

ENFLASYON, FAİZ ORANI VE BÜYÜMENİN YURTIÇİ TASARRUFLAR ÜZERİNDEKİ ETKİLERİ

Yrd. Doç. Dr. Ebru ÇAĞLAYAN*

Özet

Bu çalışmada enflasyon oranı, faiz oranı ve büyüme oranının yurtiçi tasarruflar üzerindeki etkisi, eşbütünleme analizi için son yıllarda geliştirilen ARDL sınır testi yaklaşımı kullanılarak 1970-2004 dönemi için yapılmıştır. Elde edilen bulgulara göre, uzun dönemde enflasyon oranının yurtiçi tasarruflar üzerindeki etkisi negatifken, büyüme oranı ve reel faiz oranının yurtiçi tasarruflar üzerindeki etkisi pozitiftir. Kısa dönemde ise, büyüme oranı yurtiçi tasarrufları pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı etkilemektedir. Enflasyon oranının etkisi ise belirgin değildir.

Anahtar Kelimeler: Yurtiçi Tasarruflar, Sınır Testi, ARDL

Abstract

This paper examines the impact of real interest rate, growth and inflation rate on domestic savings using the recently developed ARDL bounds testing approach to cointegration for the period 1970-2004. The findings of this paper are that in long run growth rate and real interest rate affect positively domestic savings while the impact of inflation rate is negative, with all impacts being statistically significant. In the short run, the growth rate affects positively and statistical significantly domestic savings. The impact of inflation rate on savings is ambiguous.

Key words: Gross Domestic Saving, Bounds Test, ARDL

* Marmara Üniversitesi, İ.İ.B.F., Ekonometri Bölümü Öğretim Üyesi, ecaglayan@marmara.edu.tr

I.Giriş

Gelişmiş ülkelerde olduğu gibi gelişmekte olan ülkeler için de tasarruflar ilgi çekici konu olmuş ve farklı ekonometrik yöntemler kullanılarak tasarrufların incelendiği modeller tahmin edilmiştir. Bu modellerde toplam tasarruflar ele alındığı gibi, özel tasarruflar ve yurtiçi tasarruflar ayrı olarak da incelenmiştir. Bir çok ülke için tasarrufların incelendiği modellerde yer alan değişkenler para, maliye ve döviz politikaları dikkate alınarak belirlenmiştir. Bu modellerde enflasyon oranı, bütçe açığı, devlet yatırımları, döviz kurları gibi makroekonomik istikrarı sağlayan faktörler yanında gelir, reel faiz oranı gibi değişkenler de yer almaktadır. Bu çalışmada incelenecek tasarruf modelinde Morisset(1989) ile Shiimi ve Kadhikwa(1999)'nın çalışmalarında da yer verdikleri faiz oranı, enflasyon oranı ve büyüme oranı değişkenleri ele alınarak, söz konusu değişkenlerin Türkiye için yurtiçi tasarruflar üzerindeki etkileri incelenecektir.

Bu değişkenlerden biri olan faiz oranının tasarruflar üzerindeki etkisi çok belirgin değildir. Faiz oranının tasarruflar üzerindeki etkisinde gelir değişkeni daha önemli rol oynamaktadır. Bunun nedeni, faiz oranının tasarruflar üzerindeki etkisinin geçici bir süre olmasıdır. Bu geçici etki gelirin etkisinden daha fazla olduğunda, faiz oranlarındaki artışın tasarruflar üzerinde pozitif etki yapacağı beklenmektedir. Faiz oranı ile tasarruflar arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmaların farklı sonuçlar verdiği görülmektedir. Giovannini(1985) çalışmasında gelişmekte olan ülkeler için reel faiz oranının tasarruflar üzerindeki etkisinin önemsiz olduğunu, reel faiz oranı esnekliğinin sıfır olduğunu belirlemiştir. Benzer şekilde Schmidt-Hebbel vd.(1992) tasarruflar üzerinde faiz oranlarının belirli etkisi olduğunu görememişlerdir. Quattara(2004) ise faiz oranlarının yurtiçi tasarruflar üzerinde pozitif, fakat anlamsız ilişkiye sahip olduğunu göstermiştir. Bosworth(1993) sanayileşmiş ülkeler için tasarrufları incelediği çalışmasında her bir ülke için pozitif faiz oranı katsayı bulurken, panel tahmininde negatif faiz oranı katsayısı bulmuştur. Fry(1995) da reel faiz oranının yurtiçi tasarruflar üzerinde anlamsız etkisi olduğunu belirlemişlerdir. Ostry ve Reinhart (1995) ise değişen gelirle faiz oranının tasarruflar üzerinde pozitif etkisi olduğunu, fakat bu etkinin küçük olduğunu belirtmişlerdir. Loayza vd.(2000) tarafından da toplam ve özel tasarrufların zayıf faiz oranı esnekliği belirlenmiştir. Bir çok ülke için yapılan çalışmaların sonuçlarına göre faiz oranının tasarruflar üzerindeki etkisinin oldukça zayıf veya hiç olmadığını söylemek yanlış olmayacaktır (Edwards,1996; Masson vd.1998). Bu çalışmaların aksine Summers(1982) çalışmasında faiz oranlarının tasarruflar üzerinde güçlü bir etkiye sahip olduğunu ortaya koymuştur.

