

TÜRKİYE'DEKİ BÜTÇE AÇIKLARININ ULUSAL TASARRUFLARA ETKİLERİ

Muammer ŞİMŞEK

Özet

Bu çalışma, Türkiye'nin 1970-2003 yılları arasındaki döneme ilişkin yıllık verilerini kullanarak; bütçe açıklarının ulusal tasarruflar üzerindeki etkisini incelemektedir. Analizde tasarrufları açıklamak için; bütçe açıkları, M2 para arzı, çalışma çağındaki nüfusun toplam nüfusa oranı olan demografik değişkeni ve reel faiz oranını kapsayan bir model kullanılmıştır. Verilere ilişkin zaman serilerinin incelenmesinden sonra, model eşbütünleşmeye ARDL yöntemi ile tahmin edilmiştir. Sonuçlar, uzun dönemde bütçe açıklarındaki bir artışın ulusal tasarrufları istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde azalttığını göstermektedir.

Anahtar kelimeler: Bütçe açıkları, ulusal tasarruflar, kısıtsız hata düzeltme modeli eşbütünleşme analizi, ARDL, sınır testi, kritik sınır değerleri.

THE IMPACT OF BUDGET DEFICITS ON NATIONAL SAVING IN TURKEY

Abstract

This study analyses the effect of government budget deficits on national saving in Turkey using annual data from 1970 to 2003. In the analysis a model that includes budget deficits, money supply, real interest rate and the proportion of working age population to total population to explain national saving was used. After examining the time series properties of the data, the model is estimated with the method of ARDL to cointegration. In the long-run, the overall results show that a significant increase in budget deficits tend to decrease the national saving.

Key Words: Budget deficits, national saving, unrestricted error correction model cointegration analysis, ARDL, bounds testing, critical value bounds.

1. GİRİŞ

Bütçe açıklarıyla ulusal tasarruflar arasındaki ilişki; önemli ve geniş kapsamlı bir içeriğe sahiptir. Bu yönüyle çok sayıda akademik çalışmaya konu olmaktadır. Bu konudaki literatürün bir kısmı, bütçe açıklarının olumsuz sonuçlar meydana getirdiğini belirtirken, bir kısmı da olumlu sonuçlarından bahsetmektedir.

* Cumhuriyet Üniversitesi, Cumhuriyet M.Y.O. öğretim üyesi, Tlf: 0 346 219 14 03, e-mail: msimsek@cumhuriyet.edu.tr,

Bütçe açıklarıyla ilgili klasik görüş, bu açıkların ulusal tasarrufları ve yatırımları azalttığı ve bir dış ticaret açığının oluşumuna katkıda bulunduğu yönündedir. Ayrıca bütçe açıkları, reel faiz oranlarını yukarı doğru iterek, iç yatırımları dışlar (crowding out) ve ekonomik büyümeye engel olur. Dışlamanın miktarı, yabancı yatırımları cazip hale getiren iç faiz oranlarının ne kadar yüksek olduğuna bağlıdır. Faiz oranlarındaki aşırı yükselme, ülke dışından bir kapital akışına yol açarak, milli parayı değerlendirmekte ve böylece iç yatırımlardan ziyade, net ihracatı dışlamaktadır. Bazı iktisatçılara göre bütçe açıkları, uzun dönemde kapital stokunu azaltmakta, dış borçları artırmakta ve gelecek nesiller üzerinde bir yük meydana getirmektedir. Böylece şimdiki yaşam standartları yükselirken, gelecek nesillerinki düşmektedir.

Bütçe açıklarını savunanlar da vardır. Bu konuda başlıca iki önemli görüşten bahsedilebilir: Birincisi, Barro'nun (1974:1095-1117) görüşleridir. Barro, bütçe açıklarının ulusal tasarrufların düzeyi ile ilişkisiz olduğunu, çünkü özel tasarruflardaki artışların bütçe açıklarını dengeleyerek etkisiz hale getireceğini ileri sürmektedir. Barro'nun görüşü, Ricardo denkliği teorisine dayanmaktadır.

Bu yaklaşım hane halkının davranışları üzerinde yoğunlaşmaktadır. Buna göre vergilerdeki sınırlı değişmelerin, uzun dönemde hane halkının tüketim harcamalarını genellikle etkilemediği kabul edilmektedir. Kullanılabilir geliri artıran bir vergi kesintisi (vergilerdeki azalma) otomatik olarak tasarruflarda aynı miktardaki bir artışla paralellik taşır. Çünkü ileriye gören bir tüketici, bütçe açığı meydana getiren bu harcamalar nedeniyle ortaya çıkan kamu borçlarının, eninde sonunda vergi artışlarıyla ödeneceğini tahmin edecektir. Böylece tüketiciler, bugün yapılan bir vergi indiriminden elde edeceği ek geliri, gelecekte vergilerin muhtemelen tekrar artırılacağını düşünerek tasarruf edecek ve bununla gelecekteki daha yüksek vergileri ödemek isteyecektir.

Ancak Ricardo denkliği teorisinin makul olmayan varsayımlara dayandığı söylenebilir. Örneğin, tüketicilerin çoğunluğunun, hükümetin cari harcamalarının gelecekteki vergiler anlamına geleceği hakkında yeterli bilgiye sahip olduğunu varsaymak, gerçekçi bir yaklaşım değildir. Ayrıca tasarruflar, artan açıkları dengeleyecek kadar artmayabilir. (Bernheim, 1989:55-72)

Barro'nun teorisinin geçerliliğine ilişkin testler, farklı sonuçlar ortaya koymuştur. ABD de bu konudaki tecrübeler Eisner (1994:181-186) dışında genellikle Barro'nun görüşünü desteklememektedir.

Bütçe açığını savunanların ikincisi Eisner (1994) dir. Eisner, ABD bütçe açıklarının iki önemli nedenle abartıldığını ileri sürmektedir. Birincisi enflasyon, ölçülen açıkları yükseltme eğilimindedir. İkincisi bütçe açıkları milli gelir hesaplarında abartılmaktadır. Çünkü, hükümet harcamalarının oldukça büyük bir kısmı gerçekte yatırımlara gitmektedir. Bu nedenle hükümet harcamalarının bu

kısmı cari harcama olarak değerlendirilmemelidir. Eisner, milli gelir hesaplarında yapılan bu düzeltmelerin, önemli bir yer tuttuğunu ileri sürmektedir.

Eisner, ABD nin 1972-1991 dönemine ilişkin verilerini kullanarak, reel bütçe açıklarının ulusal tasarrufları artırdığını göstermiştir. Eisner'in modelinde ulusal tasarrufların; bütçe açıkları, para arzındaki değişimler ve reel döviz kurundaki değişimlerle ilişkilerinin nasıl olduğu araştırılmaktadır. Eisner, ulusal tasarruflar üzerindeki bu artan etkiyi, bir Keynezyen genişleme vasıtasıyla açıklamaktadır. Yani bütçe açıkları; daha fazla istihdamı, tüketimi ve yatırımları uyatarak ulusal tasarrufları artırabilmektedir.

Bununla birlikte tasarruf davranışlarıyla ilgili literatürde belirtildiği gibi, tasarrufları etkileyen başka faktörler de vardır. Örneğin ulusal tasarruflardaki bir değişim, demografik değişimdeki, yani çalışma çağındaki nüfusta meydana gelen bir değişimden veya piyasa faiz oranlarındaki bir değişimden de etkilenebilir. Nüfusun çalışma çağı gurubundaki bir artış, ulusal tasarruflar üzerinde pozitif bir etki meydana getirebilir.

Summers'in (1982:1-49) çalışmasında tasarruflarla faiz arasındaki ilişki teorik ve ampirik olarak incelenmektedir. Ekonometrik analizin sonuçları; özel harcamaların vergilendirilmesine yönelik bir vergilemedeki değişimin, özel tasarruf oranlarında önemli artışlara yol açtığını ortaya koymaktadır. Faiz oranlarındaki artışlar da, tasarruflarda anlamlı artışlara yol açmaktadır. Çalışmanın bulguları, faiz oranlarının tasarruflar üzerinde güçlü bir etkiye sahip olduğunu ortaya koymakla birlikte; politikacıların tasarruf teşviklerinin etkilerinin tahmininde ve bu konuda alacakları kararlarda bu bulguların göz önüne alacakları bir esas oluşturabilmeleri için yeterli olmadığı belirtilmektedir.

