme (*error correction*) katsayısıdır.

2.2. Birim Kök Testleri

Modelde kullanılan değişkenleri ampirik olarak analiz etmeden önce serilerin birim köke sahip olup olmadığı araştırılacaktır. Bu amaçla modelde yer alan değişkenlerin durağanlıkları Geliştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) testleri ile belirlenmeye çalışılmıştır. Buna göre serilerinin durağanlığı aşağıdaki denklem kullanılarak yapılmıştır.

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma t + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (11)$$

11 nolu eşitlikte Δ birinci derece fark işlemcisini, t genel eğilim değişkeni, u ise hata terim göstermektedir. ADF ve PP testi ile kullanılan değişkenlerin birim köke sahip olup olmadığı aşağıdaki hipotezler sınanarak belirlenmeye çalışılmıştır.

$$H_0 : \beta = H_1 \beta < 0, \quad (12)$$

Ancak, ADF testinde serbestlik derecesi kaybı sorununu ortaya çıkardığından ve otokorelasyonun yapısının bilinmediği durumda ilave olarak Phillips-Perron (PP) testi de kullanılmıştır (Biswal ve diğ. 1999;1286-1287). Phillips-Perron (PP) testinde birinci farklar dahil edilmediğinden birim kök testinde aşağıdaki model kullanılır:

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + u_t \quad (13)$$

Hem ADF ve hem de PP testleri koyu yazılmış değerler %1 düzeyine göre istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde "H0: Birim kök vardır" hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Buna göre, Reel Gayrisafi Yurtiçi Hasıla (LY), Tüketim (LC) ve Kamu Harcamaları (LG) birinci farklarında durağan, ticaret haddi (LP) ise düzey değerinde durağandır. Tablolardan görüldüğü ticaret haddi değişkeni düzey değerlerinde durağandır. Bununla birlikte diğer değişkenler düzey değerlerinde durağan olmayıp, birinci farklarında durağandırlar. Dolayısıyla bu değişkenler ayrı ayrı birinci dereceden bütünleşik, yani I(1)'dir.



Tablo 1. ADF Test Sonuçları

Değişken	Gecikme*	ADF Test İstatistiği	Kritik değer***
P	1	-3.601253	-3.520307
ΔP	0	-11.18141	-3.520307
Y^{**}	0	-2.705120	-4.083355
ΔY	0	-8.639783	-3.520307
G^{**}	4	-0.883054	-3.524233
ΔG	0	-10.15002	-3.520307
C^{**}	4	-1.714722	-4.090602
ΔC	0	-6.757551	-3.520307

* ADF modellerindeki gecikme değerleri düzeltilmiş AIC kriterine göre seçilmiştir. Bütün modellerde sabit terim mevcuttur.

** Trend terimi dahil edilmiştir.

***%1 anlamlılık düzeyine göre Mac Kinnon tek yönlü kritik değerleridir.

Tablo 2. PP Birim Kök Test Sonuçları

Değişken	PP Test İstatistiği	Kritik Değer***
P	-4,71	-3,47
ΔP	-16,30	-3,47
Y^{**}	-2,90	-3,47
ΔY	-8,59	-3,47
G^{**}	-2,60	-3,47
ΔG	-10,23	-3,47
C^{**}	-2,38	-3,47
ΔC	-6,71	-3,47