Tasarruf modellerinde yer alan diğer bir değişken olan enflasyon oranının da tasarruflar üzerindeki etkisi çok belirgin değildir. Buna rağmen enflasyonun tasarrufları etkilemesi açıklanabilir bir durumdur. Yüksek enflasyon oranı arttıkça bu daha yüksek nominal faiz oranına neden olacaktır, bunun sonucu olarak da daha yüksek hane halkı geliri ve dolayısıyla bu da tasarrufa neden olacaktır. Uygulamalı çalışmalarda da tasarruflar üzerinde enflasyonun etkisi çok belirgin değildir. Mundell-Tobin etkisine göre daha yüksek enflasyonun artan tasarruf ve yatırımlara yol açacağı beklenmektedir. Fakat Shiimi ve Kadhikwa (1999)'a göre yüksek enflasyon artan belirsizlik nedeni ile daha düşük tasarrufa neden olacaktır. Hussein ve Thirlwall(1999) çalışmalarında yüksek enflasyon ile reel para dengesi arasında negatif ilişki olduğunu vurgulamışlardır. Bu ilişkiye göre yüksek

enflasyon durumunda bireyler reel para dengelerini yeniden sağlamayı arzu ederlerse, bu durum tasarrufları arttıracaktır. Bunun yanında daha yüksek enflasyon nedeni ile reel değerler düşerse tasarruflarda azalışa neden olacaktır. Quattara(2004) da çalışmasında enflasyondaki artışın yurtiçi tasarrufları arttırdığını belirlemiştir.

Diğer bir değişken olarak ele alınacak olan büyüme oranı ile tasarruflar arasında ise pozitif ilişki beklenmektedir. Tasarrufların yaşam boyu hipotezi, tasarrufların gelirdeki büyüme oranı ile artma eğiliminde olduğunu belirtmektedir(Modigliani ve Brumberg,1954). Daha yüksek gelirdeki büyüme oranı aynı zamanda daha fazla yatırıma da neden olacaktır. Modigliani (1970), yaşam boyu hipotezine göre büyüme ile tasarruf arasında pozitif korelasyon olduğunu göstermiştir. Bosworth(1993) ile Deaton (1999) çalışmalarında gelir büyümesinde ne kadar artış olursa bu durumun daha yüksek tasarruf sağladığını belirlemişlerdir. Loayza vd. (2000) ise büyüme oranındaki artışın tasarrufları arttırdığını, fakat bu etkinin geçici olabileceğini belirtmişlerdir. Quattara(2004) da yaşam boyu hipotezindeki gibi yurtiçi tasarruflar üzerinde gelir büyümesinin ve enflasyonun anlamlı ve pozitif ilişkiye sahip olduklarını göstermiştir.

Görüldüğü gibi farklı ülkeler için incelenen tasarruf modellerinde tasarruflar ile incelenecek bu değişkenler arasındaki ilişkiler farklılık göstermektedir. Çalışmada Türkiye için reel faiz oranı, enflasyon oranı ve büyüme oranının yurtiçi tasarruflar üzerindeki etkisi son yıllarda yaygın olarak kullanılan ARDL Sınır Testi Yaklaşımı ile incelenecektir.

II. ARDL Sınır Testi Yaklaşımı

Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkileri incelemekte yaygın olarak standart eşbütünleme testleri kullanılmaktadır. Bunlardan en yaygın olarak kullanılanları artıklara dayanan Engle-Granger(1987) testi ve en çok benzerliğe dayanan Johansen-Juselius(1990) ve Johansen(1988,1991) testleridir. Artıklara dayanan eşbütünleme testleri özellikle ikiden fazla I(1) değişkeni olduğunda etkin olmamakta ve tutarsız sonuçlar vermektedir (Pesaran ve Pesaran,1997). Bu testlerin hepsinde eşbütünleme modeli oluşturulurken, değişkenlerin aynı mertebeden bütünlenen olmaları gerekmektedir. Ayrıca bu modeller verilerdeki yapısal kırılma bilgisini içermezler ve düşük güce sahiptirler. Bu gibi problemler nedeni ile eşbütünleme analizinde en küçük karelere dayanan ARDL yaklaşımı son yıllarda kullanılmaya başlanmıştır. ARDL sınır testi yaklaşımı, Pesaran ve Pesaran(1997), Pesaran ve Smith(1998), Pesaran ve Shin(1999) ve Pesaran vd.(2001) tarafından geliştirilmiş ve birçok avantajı olan bir yaklaşımdır.

Bu yaklaşımın temel avantajı değişkenlerin I(0) veya I(1) olmasının önemli olmaması ve serilerin hangi mertebeden durağan olduklarına bakılmaksızın aralarında eşbütünleme ilişkisinin var olup olmadığı araştırılabilmesidir. Standart eşbütünleme testleri ile karşılaştırdığımızda, eşbütünleme analizi için önceden birim kök testi yapmaya gerek olmamaktadır (Pesaran,Shin,Smith,1996). Bu yaklaşımda değişkenlerin bütünleme mertebeleri ile ilgilenmediği gibi, ikinci bir avantajı da incelenen gözlem aralığı az olsa bile, iyi küçük örnek özelliklerine sahip olmasıdır.