Poterba and Summers (1986:1-18), bütçe açıklarının ulusal tasarruflar üzerindeki etkisini, bu açıkların yol açtığı kuşaklararası transferleri keşfetmeye çalışarak incelemeyi amaçlamışlardır. Bu çerçevede bütçe açıklarının ulusal tasarruflar üzerindeki kısa dönemli etkilerini analiz etmek için, kuşaklararası bağlantının sayısal yönünü araştırmışlardır. Borçlanma politikalarını gelecek nesillere aktarılmış bir vergi yüküne dönüştürülme yeteneğini inceleyen analizde, açıkların ulusal tasarruflar üzerinde kısa dönemde önemli bir etkiye sahip olduğuna ilişkin herhangi bir bulgu elde edilememiştir. Yazarların, bütçe açıklarının kısa dönemli tasarruf etkilerinin analizine yönelik hesaplamaları, kuşaklararası bağlantının varlığına veya yokluğuna ilişkin çok az ipucu vermiştir. Varılan sonuç, önemli vergi yükünü gelecek kuşaklara aktaran ABD dekine benzeyen bütçe açığı politikalarının, kısa dönemde ulusal tasarrufları değiştirecek büyüklükte olmadığıdır.

Yine Poterba and Summers (1987:1-31), in Ricardo'nun denklik teorisini ABD verileri ile test eden çalışmalarında elde ettikleri bulgu, federal bütçe

açıklarındaki bir artışın ulusal tasarruflarda açık bir gerilemeye neden olduğunu göstermiştir. Dolayısıyla bu sonuçlar da Barro'nun görüşünü desteklememektedir.

Carrol and Summers (1987:249-279), ABD ve Kanada'nın 35 yıllık verilerine dayanan çalışmalarında; hükümet politikalarının özel tasarruf oranlarını etkileyip etkilemedikleri ve eğer etkiliyorsa bu etkiyi hangi kanallarla gerçekleştirdikleri konusunu esas almışlardır. Bulgular, ABD ve Kanada'daki özel tasarruf oranlarının son on yılda hızla azaldığını göstermiştir. Bu sonucun en önemli nedeni olarak analizden ortaya çıkan bulgu, vergi politikalarının özel tasarruf davranışları üzerinde güçlü bir etkiye sahip olmasıdır. Vergi yapılarındaki değişimler ve vergi ile enflasyonun karşılıklı etkileşimindeki değişimler; ABD ve Kanada'daki özel tasarruf davranışlarını açıklayan önemli faktörler olarak görülmüşlerdir. Ancak Kanada'daki kamu politikalarının özel tasarruf oranları üzerinde daha az etkili olduğu belirtilmektedir. Sonuç olarak, bütçe açıkları ile özel tasarrufların farklılaşması arasında bir ilişki olabileceği belirtilmektedir.

Corbo and Schmidt-Hebbel (1991:89-115), gelişmekte olan 13 ülkeyi kapsayan panel veri çalışmasında, artan tasarruflardaki kamu politikalarının etkinliğini analiz etmişlerdir. Bir başka anlatımla, gelişmekte olan ülkelerdeki ulusal tasarrufları, kamu politikaları vasıtasıyla artırmanın mümkün olup olmadığı araştırılmıştır. Ülke içi enflasyon ve reel faiz oranlarındaki değişimler nedeniyle kamu politikalarının dolaylı etkileri önemsiz olarak gösterilirken, cari kamu harcamalarındaki kesintilerin veya vergi artışlarının özel tasarruflar üzerinde anlamlı etkileri olduğu belirtilmektedir. Bununla birlikte daha yüksek kamu tasarruflarının, kısmen sadece özel tasarruflardaki bir azalmayla dengelendiği belirtilmektedir. Bu dengelemede esas faktörler, vergileme ve cari harcamalardan oluşan maliye politikaları ile maliye politikalarındaki değişimlere ilişkin özel sektörün tahminleridir. Bu açıklamalardan, gelişmekte olan ülkelerdeki ulusal tasarruf düzeylerinin artışında, kamu politikalarının etkin bir rol oynadığı sonucu çıkmaktadır. Çalışmada ayrıca Ricardo yanlısı hipotezin de sanayileşmiş ülkelerle ilgili ampirik çalışmalarda genellikle reddedildiği ifade edilmektedir.

Domenech *et al.* (1997:1-19), 2. petrol krizi sonrası artan bütçe açıklarının, yine aynı dönemde azalan ulusal tasarruf oranları üzerindeki etkisini tahmin etmek amacıyla yapısal bir VAR kullanarak 18 OECD ülkesini kapsayan bir panel çalışması yapmışlardır. Sonuçlar, Ricardo'nun denklik teorisini desteklememektedir. Çünkü özel tasarruflar, kamu kesimindeki açıkların sadece küçük bir bölümünü karşılamaktadır. Analizden, negatif geçici şokların kamu hesapları üzerindeki etkisinin yaklaşık yüzde 40'ın özel tasarruflar tarafından karşılandığını gösteren sağlam bulgular elde etmişlerdir. Ayrıca elde edilen sonuçlar, çok büyük bütçe açıklarının yüksek reel faiz oranlarındaki artışların ve düşük ulusal tasarrufların açıklanmasında önemli bir faktör olduğu görüşünü de desteklemektedir.

1980 lerin başında ABD nin federal bütçe açıklarındaki korkunç artışa dikkati çeken Mixon and Wilkinson'a (1999:5-14) göre; eğer Barro'nun hipotezi doğru olsaydı aynı dönemde özel tasarrufların da artması gerekirdi. Halbuki aynı dönemde ABD de özel tasarruflar azalmıştır. Ayrıca ulusal tasarrufları etkileyen bütçe açıklarının dışında başka faktörler de elbette vardır. Bu nedenle ulusal tasarrufları etkileyen faktörlere ilişkin genel bir bulgunun, ancak diğer değişkenlerin de hesaba katılmasından sonra elde edilebileceği belirtilmektedir.

Pradhan and Upadhyaya'nın (2001:1745-1750), ABD nin 1967-1996 yılları arasına ilişkin verilere dayanan analizlerinden elde edilen sonuçlar; bütçe açıklarındaki artışların ulusal tasarrufları azalttığını göstermiştir.

Bu çalışmadaki istatistiksel analiz; Türkiye'deki bütçe açıklarıyla ulusal tasarruflar arasındaki ilişkinin daha kapsamlı bir açıklamasını yapabilmek için, Eisner'in modelindeki değişkenlere ilave olarak, Pradhan and Upadhyaya'nın (2001) modelinde olduğu gibi demografik ve faiz oranları değişkenlerini de kapsayan bir modelle gerçekleştirilmiştir.

Bu çalışmanın tasarımı şöyle düşünülmüştür: İkinci bölümde, yukarıda bahsedilen genişletilmiş model ve teorik konular ele alınmaktadır. Üçüncü bölümde, ampirik sonuçlar ve istatistiksel analiz tartışılmakta ve dördüncü bölümde çalışma kısa bir özetle sonuçlandırılmaktadır.

2. TEORİK ÇERÇEVE

Mali politikalar; kamu gelirleri, kamu harcamaları ve bütçe politikalarından oluşmaktadır. Klasik analizde mali politikalar ulusal tasarrufları, yatırımları ve faiz oranını iki kanaldan etkilemektedir: Bunlardan birincisi; bütçe fazlası veya kamu tasarruflarını doğrudan değiştirerek, ikincisi de özel tasarrufları değiştirerek ortaya çıkan etkilerdir. Belirli bir GSMH düzeyi ve faiz oranında; vergilerdeki bir düşme veya borçlanmayla finanse edilen transfer harcamalarındaki bir yükselme, özel tüketim harcamaları ve özel tasarrufların her ikisini de artıracığı için kullanılabilir geliri daha çok artıracaktır. Vergi kesintilerinin veya transfer harcamalarının bir kısmı tüketim harcamalarına gideceği için, özel tasarruflardaki artış, kamu açıklardaki artıştan daha az olacaktır. Böylece ulusal tasarruflar azalacaktır.