**Trend terimi dahil edilmiştir.

***%1 anlamlılık düzeyine göre Mac Kinnon tek yönlü kritik değerleridir.

2.3. Eşbütünleşme Analizi

Kısıtsız VAR modelini tahmin etmeden önce, durağan olmayan zaman serileri arasında istikrarlı bir uzun dönem ilişkisi olup olmadığına yönelik test yapmamız gereklidir. Çünkü durağan olmayan seriler arasında en az bir adet durağan doğrusal bir bileşim ortaya çıkıyorsa bu serilerin arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğunu söylenir. Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkilerini araştırmak amacıyla Johansen eşbütünleşme testi tercih edilmiştir. Johansen yönteminin tercih edilmesinin nedeni, testi yaparken hangi değişkenin içsel değişken olarak alınacağı konusunda bir belirleme zorunluluğu olmaması ve ilişkili iktisadi değişkenleri belirlemede etkileşimlere izin vererek veri sürecinin hata yapısını açıkça gözönünde tutmasıdır (Rahman ve Mustafa , 1997, s.83). Değişkenlerin bütünleşme derecelerine karar verildikten sonra I(1) değişkenleri arasında bir eşbütünleşmenin mevcut olup olmadığı araştırılmıştır. Bunun için I(0) olan ticaret hadlerinin de yer aldığı bir kısıtsız VAR modeli tahmin edilmiş ve maksimum özgül değer (Max-Eigen, $\lambda_{Max-Eigen}$) ve rank (İz (trace, λ_{trace})) testleri uygulanmıştır. Eşbütünleşme test sonuçları Tablo 3’de verilmiştir.

Tablo 3. Johansen Eşbütünleşme Test Sonuçları

Hipotez	Trace	Max-Eigen
$r = 0$	47.83318** (47.21)	28.50620** (27.07)
$r \leq 1$	19.32698 (29.68)	10.87843 (20.97)
$r \leq 2$	8.448554 (15.41)	8.346210 (14.07)

* Parantez içindeki değerler %5 düzeye göre kritik değerlerdir.

**%5 anlamlılık düzeyine göre H0 hipotezi reddedilmiştir.

Hem maksimum özgüldeğer hem de rank test sonuçları değişkenler arasında bir tane eşbütünleşme olduğunu göstermektedir. Buna göre tahmin edilen eşbütünleşme vektörünü eşitlik 14’deki gibidir⁸.

$$\hat{\beta} = [1.000 \ 0.726 \ 0.306 \ 0.992] \quad (14)$$

Buna ilave olarak eşitlik 1’deki yapısal şoklar, eşitlik 7’deki indirgenmiş şoklar cinsinden bir matris elde edilmiş ve aşağıdaki eşitlikte gösterilmiştir.

$$F^{-1} = \begin{bmatrix} 16.195 & -29.477 & -4.640 & 20.982 \\ 5.513 & 33.070 & -15.208 & 9.303 \\ 9.989 & 12.308 & 28.496 & -1.045 \\ 5370.235 & 10966.957 & 863.053 & -5255.582 \end{bmatrix} \quad (15)$$

Ayrıca eşitlik 1’e dayanarak birinci dereceden bütünleşik I(1) ortak eğilimler modelinde uzun dönemli yapısal şoklar modelin varsayımları çerçevesinde aşağıdaki gibi elde edilmiştir.

⁸ Eşitlikte yer alan değişkenler sırasıyla ticaret hadleri, gelir, kamu harcamaları ve özel tüketim harcamalarını göstermektedir. Bu vektördeki normalleştirmeler ticaret hadleri değişkenine göre yapılmıştır.

$$\hat{A} = \begin{bmatrix} 0.07633 & 0 & 0 \\ -0.05102 & 0.03204 & 0 \\ -0.04027 & -0.01531 & 0.03502 \\ 0.02709 & 0.01873 & 0.01082 \end{bmatrix} \quad (16)$$

Eşitlik 16'ya göre A matrisinde $a_{43} = 0,01082 > 0$ olarak elde edilmiştir. Bu katsayının pozitif çıkması kamu harcamaları ve özel tüketim harcamaları arasında Keynesçi bir ilişkiyi desteklemektedir.