Eşbütünleme analizinde ARDL sınır testi yaklaşımında incelenecek model,

$$\begin{aligned} \Delta TAS_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta TAS_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta RFO_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} \Delta BY_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{4i} \Delta ENF_{t-i} \\ & + \beta_1 TAS_{t-1} + \beta_2 RFO_{t-1} + \beta_3 BY_{t-1} + \beta_4 ENF_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (1)$$

olarak oluşturulacaktır. Burada TAS yurtiçi tasarrufların gayrisafi milli hasıla içindeki payı; RFO reel faiz oranı, ENF enflasyon oranı ve BY büyüme oranıdır. Modelde yer alan Δ ilk farkları ifade etmektedir¹.

İncelenen değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin varlığı sınır testinin uygulanması ile yapılmaktadır. Sınır testinin uygulanması sırasında ilk olarak denklemde m olarak ifade edilen gecikme uzunluğu belirlenmektedir. Gecikme uzunluğunun belirlenmesi Schwart-Bayesian Kriteri (SBC) ve Akaike Bilgi Kriteri(AIC) ile yapılmaktadır. ARDL eşbütünleme yönteminin sınır testi F veya Wald istatistiğine dayanmaktadır. Eşbütünleme olmadığı temel hipotezi,

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$$

olarak kurulu. Belirlenen anlamlılık düzeyi için hesaplanan F istatistiği Pesaran vd.(2001) çalışmasındaki alt ve üst sınır olmak üzere iki değer ile karşılaştırılır. Hesaplanan test istatistiğinin değerinin alt ve üst sınır değerlerinin dışına düşmesi durumunda incelenen değişkenlerin bütünleme mertebelerine bakmadan yorum yapılabilecektir. F istatistiğinin değeri üst sınır değerinden büyük olması durumunda temel hipotez reddedilerek seriler arasında eşbütünleme ilişkisi olduğu, F istatistiğinin değerinin alt sınır değerinden küçük olması durumunda ise temel hipotez reddedilemeyerek eşbütünleme ilişkisinin bulunmadığı kararına varılacaktır. F istatistiğinin alt ve üst sınır değerlerinin arasına düşmesi halinde ise kesin bir yorum yapılamamakta, bu durumda serilerin eşbütünleme derecelerini hesaba katan diğer yöntemlere başvurulması önerilmektedir. Sınır Testinin sağlıklı sonuç vermesi için incelenen modelin hata terimleri serisinde ardışık bağımlılık olmaması gerekmektedir.

¹ Tüm çalışmada modellerde yer alacak değişkenler için aynı semboller kullanılacaktır. TAS değişkeni yurtiçi tasarruflar olarak ifade edilecektir.

Değişkenler arasında uzun dönem ilişkisini incelemek için ARDL Modeli,

$$TAS_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} TAS_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} RFO_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{3i} BY_{t-i} + \sum_{i=0}^r \alpha_{4i} ENF_{t-i} + u_t \quad (2)$$

olarak tahmin edilecektir. ARDL modelinde gecikme uzunlukları belirlenirken yine SBC ve AIC kriteri kullanılmaktadır. Değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisi ise ARDL yaklaşımına dayanan hata düzeltme modeli yardımı ile incelenmektedir. Bu model,

$$\Delta TAS_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta TAS_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta RFO_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{3i} \Delta BY_{t-i} + \sum_{i=0}^r \alpha_{4i} \Delta ENF_{t-i} + \lambda HGT_{t-1} + u_t \quad (3)$$

olarak tahmin edilecektir. Modelde yer alan HGT değişkeni, hata giderme terimidir. Bu değişkenin katsayısı (λ) kısa dönemde dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde düzeltileceğini gösterir. Hata düzeltme modelinin kararlılığının sağlanması için bu değişkenin katsayısının işaretinin negatif ve anlamlı olması beklenir.

III. Uygulama

Çalışmada 1970-2004 dönemi için yıllık veriler kullanılarak, ARDL sınır testi yaklaşımı ile yurtiçi tasarruflar ile enflasyon, büyüme ve faiz oranı arasındaki uzun dönem ile kısa dönem ilişkisi incelenmiştir. Veriler Türkiye İstatistik Kurumu ve Devlet Planlama Teşkilatı sitesinden elde edilmiştir². Tasarruflar için yurtiçi tasarrufların gayrisafi milli hasıla içindeki payı(%), faiz oranı olarak reel faiz oranı, büyüme oranı gayrisafi milli hasıladaki değişme(%), enflasyon oranı olarak da Tüketici Fiyat Endeksindeki değişme ele alınmıştır. Çalışmada ayrıca 1994,2001 krizleri için kukla değişken oluşturulmuştur. McKinnon(1973) ve Shaw (1973) tasarruf,yatırım ve büyüme üzerinde finansal liberasyonun da etkisinin olacağını ileri sürmüşlerdir. Bu nedenle finansal liberasyonun etkisini görebilmek amacı ile 1989 sonrası dış finansal liberasyona geçiş dönemini temsilen de kukla değişken kullanılmıştır³.