Belirli bir GSMH düzeyinde faiz oranları; ulusal tasarruflarla yatırımların eşitlendiği düzeye kadar yükselir. Faiz oranları daha fazla yükseldiğinde buna tepki olarak yatırımlar, azalır veya dışlanır. Fakat, ulusal tasarruflarda başlangıçta meydana gelen kısa süreli düşme ortadan kalkar, çünkü bireyler de özel tasarruflarını artırır.

Kamunun satın alımlarındaki bir artış, ulusal tasarrufları etkiler. Bir vergi kesintisi veya transfer ödemelerinde meydana gelen bir artışın aksine, kamu satın alımlarında meydana gelecek bir artış kullanılabilir geliri değiştirmez. Bu nedenle özel tüketim harcamaları ve özel tasarruflar da değişmeden kalır. Fakat kamu satın

alımlarındaki artış, bütçe açıklarını da artıracığı veya kamu tasarruflarını azaltacağı için ulusal tasarruflar, tam olarak toplam mal ve hizmet talebindeki değişme kadar azalır. Bu durumda toplam talepteki yükselme kamu kesimine aittir. Diğer yandan belirli bir GSMH düzeyinde ve faiz oranında, kamunun satın alımlarında vergi ile finanse edilen değişmeler özel tasarrufları azaltır. Daha yüksek vergiler, kullanılabilir geliri ve böylece hem tüketimi ve hem de tasarrufları azaltır. Özel tasarruflardaki azalma, vergilerdeki artıştan daha azdır. Çünkü vergi artışları tüketim mallarına yapılan harcamaları azaltır.

Bütçe açıklarındaki artışlar, kredi piyasalarındaki para talebini artırır, böylece faiz oranları yükselir. Eğer kamu satın alımları artışının dışında mali politikalar toplam talebi artırıyorsa, bu durumda mal ve hizmetler piyasasında artan rekabet fiyatlar genel düzeyini yükseltir. Bu belirtilen nedenlerin her ikisi de, reel özel harcamaların azalmasına veya dışlanmasına neden olur. Hane halkı, şimdiki tüketim harcamalarını azaltır ve tasarruflarını artırır. Firmalar da yine, yüksek faiz oranlarına tepki olarak reel yatırım harcamalarını azaltırlar.

Bir parasal genişlemenin özel tasarrufları pozitif yönde etkilemesinin iki nedeni vardır: Birincisi, bir parasal genişleme bireysel tasarruflardaki bir azalmaya yol açmaksızın faiz oranlarını düşürerek, yatırımları ve geliri uyarır. Böylece ulusal tasarrufları da artırır. İkincisi, parasal tabandaki bir genişleme, döviz kuru piyasasında milli paranın değer kaybına neden olur. Döviz kuru ne kadar yükselirse, yani milli para ne kadar değer kaybederse net ihracatı o kadar uyarır ve geliri yükseltir. Bununla birlikte genişleyici bir parasal politika kısa dönemde, ulusal tasarruflar üzerinde negatif bir etkiye sahip olabilir. Bunun ilk nedeni, para arzındaki bir artış yüzünden faiz oranlarındaki bir düşme, tüketim düzeyini artırarak tasarrufların düzeyini düşürebilir. İkinci neden, Tobin'in q teorisi tarafından ileri sürüldüğü gibi para arzi arttığında halkın elindeki para, istediğinden daha fazla olacağı için halk bunları harcar. Harcanan bu paraların gideceği yerlerden birisi de sermaye piyasası olacağı için sermaye piyasasındaki hisse senedi talebi artar, bu da hisse senetlerinin fiyatlarını yükseltir. Hisse senedi fiyatları yükseldiğinde firmaların servetinin değeri de artar. Böylece az bir hisse senedi karşılığında çok fazla yatırım malı alma imkanı doğar. Bu da yatırımların ve dolayısıyla milli gelirin artmasına neden olur.

Bununla birlikte, parasal büyümenin aslında bütçe açıklarının bir sonucu olup olmadığı çok tartışılan bir konudur. Kısa dönemde Merkez Bankası, bütçe açıklarının sonucu olarak faiz oranlarında meydana gelen artışı durdurmak için, parasal büyüme oranını artırabilir. Merkez Bankası, bütçe açıklarının parasallaştırılması kararında bir ikileme karşı karşıyadır. Eğer eş zamanlı para politikası, bütçe açıklarını finanse etmek için kullanılmazsa, faiz oranları artabilir ve özel yatırımlar dışlanabilir. (crowding out) Diğer yandan özellikle eğer ekonomi tam istihdama yakınsa, parasallaştırma enflasyona yol açabilir.

İktisat teorisi, faiz oranlarının tek başına tüketim ve tasarrufları nasıl etkilediğini önceden tahmin edemeyebilir. Faiz oranlarının tüketim ve tasarrufları nasıl etkilediğini inceleyen çok sayıda araştırma yapılmıştır. Ancak bu çalışmalarda tasarruflarla faiz oranları arasında çok net bir ilişki olmadığı ileri sürülmektedir. Bazıları klasik teoride de belirtildiği gibi global düzeyde, bireysel tasarrufların, reel faiz oranındaki artışlara pozitif olarak tepki gösterdiğini söylemektedir. (Boskin, 1976:1-41). Eğer bu ilişki gerçekse, reel faiz oranının katsayısı pozitif bir işaret taşımalıdır. Ancak verilerin daha ayrıntılı incelemesi, reel faiz oranlarının bireysel tasarruflar üzerindeki etkisinin az olduğunu göstermektedir. (Hall, 1988:339-357). Son olarak, ulusal tasarrufların nüfusun yaş profili tarafından etkilenebileceği de söylenebilir. Genellikle, bağımlılık oranı ne kadar düşük olursa, yani çalışmayanların çalışma çağındaki nüfusa oranı ne kadar azalır, tasarrufların da o kadar yüksek olması beklenmelidir.

Bu çalışma, Türkiye'nin 1970-2003 yılları arasındaki verilerine dayanmaktadır. Bu çalışmada kullanılan verilerden; ulusal tasarruflar, bütçe açıkları, M2 para arzı, nominal faiz oranları, Devlet Planlama Teşkilatı; enflasyon serisinin hesabında kullanılan tüketici fiyatları endeksi, Dünya Bankası; demografik veriler de, Devlet İstatistik Enstitüsü kaynaklarından alınmıştır.

3. YÖNTEM VE VERİLER

Bu çalışmada ele alınan modelin tahmininde kullanılan ekonometri tekniğinin seçimi, bu çalışmanın karşı karşıya olduğu bazı özellikler nedeniyle önem taşımaktadır. ADF (Augmented Dickey-Fuller) test sonuçları, modeldeki değişkenlerden üçünün $I(0)$, diğerlerinin $I(1)$ olduğunu göstermektedir. Model, $I(0)$ ve $I(1)$ değişkenlerden oluştuğu için klasikleşmiş tahmin yöntemleri bu çalışmadaki modelin tahmini için uygun değildir. İkinci olarak, ulusal tasarruflarla onu etkilemesi muhtemel faktörler arasında bir ilişki bulunup bulunmadığını ortaya koymak için, düzey ilişkilerini ifade eden değişkenlerin katsayılarından geçerli yorumlar yapılması gerekmektedir.

Yukarıda belirtilen ilk sorunun çözümü için, Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen düzey ilişkilerinin analizine yönelik sınır testi yaklaşımı kullanılmaktadır. Bu yaklaşımda, değişkenlerin; $I(0)$, $I(1)$ veya karşılıklı olarak eşbütünsel olmalarına bakmadan değişkenlerin düzey değerleri arasında bir eşbütünsellik ilişkisinin mevcut olup olmadığını test etmek mümkündür.