3.4. Tahmin Sonuçları

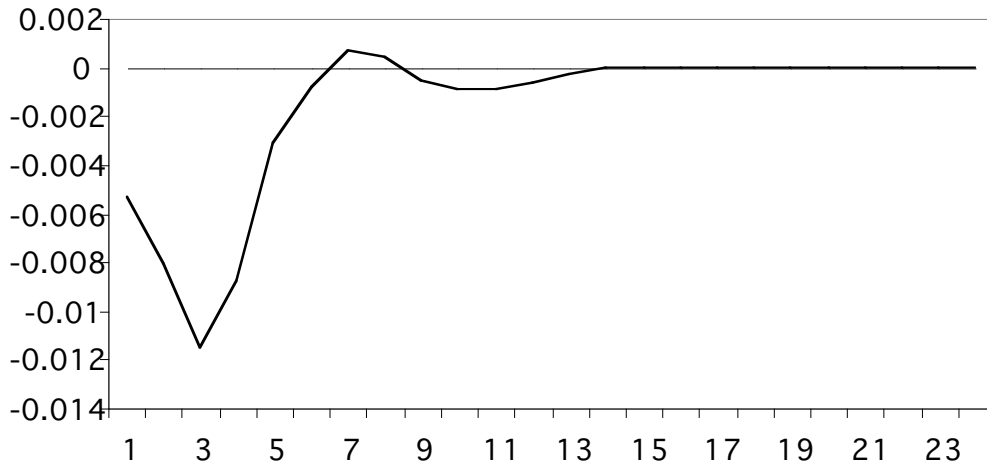
Yapısal VAR modelinde tanımlanan kısıtların konduktan sonra, tahmin edilen matris üzerinden elde edilen varyans ayrıştırma ve etki-tepki analizleri yapılmıştır. Varyans ayrıştırma, her bir değişkenin öngörü hata varyansının, sistemdeki her bir değişkene yüklenebilecek bileşenlerine ayrıştırma oranı olarak tanımlanır (Pindyck ve Rubinfeld 1991). Diğer bir ifadeyle, değişkenlerde ortaya çıkacak yüzdesel bir değişimin ne kadarının kendisinden ve diğer değişkenlerden kaynaklandığını açıklar. Eğer değişkende meydana gelen değişmelerin tamamı kendisindeki şoktan kaynaklanıyorsa, bu durum değişkenin dışsal olarak hareket ettiğini, modeldeki diğer değişkenlerden kaynaklanıyorsa değişkenin içsel olduğunu gösterir. Modele ait varyans ayrıştırma sonuçları Tablo 4'de verilmiştir. Tablodan görüldüğü üzere tüketim harcamalarının öngörü hatalarındaki değişmelerin kendisinden kaynaklanmamaktadır. Üç yıllık dönem göz önüne alındığında tüketim harcamalarındaki değişmelerin yaklaşık % 7'sinin kamu harcamaları, % 46'sının gelir ve % 45'inin ise ticaret hadlerinden kaynaklandığı görülmektedir. Dolayısıyla, varyans ayrıştırma sonuçları tüketimdeki değişimin önemli bir bölümünün gelir ve dış ticaret hadleri tarafından açıklandığını göstermektedir.

Tablo 4. Tüketim Harcamalarının Varyans Ayrıştırması

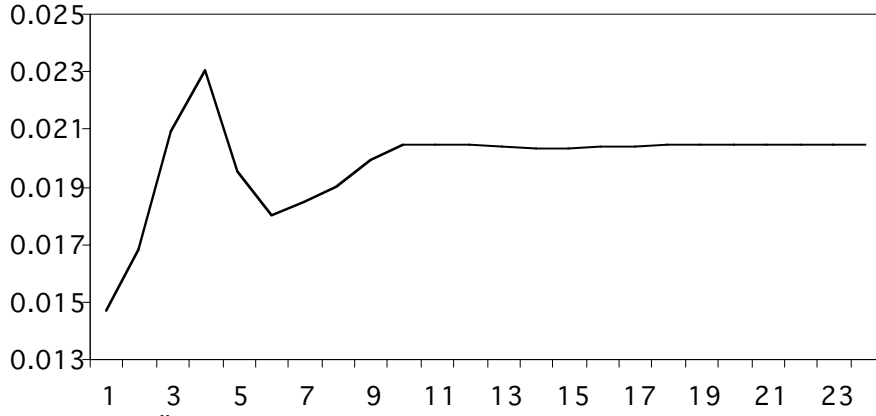
Varyans Ayrıştırma Tablosu					
Dönem	Standart Hata	LTT	LY	LG	LC
1	0.020827	49.618	43.675	0.089	6.618
2	0.035322	39.743	46.49	6.196	7.571
3	0.047428	41.441	41.429	6.988	10.142
4	0.05796	43.505	40.806	6.623	9.066
5	0.065087	43.455	42.42	6.704	7.42
6	0.070566	43.453	44.094	6.128	6.325
7	0.075713	43.674	45.278	5.546	5.502
8	0.080549	44.114	45.901	5.121	4.864
9	0.085382	44.695	46.234	4.738	4.333
10	0.090198	45.176	46.495	4.437	3.892
11	0.094838	45.491	46.773	4.206	3.53
12	0.099285	45.736	47.037	4.002	3.225