Yurtiçi tasarruflar ile belirlenen değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkilerini incelemek için ilk olarak ARDL sınır testi yapılmaktadır. Sınır testini yapmadan önce serilerin durağanlığı araştırılmıştır. ARDL yaklaşımı değişkenlerin I(1) veya I(0) olması durumunda kullanıldığından, incelenen değişkenlerin I(2) veya daha yüksek

² www.die.gov.tr , www.dpt.gov.tr

³Yapılan tüm analizler sonucunda bu kukla değişkenlerin yurtiçi tasarruflar modelinde anlamlı etkisi görülemedi. Bu nedenle elde edilen sonuçlara çalışmada yer verilmeyecektir. Ayrıntılı sonuçlar görülmek istenirse yazardan temin edilebilir.

mertebeden bütünlünen olup olmadıklarını incelemek için Dickey Fuller (1979,1981) testi ile birim kök analizi yapılmıştır. Bu analizden sonra uygulama sonuçları, sınır testinin sonuçları, uzun dönem ilişki sonuçları ve son olarak da kısa dönem ilişki sonuçları yer almaktadır. Hem uzun dönem hem de kısa dönem ilişkisini açıklayan modellerde ardışık bağımlılık için Breusch-Godfrey Testi, tanımlama hatası için Ramsey'in Reset Testi, Normallik için Jarque-Bera Testi, değişen varyans sınaması için ARCH Testi yapılmıştır. Bunlar tablolarda tanımlayıcı testler olarak belirtilmiştir. Son olarak çalışmada tahmin edilen modellerde parametre kararlılığını incelemek amacıyla Brown vd.(1975) tarafından ortaya atılan ardışık artıklarla hesaplanan CUSUM ve CUSUMSQ testleri uygulanmıştır.

Çalışmada incelenen tasarruf modelinde yer alan değişkenler için birim kök analizi sonuçları Tablo I.'de yer almaktadır. Tablo incelendiğinde reel faiz oranı değişkeninin I(0) ve yurtiçi tasarruflar, enflasyon oranı ve büyüme oranı değişkenlerinin ise I(1) olduğu görülmektedir. Bu durumda tasarruf modeline güvenle ARDL yöntemi uygulanabilecektir.

Tablo I: Birim Kök Testi sonuçları

Değişkenler	Düzyey	İlk Farklar	Sonuç
Yurtiçi Tasarruflar	-2,35	-5,091*	I(1)
Büyüme Oranı	-1,48	-5,115*	I(1)
Enflasyon Oranı	-1,71	-6,364*	I(1)
Reel Faiz Oranı	-3,37*	----	I(0)

*Serinin %5 anlamlılık düzeyine göre birim kök içermediğini ifade etmektedir.

McKinnon(1996) %5 anlamlılık düzeyine göre kritik değerleri, -2.95'dir.

ARDL sınır testi yaklaşımı yurtiçi tasarruflar ile onu etkileyen değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin olup olmadığını test etmek için kullanılmıştır. AIC kriteri dikkate alınarak, yapılan analiz sonucunda uygun gecikme uzunluğu 4 olarak belirlenmiştir. Bu gecikme uzunluğuna göre (1) numaralı denklem tahmin edilerek,

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$$

modelde yeralan değişkenler arasında eşbütünleme ilişkisi olmadığını ifade eden temel hipotezin geçerliliğini sınamak için F test istatistiği hesaplanmış ve Pesaran vd.(2001)

kritik deęerleri ile karřılařtırılmıřtır⁴.Bu denklemde yer alan aıklayıcı deęiřken sayısı tabloda k deęeri olarak ifade edilmiřtir.

Tablo II: Sınır Testinde Hesaplanan Sonular

k	F Test İstatistięi	Kritik Deęerler %5		Kritik Deęerler %10	
		<i>Alt Sınır</i> I(0)	<i>Üst Sınır</i> I(1)	<i>Alt Sınır</i> I(0)	<i>Üst Sınır</i> I(1)
3	5.22	3.23 4.35		2.72 3.77	

*Kritik deęerler Pesaran vd.(2001, s.300)'deki Tablo CI(iii)'den alınmıřtır.

%5 anlamlılık düzeyine göre, hesaplanan F deęeri 5.22 tablodan elde edilen üst sınır deęerinden büyüktür. Bu durumda serilerin I(0), I(1) veya karřılıklı olarak eřbütünlenen olup olmadıklarına bakılmadan eřbütünleme deęildir temel hipotezi reddedilmiřtir. Bu sonuca göre yurtii tasarruflar ile incelenen deęiřkenler (reel faiz oranı,enflasyon oranı ve büyüme oranı) arasında uzun dönemli bir iliřki bulunduęu sonucuna varılmaktadır.

Yurtii tasarruflar ile faiz oranı, büyüme oranı ve enflasyon oranı arasındaki iliřkinin uzun dönem parametrelerinin tahmin edilmesi için AIC kriteri kullanılarak uygun gecikme uzunluęu belirlenmiřtir. Yurtii tasarruflar deęiřkeni için 2, reel faiz oranı deęiřkeni için 4, büyüme oranı deęiřkeni için 1 ve enflasyon oranı deęiřkeni için 4 gecikme uygun bulunmuř ve (2) numaralı model bu gecikme uzunluęu ile tahmin edilmiřtir. Tahmin edilen model ARDL(2,4,1,4) modelidir. Bu modelin tahmin sonuları ve standart tanımlayıcı testlerin sonuları Tablo III.'de verilmiřtir.

⁴ Sınır testi için kurulan modelde için ardışık bağımlılık olup olmadığı Breusch-Godfrey LM testi ile incelenmiş ve %5 anlamlılık düzeyine göre ardışık bağımlılık yoktur temel hipotezi reddedilememiřtir. Test istatistięi deęeri: 2.38 (0.18) olarak hesaplanmıřtır. Parantez içindeki deęer olasılık deęeridir.