Pesaran, Shin ve Smith (2001:1-22) ın yaklaşımı; eşbütünleşme analizinde yakın zamana kadar uygulanan, Engle ve Granger'in (1987:251-276) artıkların analizine dayalı olan iki aşamalı yöntemi ile Johansen'in (1988:231-254) en çok olabilirlik indirgenmiş rank yönteminden farklıdır. Bu yöntemlerin her ikisinde de, modeldeki bütün bağımsız değişkenlerin $I(1)$ olup olmadığı bir ön test ile belirlenmektedir. Çünkü bir modelde $I(0)$ ve $I(1)$ değişkenlerinin her ikisinin de birlikte bulunması halinde, yukarıda belirtilen klasik eşbütünleşme testlerine dayalı

olarak yapılan istatistiksel yorumlar geçerli olmamaktadır. Örneğin Harris (1995) bir modelde durağan, yani $I(0)$ değişkenler mevcut olduğu zaman, bu $I(0)$ değişkenlerin modeldeki diğer değişkenlerle sahte ilişkiler oluşturabileceğini, bu nedenle Johansen yöntemindeki iz (trace) ve maksimum öz değer testleri ile yorum yapmanın zor olacağını belirtmektedir. Rahbek ve Mosconi (1999:76-91) de, Johansen yöntemindeki iz istatistiklerinin asimptotik dağılımında, $I(0)$ olan açıklayıcı değişkenlerden hangilerinin sorun çıkarıcı parametreleri üretebileceğini göstermiştir.

Kremers, Ericsson, Neil and Dolado (1992 : 325-348) da, sınırlı bir döneme ilişkin verileri kapsayan analizde, $I(1)$ olan değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmayabileceğini belirtmektedir. Yine Mah (2000:243) de hata düzeltme modelinin (HDM); Johansen (1988:231-254) ile Johansen ve Juselius (1990:169-210) yöntemlerinde, sınırlı bir döneme dayalı verilerle yapılan çalışmalar için güvenilir olmadığını belirtmektedir.

İkinci sorunun çözümü için, durağan olmayan değişkenlerin modelde bulunması durumunda geçerli bir düzey ilişkisi için tahmin edilen katsayıların normal olmayan standard hataları düzeltilen bir yaklaşıma ihtiyaç olmaktadır. Bu nedenle burada, Türkiye’de ulusal tasarrufları etkileyen faktörlerin ortaya konulmasında geçerli asimptotik t -istatistiklerini tahmin etmek için, eşbütünleşmeye ARDL (autoregressive distributed lag) sınır testi yaklaşımı (Pesaran, Shin and Smith, 2001:1-22) kullanılmaktadır.

Bu çalışmada, ulusal tasarrufları belirleyen faktörleri gösteren model;

$NS_t = f(DEF_t, M2_t, DEMS_t, RIR_t)$ olarak ifade edilebilir. Modelin ekonometrik gösterimi;

$NS_t = \gamma_0 + \gamma_1 DEF_t + \gamma_2 DEMS_t + \gamma_3 M2_t + \gamma_4 RIR_t + \varepsilon_t$ (1) şeklinde yazılabilir.

Burada; NS_t , ulusal tasarrufların GSMH (gayrisafi milli hasıla) ya oranını; DEF_t , konsolide bütçe açıklarını; $DEMS_t$, toplam istihdamın toplam nüfusa oranını; $M2_t$, para arzını ve RIR_t , reel faiz oranını göstermektedir. Reel faiz oranı dışındaki seriler, logaritmiktir. Reel faiz oranı; $[(1+\text{nominal faiz oranı})/(1+ \text{Enfc})]-1$ olarak hesaplanmıştır. Burada, i , nominal faiz (tasarruf mevduatı faizi) oranını, p , tüketici fiyatlarındaki enflasyon oranını göstermektedir. $DEMS$ değişkeni, (toplam istihdam/yıl ortası tahmini nüfus).100 olarak hesaplanmıştır. Konsolide bütçe açıkları değişkeni, önce GSYİH deflatörü ile sabitleştirilmiş sonra da seri negatif değer taşıdığı için, bu serinin pozitif değerlisi, açıklardaki mutlak değer olarak en büyük değerden daha büyük bir değerden tüm seri çıkartılarak elde edilmiştir.

NS , DEF , $M2$, nominal faiz oranı, gayrisafi milli hasıla serileri DPT, Ekonomik ve Sosyal Göstergeler, 1950-2003 den; DEM ve toplam istihdam serileri, DİE, İstatistiki Göstergeler, 1923-2002 den alınmıştır. Tüketici

fiyatlarındaki enflasyonun hesabında kullanılan tüketici fiyatları endeksi serisi, Dünya Bankası istatistiklerinden alınmıştır. IMF istatistikleri ile takviye edilen seriler, 1970-2003 dönemine ilişkin yıllık değerlerden oluşmaktadır.

3.1. Birim Kök Testleri

Pesaran, Shin and Smith, (2001) in geliştirdiği yaklaşım, $I(0)$ ve $I(1)$ değişkenlerinin her ikisinin de modelde yer almasına imkan sağlamakla birlikte bağımlı değişkenin yine $I(1)$ olması ve bağımsız değişkenlerin de $I(2)$ ve daha yüksek bütünleşme derecesine sahip olmaması gerekmektedir. Değişkenlerin $I(1)$ den daha yüksek bütünleşme derecesine sahip olmadığından emin olmak ve değişkenlerin zaman serilerine ilişkin özelliklerini belirlemek için, modeldeki serilerin birim kök testleri yapılmıştır.

Tablo 1. Serilerin ADF ve PP Birim Kök Testleri

Değişkenler	ADF Değerleri (k=1)		Phillips-Perron Değerleri (k=1)	
	Düzyey	Birinci fark	Düzyey	Birinci fark
lnNS	-2.801**	-5.052*	-2.384	-4.948*
lnprDEF	0.313	-4.401*	-.109	-8.374*
lnDEMS	-0.770	-5.370*	-0.707	-6.984*
lnM2s	-1.321	-3.664*	-1.353	-4.411*
RIR	-2.110	-4.765*	-11.736*	-18.524*

Not: Serinin birinci farkının %1 anlam düzeyinde birim kök ihtiva etmediği (*) işareti ile, %5 anlamlılık düzeyinde birim kök ihtiva etmediği (**) işareti ile ve %10 anlamlılık düzeyinde birim kök ihtiva etmediği (***) işareti ile gösterilmektedir. MacKinnon kritik değerleri %1,%5 ve %10 anlamlılık düzeyleri için sırayla; -3.635, -2.949 ve -2.613 dir.

Tablo 1 de verilen ADF (Augmented Dickey-Fuller) testlerinin sonuçlarına göre, NS düzeyde durağan, diğer bütün değişkenlerin (DEF, DEMS, M2, ve RIR) ise $I(1)$ olduğu görülmektedir. PP (Phillips-Perron) testlerinin sonuçlarına göre ise, RIR değişkeni düzeyde durağan, diğer dört değişken (NS, DEF, DEMS ve M2) ise $I(1)$ dir. Her iki sonuca göre de model, $I(0)$ ve $I(1)$ değişkenlerden oluşmaktadır.

3.2. Sınır Testi Yaklaşımı

Bu çalışmada Pesaran, Shin ve Smith (2001:1-22) in ARDL sınır testi yaklaşımı; Türkiye'deki ulusal tasarruflarla onubelirleyen faktörler arasında bir uzun dönemli ilişkinin mevcut olup olmadığını test etmek için kullanılmaktadır. Sınır testi yaklaşımı iki aşamadan oluşmaktadır: İlk aşamada, (4) numaralı denklemdeki değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunup bulunmadığı test edilmektedir. İkinci aşamada, (4) numaralı denklemde kısa ve uzun dönem parametreleri türetilmekte ve tahmin edilmektedir. ARDL sınır testi yaklaşımının

avantajı; temel değişkenlerin $I(0)$, $I(1)$ veya karşılıklı olarak bütünleşik olmasının önemli olmamasıdır. Bu amaçla (1) numaralı denklemin hata düzeltme modelinin bir tasviri türetilmektedir. Yöntemi kısaca açıklamak için aşağıdaki gibi bir VEC modelini ele alalım:

$$DY_t = m + \lambda Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j DY_{t-j} + e_t \quad (2)$$

Yukarıdaki denklemde; $Y_t = [NS_t \ z_t]'$ dir. NS_t , Türkiye'deki ulusal tasarruflar serisinin logaritması olan bağımlı değişkendir. z_t , bağımsız değişkenleri temsil eden biri dışında (RIR) logaritmik olan serilerin bir vektörüdür ve $z_t = (DEF_t, DEMS_t, M2_t, RIR_t)'$ dir. $e_t = [e_t \ e_t]'$ $\sim N(0 \ \Omega)$, Ω pozitif olarak tanımlanmaktadır.