Yapısal VAR modelinden elde edilen ve değişkenlerin rassal hata terimlerinden birindeki bir standart sapmalık şoka tepkilerinin incelendiği birikimli etki-tepki fonksiyonları sonuçları şekillerle verilmiştir. Şekil 1’de görüldüğü üzere geçici bir standart sapmalık pozitif şoka tüketim harcamalarının tepkisi önce negatif yönde, daha sonra pozitif yönde bir tepki göstermiştir. İzleyen dönemlerde az da olsa dalgalanma göstermesine rağmen, bu tepki onüçüncü dönemde sona ererek, uzun dönem dengesine ulaşmıştır. Bu durum tüketim harcamalarının cari gelire aynı yönde hareket ettiğini ve uzun dönemde istikrarlı bir dengeye ulaşacağını öne süren sürekli gelir yaklaşımıyla uyumlu gözüktüğü söylenebilir.

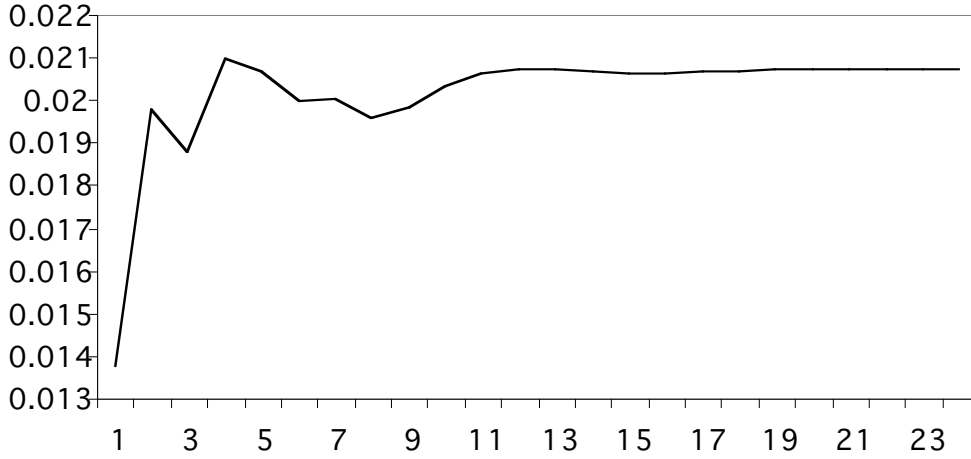
Şekil 2’ye bakacak olursak, ticaret hadlerindeki bir standart sapmalık şokun tüketim harcamalarını ne yönde etkilediği görülmektedir. Başlangıçta dış ticaret hadlerindeki bir standart sapmalık şok, tüketim harcamalarını önce artış, sonrasında azalış ve altıncı dönemden sonra ise artış yönünde tepki göstermektedir. Bu etki artış yönünde giderek devam etmektedir. Bu durum tüketim harcamalarının döviz kurundaki değişmelerle uyumlu hareket ettiğini ve kur politikalarına bağlı olarak ticaret hadlerinin tüketimdeki değişmelerde etkili olduğu söylenebilir. Şekil 3’de ise , gelirdeki bir standart sapmalık şoka , tüketim harcamaları yedinci döneme kadar dalgalı bir artış göstermiştir, bu dönemden sonra da yine artış yönünde tepki verdiği görülmektedir. Tüketim harcamalarının gelirin önemli bir bileşeni olmasından dolayı gelirdeki değişmelerin etkili olduğu görülmektedir. Son olarak, şekil 4 ‘te ise kamu harcamalarındaki bir standart sapmalık şoka, tüketim harcamaları başlangıçta artış daha sonra ise azalma yönünde tepki vermiştir. Beşinci dönemden sonrada azalış yönündeki tepkinin devam ettiği görülmektedir. Bu durumda kamu harcamalarındaki artışın tüketim harcamalarını dışlayacağını (crowding out) öne süren genişletici mali daralma hipotezini desteklemediği söylenebilir.