Tablo III: Uzun Dönem ARDL Modeli Tahminleri

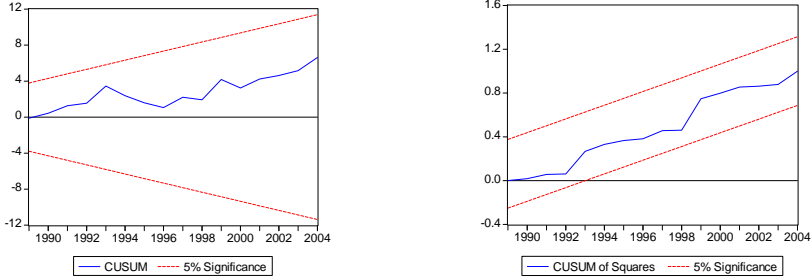
Değişkenler	Katsayılar	Standart Hatalar	t-Değerleri ^a	Olasılık
TAS _{t-1}	0.7114	0.1758	4.0477	0.0009
TAS _{t-2}	-0.3506	0.1603	2.1877	0.0439
RFO _t	0.0942	0.0246	3.8308	0.0015
RFO _{t-1}	-0.0999	0.0424	2.3547	0.0316
RFO _{t-2}	0.0682	0.0321	2.1274	0.0493
RFO _{t-3}	-0.0549	0.0339	1.6119	0.1249
RFO _{t-4}	0.0723	0.0269	2.6892	0.0161
BY _t	0.0926	0.0453	2.0425	0.0579
BY _{t-1}	0.1046	0.0367	2.8482	0.0116
ENF _t	0.0562	0.0213	2.6329	0.0181
ENF _{t-1}	-0.1557	0.0545	2.8568	0.0114
ENF _{t-2}	-0.0617	0.0371	1.6645	0.1155
ENF _{t-3}	-0.0656	0.0283	2.3171	0.0341
ENF _{t-4}	0.0567	0.0311	1.8219	0.0872
SABİT	10.8409	3.1844	3.4044	0.0036
R ² =0.87 R _d ² =0.75 F = 7.5669(0.0001)				
Tanımlayıcı Testler	Test İstatistiği Değeri		Olasılık	
Breusch-Godfrey LM Testi[1]	0.1017		2.6791	
Ramsey Reset Testi [1]	0.6862		0.1697	
Jarque Bera	0.1112		4.3922	
ARCH [1]	0.4960		0.4757	
ARCH [2]	0.5143		0.6822	

a.t değerleri mutlak değer olarak verilmiştir.

Bağımlı değişken Yurtiçi Tasarruflardır

Belirlenen ARDL modeli tüm standart tanımlayıcı testlerden geçmiştir. Modelin parametrelerinin kararlılığının incelendiği CUSUM ve CUSUMSQ testleri sonuçları Grafik I.'de yer almaktadır. Grafikler incelendiğinde modelin artıklarının sınır içinde kaldığı ve parametrelerin kararlı olduğu , yapısal değişme olmadığı görülmektedir.

Grafik I. Uzun Dönem İlişki Modeli için CUSUM ve CUSUMSQ Grafikleri



ARDL(2,4,1,4) modelinden yararlanarak hesaplanan uzun dönem katsayıları, standart hataları ve t-değerleri Tablo IV.'de verilmiştir. Uzun dönem katsayıları, bağımsız değişkenlerin katsayılarının gecikmeli bağımlı değişkenin katsayılarının 1'den farkına bölünmesi yoluyla hesaplanmaktadır. (Johnston ve Dinardo 1997, Gujarati 2003). Uzun dönem ilişkisinin incelendiği modelin tahmini sonucunda tutarlı uzun dönem katsayıları tahmin edilmesine rağmen, modelde durağan olmayan değişkenlerin bulunması nedeni ile normal dağılmış standart hatalar elde edilemeyecektir. Bu durumda t istatistiklerine dayalı yorumlar geçerli olmayacaktır. Bu sorunu gidermek amacı ile uzun dönem katsayılarının standart hataları delta yöntemi kullanılarak belirlenmiştir(Bewley,1979; Pesaran ve Pesaran,1997).

Tablo IV: Uzun Dönem Katsayıları

Değişkenler	Uzun Dönem Katsayıları	Standart Hatalar	t-Değerleri
Reel Faiz Oranı	0.125	0.0422	2.962
Büyüme Oranı	0.309	0.1328	2.327
Enflasyon Oranı	-0.266	0.1158	2.297
Sabit	16.960	1.9596	8.655

*t değerleri mutlak değer olarak verilmiştir.

Tablo III. incelendiğinde, faiz oranındaki %1lik artışın yurtiçi tasarrufları %0.12 arttırdığı, büyüme oranındaki %1lik artışın yurtiçi tasarrufları %0.31 arttırdığı ve enflasyon oranındaki %1lik artışın ise yurtiçi tasarrufları %0.27 azalttığı görülmektedir. Yaşam boyu hipotezine göre yurtiçi tasarruflar ile büyüme oranı ve enflasyon oranı arasında pozitif ilişki beklenmektedir. Elde edilen bulgulara göre büyüme oranı yurtiçi tasarrufları pozitif , enflasyon oranı ise negatif etkilemektedir. Bu bulgu Shimii ve Kadhikwa(1999)'nın

çalışmalarında belirledikleri gibi bulunmuştur. Yüksek enflasyonun yaratacağı belirsizler nedeni ile enflasyondaki artışlar tasarruflar da azalışa neden olabilir. Ayrıca enflasyon artışlarında paranın reel değeri düşerse bu durumda da tasarruflarda azalma beklenebilecektir (Hussein ve Thirlwall,1999).