(2) numaralı denklemden elde edilen ulusal tasarruf denklemi;

$$DNS_t = \alpha_0 + \lambda' w_t + j NS_{t-1} + dz_{t-1} + wDz_t + \sum_{j=1}^{p-1} b_{Rj} DNS_{t-i} + \sum_{j=1}^{q-1} b_{zj} Dz_{t-j} + u_t$$

(3) şeklinde gösterilebilir. Burada; w_t ; sabit gecikmeli eksojen değişkenler, zaman trendi veya gölge değişkeni gibi deterministik değişkenlerin $s \times 1$ vektörü ve $d = [\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4]'$ dir.

Bu denklemdeki temel varsayımların ve kısıtlamaların vurgulanması önemlidir. Değişkenler arasında bir tek uzun dönemli ilişki bulunduğunun varsayıldığı denklem, koşulludur. Bu değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunması durumunda ancak; DEF_t , $DEMS_t$, $M2_t$ ve RIR_t ; NS_t üzerinde 'uzun dönemli zorlayıcı' değişkenler olarak kabul edilmektedir. (3) numaralı denklemin NS_t ve z_t arasında en çok bir koşullu düzey ilişkisinin mevcut olduğu durumlarla kısıtlı olduğu anlamına gelmektedir. Bu varsayımda hiç olmazsa uzun dönemde, fiili olarak değişkenlerin eş zamanlı olarak belirlendiği durum hariçtir. Eğer bir taneden daha fazla uzun dönemli ilişkinin mevcut olduğu görülürse, o zaman bu tek denklemlilik yaklaşım artık geçerli değildir ve Johansen (1991:1551-1580) deki gibi çok denklemlilik yaklaşımının kullanılması gerekir. Bu problem, bütün tek denklemlilik yaklaşımları için tabii bir durumdur. Bu nedenle, eğer NS yi kapsayan bir düzey ilişkisi varsa, o zaman yapılan işlemlere devam edilebilir.

(3) numaralı denklemdeki uzun dönemli ilişkinin varlığını test etmek için; aşağıdaki gibi bir kısıtsız hata düzeltme mekanizması oluşturulabilir:

$$\Delta \ln NS_t = a_0 + \sum_{i=1}^p b_i \Delta \ln NS_{t-i} + \sum_{i=0}^p c_i \Delta \ln DEF_{t-i} + \sum_{i=0}^p d_i \Delta \ln DEMS_{t-i} + \sum_{i=0}^p e_i \Delta \ln M2_{t-i} + \sum_{i=0}^p f_i \Delta \ln RIR_{t-i} + \lambda_1 \ln NS_{t-1} + \lambda_2 \ln DEF_{t-1} + \lambda_3 \ln DEMS_{t-1} + \lambda_4 \ln M2_{t-1} + \lambda_5 \ln RIR_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (4)$$

elde edilir.

3.3. Uzun Dönemli Bir İlişkinin Sınır Testi ile Belirlenmesi

(4) numaralı denklemdeki gecikmeli düzey ilişkilerinin anlamlılığı F istatistikleri hesaplanarak belirlenmektedir. Ancak F istatistiğinin asimptotik dağılımı, değişkenlerin (NS_t , DEF_t , $DEMS_t$, $M2_t$, RIR_t); $I(0)$, $I(1)$ veya karşılıklı olarak eşbütünleşik olmalarına aldirmaksızın, düzey değişkenleri arasında ilişki bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi altında standard değildir. Bu nedenle Pesaran, Shin ve Smith (2001: Tablo 1-5) iki aşırı durum için iki asimptotik kritik değerlerin tablosunu oluşturmuştur. Bunlardan birisi; değişkenlerin tamamının $I(0)$ olması durumu; diğeri de değişkenlerin tamamının $I(1)$ olması durumudur. Böylece Tabloda verilen bu iki asimptotik kritik değer; ‘kritik sınır değerleri’ni oluşturmaktadır. Bu Tablolar, değişkenlerin sadece $I(0)$, sadece $I(1)$ veya karşılıklı olarak eşbütünleşik olması ihtimallerinin tamamını kapsamaktadır. Kullanılan kritik değerler $I(1)$ ve $I(0)$ değişkenlerinin her ikisini de bağdaştırmaktadır.

(4) numaralı eşitliğe dayalı olarak test edilen sıfır hipotezi, geçerli bir uzun dönemli düzey ilişkisinin bulunmadığını ifade etmektedir. F testi, uzun dönemli bir ilişkinin var olup olmadığını belirlemek için kullanılmaktadır. Yukarıdaki (4) numaralı denklemdeki değişkenleri örnek olarak alırsak, modeldeki değişkenler arasında eşbütünsellik ilişkisi olmadığını ifade eden sıfır hipotezi; biçimsel olarak sıfır ve alternatif hipotezlerle şöyle gösterilebilir:

$$H_0 : \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = \lambda_5 = 0$$

$H_1 : \lambda_1 \neq 0, \lambda_2 \neq 0, \lambda_3 \neq 0, \lambda_4 \neq 0$ ve $\lambda_5 \neq 0$ dan en az birinin gerçek olmasıdır. Bu yöntemde kullanılan test istatistiği, ortak anlamlılığı ifade eden *Wald* veya F testine dayanmaktadır.

Sınır testi yönteminde (4) numaralı tasarruf denklemi, EKK yöntemiyle trendli ve trendsiz olarak ve farklı gecikmeler için tahmin edilmektedir. Sonra da uzun dönemli ilişkinin bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi; (4) numaralı denklemdeki gecikmeli düzey değerlerinin (NS_t , DEF_t , $DEMS_t$, $M2_t$, RIR_t) katsayılarının ortak anlamını test etmek için bir F istatistiği kullanılarak test edilmektedir. Test, gecikmeli düzey değişkenlerinin ve trend teriminin katsayılarına dışlayıcı kısıtlamalar konularak yapılmaktadır. Yani test istatistiği (F), tahmin edilen bir hata düzeltme modelindeki düzey değişkenlerinin katsayılarına sıfır kısıtı getirilerek elde edilmektedir.

İki asimptotik kritik sınır değeri; sistemin değişkenleri $I(d)$ ($0 \leq d \leq 1$) olduğu zaman; küçük değer olarak sadece $I(0)$ değişkenlerini alarak ve büyük değer olarak da sadece $I(1)$ değişkenlerini alarak eşbütünleşme ilişkisinin belirlenmesinde bir test imkanı sağlamaktadır. Hesaplanan F istatistiği eğer kritik sınır değerlerinin dışında kalırsa; modelde kullanılan değişkenlerin bütünleşme/eşbütünleşme özelliklerini bilmeye ihtiyaç duymadan, yani değişkenlerle ilgili ön testler yapılmadan kesin bir yorum yapılabilmektedir. Bu durumda hesaplanan F istatistiği eğer kritik üst sınır değerinden büyükse; o zaman değişkenlerin bütünleşme derecesi ne olursa olsun [$I(1)$ veya $I(0)$] uzun dönemli bir düzey ilişkisinin mevcut olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilecektir. Yani değişkenler arasında bir uzun dönemli düzey ilişkisinin varlığı kabul edilecektir. Ancak F değeri eğer kritik alt sınır değerinden küçükse; bu durumda da değişkenlerin bütünleşme derecesi ne olursa olsun [$I(1)$ veya $I(0)$] sıfır hipotezi reddedilemeyecektir. Yani, uzun dönemli bir düzey ilişkisinin mevcut olmadığı anlaşılacaktır. Eğer hesaplanan F istatistiği kritik sınır değerlerinin arasında kalırsa, o zaman kesin yorum yapılabilmesi için her değişkenin bütünleşme derecesinin bilinmesi gerekmektedir.