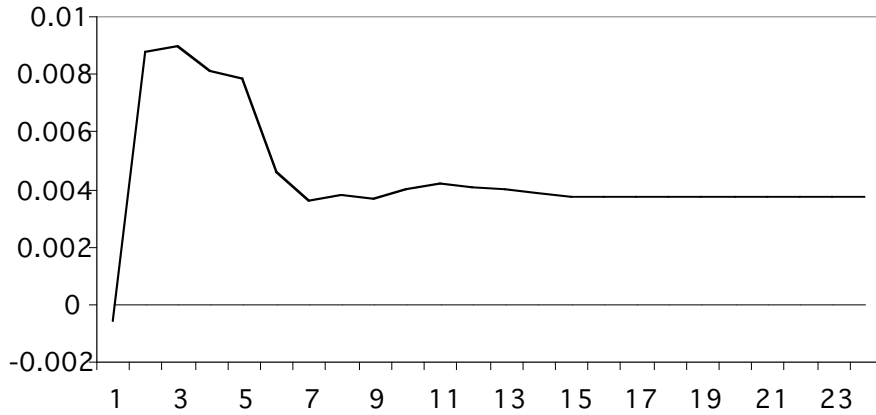
Şekil 1. Özel Tüketim Harcamalarının Geçici Şoka Tepkisi



Şekil 2. Özel Tüketim Harcamalarının Ticaret Hadlerindeki Bir Şoka Tepkisi



Şekil 3. Özel Tüketim Harcamalarının Gelirdeki Bir Şoka Tepkisi



Şekil 4. Özel Tüketim Harcamalarının Kamu Harcamalarındaki Bir Şoka Tepkisi

4. SONUÇ VE GENEL DEĞERLENDİRME

Bu çalışmada literatürde genişletici mali daralma hipotezi olarak da bilinen bu yaklaşımın tüketim harcamaları üzerindeki etkisi Türkiye için tahmin edilmeye çalışılmıştır. Bu amaçla yapısal VAR yöntemiyle mali daralmanın tüketim üzerindeki etkileri araştırılmıştır. Bunun yanısıra tüketim harcamaları üzerinde konjonktürel faktörlerin etkili olup olmadığı da araştırılmıştır. Ampirik sonuçlar Etki Tepki Fonksiyonları (IRF) ve Varyans Ayrımlaştırması (VDC) ile verilmiştir.

Ampirik sonuçlara bakıldığında tüketim harcamalarındaki geçici bir şokun etkili olmadığı ve kısa dönemde etkisini kaybettiği söylenebilir. Bu tüketim harcamalarının cari döneme değil planlanan döneme bağlı olarak gerçekleştiği şeklinde yorumlanabilir. Kamu harcamalarındaki değişimin tüketim üzerindeki etkisine bakıldığında ise, inceleme döneminde kamu harcamalarındaki bir artış özel tüketimde artışa neden olmaktadır. Dolayısıyla dışlama etkisi (crowding out) ortaya çıkmamaktadır. Bu durumda genişletici mali daralma hipotezinin Türkiye için geçerli olmadığı söylenebilir. Bu sonucu modelde tahmin edilen A matrisindeki a_{43} katsayısının pozitif çıkması da kamu harcamaları ve özel tüketim harcamaları arasında Keynesçi bir ilişkiyi desteklediğine dair kanıt olarak gösterilebilir. Hem Etki tepki fonksiyonları hem de varyans ayırma sonuçları inceleme döneminde tüketim harcamalarındaki değişimlerin gelir ve ticaret hadlerinden kaynaklandığı sonucu destekler nitelikte gözükmektedir.