Hata düzeltme modeline dayanan ARDL yaklaşımı ile kısa dönem ilişkisi model (3)'ten yararlanılarak incelenmiştir. Bu modelin tahmin sonuçları Tablo V.'de yer almaktadır.

Tablo V: Kısa Dönem ARDL Modeli Tahminleri

Değişkenler	Katsayılar	Standart Hatalar	t-Değerleri ^a	Olasılık
ΔTAS_{t-1}	0.215735	0.121716	1.772449	0.0981
ΔTAS_{t-1}	0.223065	0.133470	1.671275	0.1169
ΔRFO_t	0.102175	0.018850	5.420436	0.0001
ΔRFO_{t-1}	-0.051546	0.026311	1.959105	0.0703
ΔRFO_{t-2}	-0.070757	0.027803	2.544921	0.0233
ΔRFO_{t-3}	-0.065027	0.020629	3.152168	0.0071
ΔRFO_{t-4}	-0.096707	0.028999	3.334797	0.0049
ΔBY_t	0.060986	0.029405	2.073991	0.0570
ΔBY_{t-1}	-0.013514	0.033660	0.401479	0.6941
ΔBY_{t-1}	0.068363	0.016999	4.021468	0.0013
ΔENF_t	0.197505	0.064689	3.053137	0.0086
ΔENF_{t-1}	0.011044	0.031567	0.349855	0.7317
ΔENF_{t-2}	-0.055950	0.019218	2.911295	0.0114
ΔENF_{t-3}	-0.082146	0.026271	3.126810	0.0074
ΔENF_{t-4}	-0.863645	0.152229	5.673335	0.0001
HGT _{t-1}	0.019337	0.192492	0.100455	0.9214
SABİT				
R ² =0.88				
R _d ² =0.75				
F = 6.6595(0.0005)				
Tanımlayıcı Testler	Test İstatistiği Değeri		Olasılık	
Breusch-Godfrey LM Testi[1]	0.8544		0.0350	
Ramsey Reset Testi [1]	0.6188		0.2598	
Jarque Bera	0.7471		0.5831	
ARCH [1]	0.9108		0.0128	
ARCH [2]	0.3102		1.2272	

a. t değerleri mutlak değer olarak verilmiştir.

Tahmin edilen hata düzeltme modelindeki katsayılar incelendiğinde çoğunlukla istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Tablo V. incelendiğinde hata düzeltme teriminin işareti beklenildiği gibi istatistiksel olarak anlamlı ve negatif işaretlidir. Ele alınan dönemde dengeden herhangi bir sapmanın, gelecek dönemde düzeltilebileceğini göstermektedir. Hata düzeltme teriminin katsayısı -0.86 , bir şokun ilk yılda yüzde 86 gibi bir hızla dengeye yaklaştığı anlamına gelmektedir.

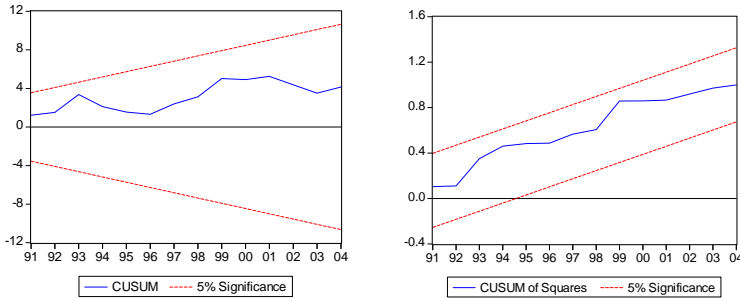
Yurtiçi tasarruflar ile enflasyon oranı arasında kısa dönemli ilişkinin varlığının pek açık olmadığı görülmektedir. Yurtiçi tasarruflar ile enflasyon oranı arasında enflasyonun cari, bir dönem, üç dönem ve dört dönem önceki değeri istatistiksel olarak anlamlıyken, iki dönem önceki değeri istatistiksel olarak anlamsızdır. Elde edilen bulgulara göre cari, bir ve iki dönem gecikmeli enflasyon oranlarının yurtiçi tasarrufları üzerindeki etkisi pozitifken, üç ve dört dönem gecikmeli değerleri için negatiftir.

Yurtiçi tasarruflar ve reel faiz oranı arasında kısa dönemde istatistiksel olarak anlamlı ve cari dönem hariç negatif bir ilişki olduğu görülmektedir⁵. Reel faiz oranlarının yurtiçi tasarruflar üzerinde kısa dönemli etkisinin pozitif çıkması, geçici bir süre için gelirdeki artışla açıklanabilir. Bu durum teoride beklenildiği gibi elde edilmiş ve reel faizlerin incelenen dönemde tasarrufları arttıracığı belirlenmiştir. Bilindiği gibi yüksek enflasyona sahip ülkelerde reel faizler sürekli tasarrufları arttırmada yetersiz kalabilmektedir.

Büyüme oranı değişkeninin cari değeri yurtiçi tasarrufları pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı ve bir dönem önceki değeri ise negatif bir şekilde etkilemektedir, fakat istatistiksel olarak anlamsızdır.

Belirlenen ARDL modeli tüm standart tanımlayıcı testlerden geçmiştir. Modelin parametrelerinin kararlılığının incelendiği CUSUM ve CUSUMSQ testleri sonuçları Grafik II.'de yer almaktadır.