Tablo 2 de; (4) numaralı denklemdeki uzun dönemli ilişkinin varlığını test etmek için yapılan tahminlerden elde edilen F istatistiği ve ilgili sınır değerleri verilmektedir.

Tablo 2. Uzun Dönemli İlişkinin Belirlenmesi İçin F İstatistiği

F istatistiğinin kritik sınır değerleri						
	Yüzde 10		Yüzde 5		Yüzde 1	
k	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$
4	2.425	3.574	2.850	4.049	3.817	5.122
Hesaplanan F İstatistiği						
F_{NS} (NS DEF, DEMS, M2, RIR)			5.4130			

Not: Kritik sınır değerleri, Pesaran and Pesaran (1997:478) Tablo F Case II den alınmıştır. k , bağımsız değişken sayısıdır.

Bu sonuçlar, Pesaran ve Pesaran (1997:478) Tablo F Case II deki sınır değerleriyle karşılaştırılmıştır. Sabit terimli ve trendsiz modelde, 0.01 anlam düzeyinde $k = 4$ için kritik sınır değerleri; (3.817; 5.122) dir. Elde edilen F istatistiği (5.4130), bu kritik sınır değerinin üstündedir. Böylece serilerin $I(0)$, $I(1)$ veya karşılıklı olarak eşbütünleşik olmalarına bakmaksızın uzun dönemli bir düzey ilişkisinin bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilmektedir. Bu sonuç, ulusal tasarruflar (NS_t) ile onun belirleyicileri olan faktörlerin (DEF_t , $DEMS_t$, $M2_t$,

RIR_t) eşbütünleşik oldukları, yani bu değişkenler arasında uzun dönemli bir düzey ilişkisinin bulunduğu anlamına gelmektedir.

Modelde yer alan değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı belirlendikten sonra sıra ikinci aşamaya gelmektedir. İkinci aşama da iki kademedede gerçekleştirilmektedir. İlk önce; R bar², Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwarz Bayesian Kriteri (SBC) veya Hannan-Quinn Kriteri (HQC) seçeneklerinden birisine göre uygun olan ARDL modeli seçilmektedir. İkinci olarak da seçilen model, EKK ile tahmin edilmektedir.

3.4. ARDL Yaklaşımı

Tablo 2 deki verilerin, modeldeki değişkenler arasında geçerli bir uzun dönemli düzey ilişkisinin varlığı için yeterli bulguları ortaya koyduğunu varsayarak uzun dönemli düzey ilişkilerini ve kısa dönem dinamik etkileri; Pesaran ve Shin (1999:1-33) 'in ARDL yaklaşımını kullanılarak tahmin edilmektedir.

Bunun için aşağıdaki ARDL eşitliği ile başlayalım:

$$\phi(L, p) NS_t = \mu + \sum_{i=1}^k b_i(L, q_i) z_{it} + \delta' w_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Yukarıdaki denklemde; $i = 1, 2, \dots, k$ ve $z_{it} = (DEF_t, DEMS_t, M2_t, RIR_t)'$ dir.

Gecikme işlemcileri;

$$\phi(L, p) = 1 - \phi_1 \delta_1 L^1 - \phi_2 \delta_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p$$

$$\beta_i(L, q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1} L + \beta_{i2} L^2 + \dots + \beta_{iq_i} L^{q_i}$$

$$i = 1, 2, \dots, k,$$

Burada, NS_t bağımlı değişken; μ sabit terim, L , $LNS_t = NS_{t-1}$ deki gibi bir gecikme işlemcisidir. w_t ; sabit gecikmeli eksojen değişkenler, zaman trendi veya gölge değişkeni gibi deterministik değişkenlerin $s \times 1$ vektörüdür. (5) numaralı denklemdeki z_{it} , i nci bağımsız değişkenler vektörüdür. ($i = 1, 2, \dots, k$). Uzun dönemde, $NS_t = NS_{t-1} = \dots = NS_{t-p}$; $z_{it} = z_{i, t-1} = \dots = z_{i, t-q}$ dur ve $z_{i, t-q}$; i inci değişkenin q uncu gecikmesini göstermektedir. z_{it} deki bir birimlik değişmeye karşılık, NS_t nin tepkisinin uzun dönem katsayısı;

$$b_i = \frac{\hat{b}_i(1, \hat{q}_i)}{\hat{f}(1, \hat{p})} = \frac{\hat{b}_{i0} + \hat{b}_{i1} + \dots + \hat{b}_{iq_i}}{1 - \hat{f}_1 - \hat{f}_2 - \dots - \hat{f}_p}, \quad i = 1, 2, \dots, k \quad \text{ile tahmin}$$

edilmektedir.

$i = 1, 2, \dots, k$ için, \hat{p} ve \hat{q}_i ; $i = 1, 2, \dots, k$ nin p ve q_i değerlerinin tahminlerinden seçilmiştir. Benzer şekilde sabit gecikmeli deterministik/eksojen değişkenlerle birlikte olan uzun dönemli katsayılar;

$$d' = \frac{\hat{d}(\hat{p}, \hat{q}_1, \hat{q}_2, \dots, \hat{q}_k)}{1 - \hat{f}_1 - \hat{f}_2 - \dots - \hat{f}_p} \text{ ile tahmin edilmektedir.}$$

Microfit programı ile en uygun ARDL modelini belirlemek için ilk olarak (5) numaralı denklem; $p = 1, 2, \dots, n$; $q_i = 1, 2, \dots, n$ ve $i = 1, 2, \dots, k$ nın bütün muhtemel değerleri için EKK ile tahmin edilmektedir.¹ Bu tahminde maksimum gecikme uzunluğu (2), verilerin gözlem sayısı göz önüne alınarak tarafımızdan seçilmiştir.

Daha sonra tahmin edilen modeller arasından model seçim kriterleri olan; R bar², Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwarz Bayesian Kriteri (SBC) veya Hannan-Quinn Kriteri (HQC)'inden birisine göre model seçimi yapılabilmektedir.

Tablo 3. Seçilen ARDL Modeli (1,2,4,4,3)

Değişkenler	Katsayılar	t değeri
lnNS _{t-1}	.393**	2.124
lnDEF	.028	1.066
lnDEF _{t-1}	-.010	-.389
lnDEF _{t-2}	-.601	2.162
lnDEMS	-.307**	-2.086
lnDEMS _{t-1}	2.680**	2.554
lnDEMS _{t-2}	.927	.756
lnDEMS _{t-3}	1.291	1.501
lnDEMS _{t-4}	-3.282*	-3.539
lnM2	.311	1.651
lnM2 _{t-1}	-.738**	-2.5872
lnM2 _{t-2}	-.346	-.75600
lnM2 _{t-3}	-.291	-.78548
lnM2 _{t-4}	.935**	2.4352
RIR	-.163	-1.4502
RIR _{t-1}	.322*	3.1856
RIR _{t-2}	.113	.93980
RIR _{t-3}	.286*	3.4877
C	-.494	-.17204
Tamsal testler		
R ²	.88184	
LM (1)	.67544 (.795)	
Fonksiyonel yapı (1)	3.2992 (.069)	
Normallik (2)	5.1895 (.075)	
Değişen varyanslılık (1)	2.8378 (.092)	

*(**) %1(5) anlam düzeyini göstermektedir. Model AIC, kriterine göre seçilmiştir. Bağımlı değişken, lnNS_t dir. Gözlem sayısı, 31, dönem, 1973-2003 dür.

3.5. Hata Düzeltme Modelinin Gösterimi

Yukarıda, $\hat{d}(\hat{p}, \hat{q}_1, \hat{q}_2, \dots, \hat{q}_k)$ (5) numaralı denklemdeki (seçilen ARDL modelindeki) δ nın EKK ile tahminini göstermektedir. ARDL ($\hat{p}, \hat{q}_1, \hat{q}_2, \dots, \hat{q}_k$) modelinin hata düzeltme modeli; (4) numaralı denklemdeki düzey değişkenlerin gecikmeli değerleri ve NS_t , z_t ve w_t değişkenlerinin ilk farklarını yazarak elde edilebilir:

$$\Delta NS_t = \Delta \mu - \sum_{j=1}^{\hat{p}-1} f_j^* \Delta NS_{t-j} + \sum_{i=1}^k b_{i0} \Delta z_{it} - \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{\hat{q}_{i-1}} b_{ij}^* \Delta z_{i, t-j} + \delta' \Delta w_t - \phi(1, \hat{p})$$

$HD_{t-1} + \varepsilon_t$ (6) elde edilir. Hata düzeltme terimi, HD_t aşağıdaki gibi tanımlanabilir:

$$HD_t = NS_t - \hat{m} - \sum_{i=1}^k \hat{b}_i z_{it} - \delta' w_t$$

(6) numaralı denklemde Δ , ilk fark işlemcisidir. f_j^* , b_{ij}^* ve δ' ; $f(1, \hat{p})$ iken ayarlama hızını ölçen modelin dengeye yaklaşımının kısa dönem dinamikleriyle ilgili katsayılarıdır.