Uygulanan istikrar programı çerçevesinde genişletici mali daralma yaklaşımının Türkiye Ekonomisi için geçerli olmadığı ve tüketimdeki artışların mali daralma dışındaki faktörlerden kaynaklandığı yönünde bulunan ampirik kanıtlara gerekçe olarak şu faktörler gösterilebilir; ülkemizde son yıllara kadar yaşanan yüksek enflasyon, büyümenin istikrarsız bir seyir izlemesi, ulusal ve uluslararası siyasi ve ekonomik konjonktürde ortaya çıkan belirsizlikler, ekonomik birimlerin geleceğe dair beklentilerini olumsuz yönde etkilemektedir. Uygulanan para politikası sadece fiyat düzeyini kontrol etmek üzerine kurulmuş ve bunun sonucu olarak esnek döviz kuru rejimi benimsenmiştir. Bu anlamda büyüme yurt dışından kısa vadeli sermaye girişine bağlı olarak ve aşırı değerli kur politikası temelinde belirlenmesine yol açmaktadır. Bu durum finans sisteminin yeterince derin olmamasından dolayı gelişmekte olan ülkelerde (Türkiye gibi) ekonomiyi dış şoklara açık hale getirmektedir. TL'nin değerlenmesi cari açıkların artmasına, dolayısıyla finansman ihtiyacı olumsuz yönde etkilenmesine neden olabilecektir.

Sonuç olarak, mali disiplin çerçevesinde hedeflenen % 6,5 faiz dışı fazla hedefinin yakalanmış olmasına rağmen, kamu harcamalarının azalmanın bunun sürdürülebilir olabilmesi için kamu gelirlerini arttırmaya yönelik yapısal vergi reformlarının yapılmasının gerekli olduğu söylenebilir. Ayrıca, merkez bankasının enflasyon hedeflemesi yoluyla döviz kurunu piyasa koşullarına bırakması ticaret hadlerinin ülkemiz aleyhine gelişmesine neden olabileceğinden, ihracatın artışına yönelik politikalar benimsenerek üretim ve verimlilik artışları sağlanabilir. Ayrıca, büyümenin finansmanını sağlayabilmek için kısa vadeli sermaye girişlerinin yerine büyümenin sürekliliğini mümkün kılacak yapısal reformların yapılması ve sermayenin istihdam yaratacak alanlara yönlendirilmesi gerekli gözükmektedir.

KAYNAKÇA

- Afonso, A. (2001).** “Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy in the EU-15” ISEG/UTL -Technical University of Lisbon, Department of Economics, Working Paper No 07/2001/DE/CISEP, 1-47, (http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=317481#PaperDownload) (Erişim Tarihi 6 Aralık 2006).
- Arin K.Peren ve Koray Faik (2005).** “ Fiscal Policy And Economic Activity: U.S. Evidence” Centre For Applied Macroeconomic Analysis CAMA Working Paper Series 9/2005, 1-29.
- Barry F. ve Devereux B.D. (1995).** “The ‘Expansionary Fiscal Contraction’ Hypothesis: A Neo-Keynesian Analysis”, Oxford Economic Papers, New Series, Vol. 47, No.2, Nisan, 249-264.
- Bergman U.M. ve Hutchison M.M. (1996).** “The ‘German View’, Fiscal Consolidation and Consumption Booms: Empirical Evidence from Denmark”, 1-32, (http://swopec.hhs.se/lunewp/papers/lunewp1999_003.pdf) (erişim tarihi: 11 Ekim 2006)
- Biswal, B., Urhavsı, D.(1999).** “ Testing Wagner Versus Keynes Using Disaggregated Public Expenditure Data for Canada”, Applied Economics, 31, 1283-1291.
- Blanchard, O. (1990).** “Comment, on Giavazzi and Pagano (1990),” in Blanchard, O. And Fischer, S. (eds.), National Bureau of Economic Research Macroeconomics Annual , 111-116.
- Engle R.F. ve Granger C.(1987).** “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, Econometrica 55, 251-276.
- Ergün Mine (2005).** “Sürdürülebilir Maliye Politikası ve Maliye Politikasının Ekonomik Aktivite Üzerine Etkileri: AB Uyum Sürecindeki Türkiye Örneği ve Ab Ülkeleri Deneyimleri”, Devlet Planlama Teşkilatı Uzmanlık Tezleri Yayın No: 2684, Şubat, 1-134.
- Esteve Vicente ve Sanchis-Llopis Juan (2004).** “Estimating The Substitutability Between Private And Public Consumption: The Case Of Spain, 1960-2001”, 1-16. (<http://www.revecap.com/viieea/autores/E/136.pdf>) (erişim tarihi: 01 Kasım 2006)
- Giavazzi F. ve Pagano M. (1990).** “Can Sever Fiscal Contractions Be Expansionary? Tales Of Two Small European Countries”, National Bureau Of Economic Research Working Paper No:3372, Mayıs , 1-55.
- Gobin, N. ve Van Aarle B. (2001).** “Fiscal Adjustment and Their Effect During The Transmission to the EMU”, 1-35, (http://www.feb.ugent.be/fac/research/WP/Papers/wp_01_119.pdf) (erişim tarihi: 31 Ekim 2006)
- Göker Z. (2005).** “Kamu Borç Stokunun Azaltılmasında Maliye Politikalarının Rolü” Akdeniz Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi (10) , 163-181.
- Hjelm G. ve Johansson M.W. (2002).** “Structural Change in Fiscal Policy and The Permanence of Fiscal Contractions-The Case of Denmark and Ireland”, 1-12, (http://www.nek.lu.se/publications/workpap/Papers/WP02_11.pdf) (erişim tarihi: 11 Ekim 2006)
- Hogan, Vincent. (2004).** “Expansionary Fiscal Contractions? Evidence from Panel Data”, Scandinavian Journal of Economics 106(4), 647-659.