Grafik II. Kısa Dönem İlişki Modeli için CUSUM ve CUSUMSQ Grafikleri



⁵ Reel faiz oranının bir dönem önceki değeri %10 anlamlılık düzeyine göre istatistiksel olarak anlamlıdır.

Grafikler incelendiğinde modelin artıklarının sınır içinde kaldığı ve parametrelerin kararlı olduğu, yapısal değişme olmadığı görülmektedir.

IV. Sonuç

Ülkemizde uzun yıllardan beri varolan yapıyı incelersek, bu yapıyı yüksek tüketim eğilimi, az tasarruf ve yetersiz uzun vadeli yatırım olarak özetlemek ve tüketim eğiliminin tasarruf eğiliminden daha fazla olduğunu söylemek yanlış olmayacaktır. Bunun en büyük nedeni ise dünya ve ülke ekonomisindeki olumsuz şartlar, iktisat politikalarındaki kararsızlıklar ve sık sık karşılaşılan belirsizliklerdir. Ekonomik faktörlerin yanında sosyo-kültürel ve psiko-sosyal faktörler de tasarruftan çok tüketime yönelmenin nedenlerindedir. Özellikle hızlı nüfus artışının kişi başına düşen geliri azaltması, şehirlere göç edilmesi, büyük şehir standartlarının yakalanmaya çalışılması gibi nedenlerle bireylerin tasarruftan çok tüketime yönelmelerine neden olmaktadır.

Birçok ülkede olduğu gibi Türkiye’de de tasarrufları artırmak için faiz politikaları gibi farklı politikalar uygulanmaktadır. Faiz oranlarından beklenen tasarrufları artırması ve tüketimi azaltarak enflasyon baskısını hafifletmesidir. Çalışmada faiz oranı, enflasyon ve büyüme oranının yurtiçi tasarruflar üzerindeki etkisi belirlenmeye çalışılmıştır. İncelenen değişkenlerden reel faiz oranı değişkeninin $I(0)$ ve yurtiçi tasarruflar, enflasyon oranı ve büyüme oranı değişkenlerinin ise $I(1)$ olması nedeni ile söz konusu değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkisi ARDL yaklaşımı ile incelenmiştir. Elde edilen bulgular değerlendirildiğinde, Uzun dönemde yurtiçi tasarruflar ile büyüme oranı arasında pozitif, enflasyon oranı arasında negatif anlamlı ilişki olduğu görülmektedir. Reel faiz oranı ile yurtiçi tasarruflar arasında ise anlamlı pozitif ilişki belirlenmiştir. Kısa dönemde ise yurtiçi tasarruflar ile reel faiz oranı ile cari dönemde pozitif, diğer dönemler için anlamlı negatif ilişki olduğu görülmüştür. Reel faiz oranı ile tasarruflar arasında kısa dönem ilişkisinin bulunması faiz oranlarındaki değişimin tasarruflar üzerinde geçici bir etki yaratmasından dolayı kaynaklanmış olabilir. Yurtiçi tasarruflar ile büyüme oranı arasında kısa dönemde anlamlı pozitif ilişki vardır. Kısa dönem ilişkisi incelendiğinde yurtiçi tasarruflar ile enflasyon oranı arasında ise belirgin bir ilişkinin olduğunu söylemek mümkün olmamıştır.

Literatürdeki tasarruflar ile incelenen değişkenler arasındaki ilişkileri inceleyen çalışmaların bulgularını dikkate alırsak, Türkiye için uzun dönemde faiz oranının ve büyüme oranının yurtiçi tasarruflar üzerindeki etkisi benzerlik göstermiş ve her ikisinin etkisinin pozitif olduğu belirlenmiştir. Bunların aksine, çalışmada belirlenen enflasyon oranı ile yurtiçi tasarruflar arasındaki negatif ilişki, daha önce yapılan çalışmalardan elde edilen bulgular incelediğinde nadir olarak rastlanılan bir durum olduğu görülmüştür. Bu durum ülkemiz için ele alındığında, yüksek enflasyonun yaratacağı belirsizler nedeni ile enflasyondaki artışların tasarruflarda azalışa neden olabileceği düşünülmüştür. Ayrıca enflasyon artışlarında paranın reel değeri düşerse bu durumda da tasarruflarda azalma beklenebilecektir. Kısa dönem ilişkileri ise beklenildiği gibi bir ilişki sergilemiştir.