Hata düzeltme modelinin kararlılığını sağlamak için *hata düzeltme terimi*'nin katsayısının işaretinin negatif olması gerekmektedir. Yani, beklenen uzun dönemli ulusal tasarruf, eğer onun uzun dönem denge düzeyinin altında ise, (6) numaralı denklemdeki hata düzeltme teriminin işareti negatif olmalıdır. Negatif işaret taşıyan bir hata düzeltme katsayısı; uzun dönemli ulusal tasarruf düzeyinin, daha sonraki dönemde uzun dönemli denge düzeyine doğru yükselmesine neden olarak, ulusal tasarrufun beklenen uzun dönemli ulusal tasarruf değerinin ilk farkının pozitif olmasını garanti edecektir.

Ulusal tasarruf denkleminin kısa dönem dinamiklerini elde etmek için (4) numaralı denklemin tahmin edilen sonuçları Tablo 4 de verilmektedir. Tablo 4, ulusal tasarruf denkleminin, AIC kriterine göre seçilen nihai hata düzeltme modelini göstermektedir. Tahmin edilen hata düzeltme modelinin katsayıları çoğunlukla istatistiksel olarak anlamlıdır ve eşbütünleşmedeki mevcut uzun dönem ilişkisi ile uyumlu doğru işaretler taşımaktadır.

Tablo 4 den anlaşılacağı üzere, bütçe açıklarının ulusal tasarruflar üzerindeki etkisi pozitifdir ve sadece gecikme etkisi istatistiksel olarak anlamlıdır. Bütçe açıklarının kısa dönemli etkisinin pozitif çıkması, kamu harcamalarının kısa dönemde gelir artırıcı etkisinden kaynaklanabilir.

Para arzının (M2) ulusal tasarruflara etkisi negatiftir. Ancak istatistiksel olarak sadece gecikme etkileri anlamlı çıkmıştır. Türkiye'deki parasal genişleme, enflasyonu ve ayrıca milli paradan kaçışı, yani dolarizasyonu artırmaktadır. Daha önce de belirtildiği gibi kısa dönemde para arzındaki bir artışla birlikte faiz

oranlarındaki düşme, tüketim düzeyini artırabilmektedir. Böylece parasal genişleme tasarruflar üzerinde negatif bir etki meydana getirmektedir.

Tablo 4. Hata Düzeltme Modelinin Tahmin Edilen Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	<i>t</i> istatistiği
$\Delta \ln DEF_t$.028	1.066
$\Delta \ln DEF_{t-1}$.601**	2.162
$\Delta \Delta \ln M2_t$.311	1.651
$\Delta \Delta \ln M2_{t-1}$	-.296	-1.192
$\Delta \ln M2_{t-2}$	-.643**	-1.948
$\Delta \ln M2_{t-3}$	-.935**	-2.435
$\Delta \ln DEMS_t$	-.307**	-2.086
$\Delta \ln DEMS_{t-1}$.649	.659
$\Delta \ln DEMS_{t-2}$	1.577	1.546
$\Delta \ln DEMS_{t-3}$	3.282*	3.539
ΔRIR_t	-.163	-1.450
ΔRIR_{t-1}	-.400**	-2.549
ΔRIR_{t-2}	-.494*	-3.487
ΔC	-.494	-1.720
ΔHD_t	-.606*	-3.274

Not: * %1, **%5 anlam düzeyinde önemlidir. Bağımlı değişken; $D \ln NS_t$ dir. Gözlem sayısı, 31; dönem, 1973-2003 dır.

Demografik değişkendeki bir değişimin ulusal tasarruflar üzerindeki şimdiki etkisi negatif ve anlamlı, gecikme etkileri pozitifdir. Ancak gecikme etkilerinden sadece sonuncusu anlamlıdır. Türkiye’de bağımlılık oranı değişmekle birlikte sürekli azalan bir eğilim bulunmamaktadır. Bu nedenle demografik değişkenin şimdiki etkisinin negatif olması, diğer etkilerinin de pozitif ve negatif çıkması normaldir.

Reel faiz oranının ulusal tasarruflar üzerindeki etkisi de para arzında olduğu gibi negatif ancak gecikme etkilerinde istatistiksel olarak anlam taşımaktadır. Yani para arzı ile bir paralellik olduğu söylenebilir. Teoride reel faizlerin tasarrufları artırdığına inanılmakla birlikte, enflasyonist bir ortamda hem reel faizler sürekli tasarrufları artırmakta yetersiz kalmakta ve hem de düşük reel faizler yüksek

enflasyonla birlikte tüketimi artırmakta ve paradan kaçışı hızlandırmaktadır. Yani tasarruflar üzerinde negatif bir etki meydana getirmektedir.

Seçilen ARDL modelleri, bütün standard tanısal testlerden geçmiştir. (Seri Korelasyon, Fonksiyonel Yapı, Normallik ve Değişen Varyanslılık gibi). Hata düzeltme modelindeki hata teriminin (HD_{t-1}), işareti negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu ele alınan dönemde dengeden herhangi bir sapmanın, gelecek dönemde düzeltilmekte olduğunu göstermektedir. Hata düzeltme teriminin katsayısı, -.60 dur. Bu, bir şokun ilk yılda yüzde 60 gibi bir hızla dengeye yaklaştığı anlamına gelmektedir.

3.6. $\ln NS_t$ için koşullu Uzun Dönem Düzey İlişkisi

(6) numaralı denklemden hata terimi uzun dönemli ilişkiyi tanımlamaktadır.

$\Delta \ln NS_t = \Delta \ln DEF_t = \Delta \ln DEMS_t = \Delta \ln M2 = \Delta RIR_t = 0$ için (4) numaralı denklemin indirgenmiş biçiminden;

$\ln NS_t = \theta_1 + \theta_2 t_r + \theta_3 \ln DEF_t + \theta_4 \ln DEMS_t + \theta_5 \ln M2_t + \theta_6 RIR_t + \varepsilon_t$ (7) elde edilir. Bu denklemden;

$$\theta_1 = -\frac{a_0}{I_1}; \theta_2 = -\frac{h}{I_1}; \theta_3 = -\frac{I_2}{I_1}; \theta_4 = -\frac{I_3}{I_1}; \theta_5 = -\frac{I_4}{I_1}; \theta_6 = -\frac{I_5}{I_1} \text{ ve } \varepsilon_t,$$

(0, σ^2) 0 ortalama, σ^2 varyansıyla aynı ve bağımsız dağılımlı (iid) hata sürecidir.

Bu uzun dönem katsayıları, Pesaran ve Shin (1999:1-33) in koentegrasyona ARDL yaklaşımı ile tahmin edilebilir.

Sınır Testi Yaklaşımı; (7) numaralı denklemden ifade edildiği gibi, uzun dönemli bir düzey ilişkisi ile desteklenmesine rağmen, (4) numaralı denklemin EKK ile tahmini, durağan olmayan değişkenlerin bulunması nedeniyle, normal olarak dağılmış standard hatalar ortaya koymayacaktır. Böylece, t istatistiklerine dayalı yorumlar da geçerli olmayacaktır.