- Höppner F. ve Assenmacher-Wesche K. (2001).** “Non-linear Effects of Fiscal Policy in Germany: A Markov-Switching Approach” ,1-28 (<http://www.iw.uni-bonn.de/Files/Publikationen/BRDSwitch.pdf>) (erişim tarihi: 27 Ekim 2006)
- Ihori T, Nakazato T. ve Kawade M. (2006).** “Japan’s Fiscal Policies in the 1990s”, 1-24 (<http://www2.e.u-tokyo.ac.jp/~seido/output/Fujiwara/fujiwara25.pdf#search=%22%22Japan%E2%80%99s%20Fiscal%20Policies%20in%20the%201990s%22%22>) (erişim tarihi: 27 Ekim 2006)
- Kim Suhn Seong (2004).** “A Study on the Structural Change of Fiscal Policy After Korean Currency Crisis”, Economic Papers, The Bank of Korea, Cilt 7(1), Temmuz, 86-114.
- King R.G., Plosser C.I., Stock J.H. ve Watson M.W. (1991).** “Stochastic Trends and Economic Fluctuations”, American Economic Review, 81:819-840.
- Kwan K. Yum (2006).** “The Direct Substitution between Government and Private Consumption in East Asia”, 1-25, (<http://www.nber.org/books/ease16/kwan6-30-06.pdf>) (Erişim Tarihi 31 Ekim 2006)
- Perotti, R. (1999).** “Fiscal Policy When Things Are Going Badly.” Quarterly Journal of Economics, 114(4), 399-436.
- Pindyck R.S. ve Rubinfeld D.L.(1991).** Econometric Models and Economic Forecasts, Newyork: McGraw-Hill.
- Rahman, M. ve Mustafa, M. (1997).** “Dynamics of Real Exports and Real Economic Growths in 13 Selected Asian Countries”, Journal of Economic Development, Volume 22, Sayı 2, Aralık, 81-95.
- Sutherland, A. (1997).** “Fiscal Crises and Aggregate Demand: Can High Public Debt Reverse the Effects of Fiscal Policy?” Journal of Public Economics, 65(2), 147-162.
- Tagkalakis Athanasios (2004).** “The Asymmetric Effects of Fiscal Policy on Consumption in Recessions and Expansions”, European University Institute Working Paper Eco No. 2004/19r, San Domenico İtalya, 1-53 (<http://www.iue.it/PUB/ECO2004-19.pdf>) (erişim tarihi: 12 Ekim 2006)
- Quah, Danny (1992).** “The Relative Importance of Permanent and Transitory Components: Identification and Some Theoretical Bounds” Econometrica, 60 (1), pp. 107-118.
- Warne Anders (1993).** “A Common Trends Model: Identification, Estimation and Inference”, 1-38, (<http://citeseer.ist.psu.edu/cache/papers/cs/21668/http:zSzzSzwww.stat.ku.dkzSz~rahbekzSzteachingzSzctie93.pdf/warne93common.pdf>), (erişim tarihi: 29 Eylül 2006)