Kaynakça

- [1] Bewley, R.A.(1979). *The Direct Estimation of The Equilibrium Response in a Linear Dynamic Model*. Economics Letters, 3,357-361.
- [2]Bosworth, B. P.(1993). *Saving and Investment in a Global Economy*. Washington, D.C.: Brookings Institution.
- [3]Brown R.L.,Durbin J., Evans J.M.(1975) *Techniques for Testing The Constancy of Regression Relationships Overtime*. Journal of The Royal Statistical Society, Series B 37, 149-192.
- [4]Deaton A.(1999). Saving and Growth. Klaus Schmidt-Hebbeland Luis Serven(Eds.), *The Economics of Saving and Growth: Theory, Evidence and Implications for Policy*, Cambridge. Cambridge University Press, Chapter 3, 33-70.
- [5]Dickey D.A., Fuller W.A.(1979). *Distribution of Estimates for Autoregressive Time Series with Unit Root*, Journal of American Statistical Association, 74, 336, 427-431.
- [6]Dickey, D..A., Fuller, W.,A., (1981). *Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With Unit Root*. Econometrica 49, 1057-1072.
- [7]Edwards, S.(1996).*Why are Latin America's Savings Rates So Low? An International Comparative Analysis*, Journal of Development Economics, October, 51(1), 5-44.
- [8]Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987). *Co-integration and Error Correction: Estimation and Testing*, Econometrica, 55, 251-276.
- [9]Fry, M. J. (1980). *Saving, Investment, Growth, and the Cost of Financial Regression*. World Development 8(4):317–27.
- [10]Fry, Maxwell (1995). *Money, Interest and Banking in Economic Development*, John Hopkins University Press.
- [11]Giovannini, Alberto. (1985). *Saving and the Real Interest Rate in LDCs*. Journal of Development Economics 18(August):197–218.
- [12]Gujarati, D. N.(2003). *Basic Econometrics* 4th edn. ,Boston, McGraw Hill-Publishing.

- [13]Hussein, K.H., Thirlwall A.P.(1999). *Explaining Differences in Domestic Savings Ratio Across Countries: A Panel Data Studies*. Journal of Development Studies ,36(1), 31-51.
- [14]Johansen, S.(1988). *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*. Journal of Economic Dynamics and Control, 12(2-3),231-254.
- [15]Johansen, S.(1991). *Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models*, Econometrica 59(6), 1551-1580.
- [16]Johansen, S., Juselius K.(1990). *Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration- with Applications to the Demand for Money*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 52(2),169-210.
- [17]Johnston J., Dinardo J., (1997). *Econometrics Methods*, Fourth Edition, McGraw-Hill Companies, United States.
- [18]Loayza, N., Schchmidt-Hebbel, K., and Serven, L. (2000). *What Drives Saving Across The World?*, The World Bank. Saving Across The World Project.
- [19]Masson, P.R., Bayoumi T., Samiei H.(1998). *International Evidence on The Determinants of Private Saving*. The World Bank Economic Review, 12(3), 483-502.
- [20]McKinnon, R.(1973). *Money and Capital in Economic Development*, Brooking Institution, Washington, D.C.
- [21]Modigliani, Franco. (1970). *The Life-Cycle Hypothesis of Saving and Intercountry Differences in The Saving Ratio*. In W. A. Eltis, M. F. G. Scott, and J. N. Wolfe (Eds.), *Induction, Trade, and Growth: Essays in Honour of Sir Roy Harrod*. Oxford: Clarendon Press.
- [22]Modigliani, Franco, and Richard Brumberg. (1954). *Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data*. In E. E. Kurihara, ed., *Post- Keynesian Economics*, pp. 388–436. New Brunswick, N.J.: Rutgers University Press.
- [23]Morisset J.(1989).*The Impact of Foreign Capital Inflows on Domestic Savings Reexamined: The Case of Argentina*. World Development 17(11), 1709-1715.

-
- [24]Ogaki, Masao, Jonathan Ostry, and C. M. Reinhart. (1995). *Saving Behavior in Low and Middle-Income Developing Countries: A Comparison*. Working Paper WP/95/3. International Monetary Fund, Washington, D.C. Processed.
- [25]Ostry J.D., Reinhart C.M. (1995). *Saving Behaviour in Low and Middle Income Developing Countries: A Comparison*. International Monetary Fund. Working Papers. Washington DC.
- [26]Pesaran M.H., Pesaran B.(1997). *Working With Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis*. Oxford, Oxford University Press.
- [27]Pesaran M.H., Shin Y.(1999). *An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis*. In S.Strom, A.Holly and P.Diamond (Eds.); *Econometrics and Economic Theory in The 20th. Century: The Ranger Frisch Centennial Symposium*. Cambridge, Cambridge University Press.
www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/ADL.pdf.
- [28]Pesaran M.H., Shin Y., Smith R. (2001). *Bounds Testing Approaches To The Analysis of Level Relationship*. *Journal of Applied Econometrics* 16(3). 289-326.
- [29]Pesaran M.H., Smith R.(1998). *Structural Analysis of Cointegrating VARs*. *Journal of Economic Survey*, 12(5), 471-505.
- [30]Quattara B.(2004), *The Impact of Project Aid and Programme Aid Inflows on Domestic Savings: A Case Study of Cote d'Ivoire*. www.csqe.ox.ac.uk/conferences/2004-GPRaHDIA/papers/1m-Quattar-CSAE2004.pdf.
- [31]Schmidt, M. (2001). *Saving and Investment: Some International Perspectives*. "Southern Economic Journal", 446-456.
- [32]Schmidt-Hebbel,Klaus,S.B. Webb, and Giancarlo C.(1992).*Household Saving in Developing Countries: First Cross-Country Evidence*. *The World Bank Economic Review* 6(3):529–547.
- [33]Shaw,E.S.(1973).*Financial Deepening Economic Development*, Oxford Univer. Press. New York.
- [34]Shiimi I.W., Kadhikwa G.(1999). *Savings and Investment in Namibia*, Bank of Namibia,
OccasionalPaper,2,www.bon.con.na/docs/pub/Savings%20and%20Investment%20in%20Namibia.pdf

[35]Summers, L.H.(1982). *Tax Policy, The Rate of Return, and Saving*. NBER Working Paper, No.0995. <http://papers.nber.org/papers/w0995>.