Eşbütünleşme analizine ARDL yaklaşımında; uzun dönem katsayıları ve onların asimptotik standard hataları, 'delta' (Δ) yöntemi kullanılarak hesaplanmakta ve böylece yukarıda belirtilen sorun ortadan kaldırılmaktadır.² Bu yaklaşım; tahmin edilen kısa ve uzun dönem katsayılarının arasındaki sıfırdan farklı kovaryansları hesaba katmakta ve bu kovaryansların ancak geçerli tek bir eşbütünleşik ilişkinin bulunması halinde asimptotik olarak ilişkili olmadığını kabul etmektedir. (Bkz. Pesaran ve Pesaran, 1997:404)

Ulusal tasarruflar ile onu belirleyen faktörler arasındaki ilişkinin doğası hakkında karar vermek için uzun dönemli düzey ilişkisinden geçerli yorumlar çıkarılması özellikle önemlidir. (7) numaralı denklemden gösterilen ve tahmin edilen uzun dönem katsayılarının, ele alınan dönemdeki değişimlere duyarlılığı Tablo 5 de kısaca özetleniyor. Sonuçlar, seçilen HDM nin tahmininden elde edilen uzun

dönem katsayılarının, ele alınan dönemdeki değişmelere karşı istatistiksel olarak genellikle anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 5. ARDL Modelinin (1,2,4,4,3) Uzun Dönemli Katsayılarının Tahmin Edilen Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	<i>t</i> değeri
lnDEF	-.962**	-2.5123
lnM2	-.215	-.78989
lnDEM	2.84**	2.2513
RIR	.921*	3.5952
C	-.815	-.17037

Not: * %1, **%5, ***%10 anlam düzeyidir. Bağımlı değişken; lnNS_t dir. Gözlem sayısı; 31, dönem; 1973-2003 dür.

4. Sonuç

Bu çalışma 1970-2003 döneminde, Türkiye'deki bütçe açıkları ile ulusal tasarruflar arasındaki ilişkileri analiz etmektedir. Kullanılan modelde ulusal tasarrufları etkileyen değişkenler olarak bütçe açıklarının yanı sıra M2 para arzı, demografik değişken ve reel faiz oranı yer almaktadır. Yapılan birim kök testleri, modeldeki değişkenlerin bazılarının $I(0)$ ve bazılarının da $I(1)$ olduğunu ortaya koymuştur. Bu nedenle $I(0)$ ve $I(1)$ değişkenlerin bulunduğu modellerin ekonometrik analizde kullanılan ve yeni geliştirilen Pesaran, Shin ve Smith (2001:1-22) in ARDL sınır testi tekniği bu değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin analizi için uygun bir tekniktir. Verilerin birim kök testlerinin yapılmasından sonra, ulusal tasarruflarla diğer bağımsız değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını belirlemek için bir F testleri yapılmıştır. Bu testler uzun dönem ilişkisinin bulunmadığına ilişkin sıfır hipotezini reddetmiştir. Yani, Türkiye'de ulusal tasarruflarla (NS_t) onun uzun dönemli belirleyicileri olarak biraz önce belirtilen değişkenlerin (DEF_t, DEMS_t, M2_t, RIR_t) eşbütünleşik olduklarını göstermiştir. Daha sonra oluşturulan tek denklemlilik model ARDL tekniği ile tahmin edilmiştir. Uzun dönem katsayıları para arzı dışında istatistiksel olarak anlamlıdır.

Sonuçlar, uzun dönemde Türkiye'deki bütçe açıklarının ulusal tasarrufları azalttığını göstermektedir.

¹ Burada tahmin edilecek farklı ARDL modellerinin toplam sayısı; $(n+1)^{k+1}$ ile elde edilebilir. Burada n , maksimum gecikme uzunluğu ve k , bağımsız değişken sayısıdır. Örneğin; $n = 1$ ve $k = 4$ için toplam ARDL modeli sayısı $(1+1)^{4+1} = 2^5 = 32$ olacaktır.

² Bu yaklaşım, Bewley (1979:357-61) in regresyon yaklaşımı ile aynı sonuçları vermektedir. Bu iki yaklaşım, aynı sonuçları vermektedir. (Bkz. Pesaran and Pesaran, 1997:404) Bu yaklaşımlar arasındaki seçim, sadece hesaplamada hangisinin uygun olduğuna göre yapılabilir.

KAYNAKÇA

- Barro, Robert J. (1974). "Are government bonds net wealth?" *Journal of Political Economy*, Vol. 82, (December), 1095-1117.
- Bernheim, Douglas (1989). "A neoclassical perspective on budget deficits," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 3, 55-72.
- Boskin, Michael (1976). "Taxation, saving, and the rate of interest", *NBER Working Paper*, No. 0135. (<http://papers.nber.org/papers/w0135>)
- Carrol, Chris and Summers, Lawrence H. (1987). "Why have private savings rates in the United States and Canada diverged?", *Journal of Monetary Economics Studies*, Vol. 20, 249-79.
- Corbo, Vittorio and Schmidt_Hebbel, Klaus (1991). "Public policies and saving in developing countries?", *Journal of Development Economics*, Vol. 36, 89-115.
- DİE. (2003). *İstatistik Göstergeler, 1923-2002*, Ankara.
- Domenech, Rafael , Taguas, David and Varela, Juan (1997). "The effects of budget deficits on national saving in th OECD", (<http://iei.uv.es/~rdomenec/saving.pdf>)
- DPT. (2004). *Ekonomik ve Sosyal Göstergeler, (1950-2003)*, Ankara.
- Eisner, Robert (1994). "National saving and budget deficits", *The Review of Economics and Statistics*, Vol.76(1), 181-186.
- Engle, Robert F. and Granger, C.V.J. (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, Vol.55, pp.251-276.
- Hall, Robert E. (1988). "Intertemporal substitution and consumption", *Journal of Political Economy*, Vol. 96, 339-357.
- Johansen, Soren. (1988), "Statistical analysis of cointegration vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12(1), 231-54.
- Johansen, Soren and Juselius, Katarina (1990). "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.52, 69-206.

-
- Kremers, Jeroen, J.M., Ericsson, Neil R. and Dolado, Juan J. (1992) “The Power of Cointegration Tests”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.54, 325-348.
- Mah, Jai, S. (2000) “An Empirical Examination of the Disaggregated Import Demand of Korea – the Case of Information Technology Products”, *Journal of Asian Economics*, Vol.11, 237-244.
- Mixon, Franklin G. and Wilkinson, James B. (1999). “Maintaining the status quo: federal government budget deficits and defensive rent seeking”, *Journal of Economic Studies*, Vol. 26, 5-14.
- Pesaran, M. Hashem and Pesaran, Bahram (1997). Working with Microfit 4.0, Interactive Econometric Analysis, Oxford University Press, Oxford.
- Pesaran, M.Hashem and Shin, Yongcheol (1999). “An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis”, in (ed) S. Storm, *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century*. The Ragnar Frisch Centennial Symposium, chapter 11, Cambridge Univ. Press, Cambridge. (<http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/ardl.pdf>)
- Pesaran, M.Hashem, Shin, Yongcheol and Smith, Richard J. (2001), “Bound Testing Approaches to the Analysis of Long Run Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, special issue, Vol.16, 289-326. (<http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/pss1r1.pdf>)
- Rahbek, Anders and Mosconi, Rocco(1999). “Cointegration Rank Inference with Stationary Regressors in VAR Models”, *Econometrics Journal*, Vol.2, 76-91.
- Phillips, Peter C.B. and Perron, Pierre (1988).”Testing for a unit root in time series regression”, *Biometrika*, Vol.75, 335-46.
- Poterba, James M. and Summers, Lawrence M. (1986). “Financial lifetimes and the crowding out effects of budget deficits”, *NBER Working Paper*, No. 1955. (<http://papers.nber.org/papers/w1955>)
- Poterba, James M. and Summers, Lawrence M. (1987). “Recent US evidence on budget deficits and national savings”, *NBER Working Paper*, No. 2144. (<http://papers.nber.org/papers/w2144>)
- Pradhan, G. and Upadhyaya, K.P. (2001). “The Impact of budget deficits on national saving in the USA”, *Applied Economics*, Vol.33(13), 1745-1750.
- Summers, Lawrence H. (1982). “Tax policy, the rate of return, and saving,”, *NBER Working Paper*, No. 0995. (<http://papers.nber.org/papers/w0995>)
- World Bank. *Databank*.