

TÜRKİYE'DE REEL DÖVİZ KURUNU BELİRLEYEN UZUN DÖNEMLİ ETKENLER

Muammer ŞİMŞEK*

Özet

Bu çalışma, Türkiye'deki reel döviz kurunu belirleyen uzun dönemli temel etkenleri analiz etmektedir. Modeldeki bağımsız değişkenler $I(0)$ and $I(1)$ sürecinin bir karışımı olduğu için, modelin tahmininde kullanılan ekonometri tekniğinin seçimi önemlidir. Bu nedenle reel döviz kurunun determinantlarının tahmininde eşbütünleşme analizine ARDL sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır. Bulgular; net yabancı sermaye girişi, Türkiye ile önemli dış ticaret ortaklarının gelirlerinin ağırlıklı ortalaması arasındaki fark, M2 para arzı, dış ticaret dengesi ve ticaret haddinin uzun dönemde reel döviz kurunu etkilediğini ortaya koymuştur.

Anahtar Kelimeler : Reel döviz kuru, kısıtsız hata düzeltme modeli, eşbütünleşme analizi, ARDL, sınır testi, kritik sınır değerleri.

Abstract

LONG-RUN DETERMINANTS OF THE TURKISH REAL EXCHANGE RATE

This study analysis the long-run main determinants of the real exchange rate in Turkey. The choice of econometric technique used to estimate the model was important because the regressors in the model appeared to be a mixture of $I(0)$ and $I(1)$ processes. Thus ARDL bounds testing approaches to cointegration analysis in estimating the long-run determinants of the real exchange rates. The findings are that net foreign assets, income differential between Turkey and a weighted average of major trading patterns, M2 money supply, trade balance and terms of trade influence the real exchange rate in Turkey.

Key Words: Real exchange rate, unresricted error correction model, cointegration analysis, ARDL, bounds testing, critical value bounds.

1. Giriş

Makroekonomik dengeler ve ekonomik büyüme üzerindeki önemli etkileri nedeniyle döviz kurunu belirleyen uzun dönemli faktörlerin (determinantların)

*Cumhuriyet Üniversitesi, Cumhuriyet M.Y.O. Öğretim Üyesi, SİVAS, Tlf: 0 346 219 14 03; e-mail : msimsek@cumhuriyet.edu.tr.

ortaya konulması, ekonomide en çok araştırılan konulardan birisidir. Çünkü reel döviz kuru ve ekonomik kalkınma (development) arasındaki ilişki, tanımsal olarak ve politik kararlar bakımından önemli bir konudur. Son yirmi yılda politik tartışmalarda, reel döviz kurunun istikrarı ve normal döviz kuru değerinin, dünyada kalkınmada atak yaparak öne çıkan ülkelerin ekonomik performanslarının istikrarlı yükselişinde hayati etkenler olarak kabul edilmektedir. Reel döviz kurundaki sapmalar, gelişmekte olan ülkelerdeki ekonomik faaliyetleri özellikle ithal sermaye mallarına olan bağımlılık ve mal ihracatındaki uzmanlaşma gibi nedenlerle etkilemektedir. Bu konuda yapılan ampirik çalışmalarda gelişmekte olan ülkelerden elde edilen bulgular, ekseriya reel döviz kurundaki sapma ile ekonomik performans arasında kuvvetli bir ilişki olduğunu göstermiştir. (Pesaran, Shin and Smith, 1990:61-76 Ghura ve Grennes, 1993:155-174; Drine ve Rault, 2003:1-31)

Ekonominin iç ve dış dengelerinin her ikisiyle de uyumlu olan döviz kuru, denge reel döviz kuru olarak ifade edilebilir. Reel döviz kuru kendi yolundan çıktığı zaman, sapma olgusu ortaya çıkmaktadır. Reel döviz kurunu belirleyen etkenler ve reel döviz kurundaki sapmanın etkileri iktisadi politikalar açısından günümüze kadar önemini sürdürmüştür. ilgili çalışmalar, önemsenmiştir. Bu da reel döviz kuru ve onu belirleyen etkenlerle ilgili çok sayıda çalışma yapılmasına yol açmıştır.

Reel döviz kuru ile ilgili çalışmalara Edwards (1988, 1989) ın çalışmalarının öncülük ettiği söylenebilir. Edwards (1989), reel döviz kurunun teorik bir modelini geliştirmiş, 12 gelişmekte olan ülkeden oluşan bir panele, zaman serisi verilerine dayalı olarak yapılan klasik eşbütünleşme testlerini uygulayarak reel döviz kurunun dinamiklerinin, kısa ve uzun dönemli tahminlerini bir ampirik modelle yapmıştır. Bu tahmine göre kısa dönemde reel döviz kurunu, reel ve nominal faktörlerin her ikisi de etkileyebilmektedir. Ancak uzun dönemde denge reel döviz kurunu, sadece iç ve dış faktörler olarak sınıflandırılacak reel değişkenler etkilemektedir. Bir başka anlatımla, reel döviz kurunun denge düzeyini belirleyen en önemli faktörler; ticaret haddi, kamu harcamalarının kompozisyonu (bileşimi) ve düzeyi, sermaye hareketleri, ticari kontroller ve döviz kurunun kontrolü, teknik gelişme ve sermaye birikimidir.

Cottani, Cavallo and Khan (1990:61-76), dünyada kalkınma yarışında öne çıkan ülkelerin çoğunda görülen, döviz kurundaki sürekli sapmaların gıda maddelerinin arzını azalttığını belirtmektedirler. Afrika'da tarım sektöründe ve ekonomik büyümede yaygın olarak görülen zayıf performansın, genellikle reel döviz kurlarındaki sürekli sapmalara bağlanabileceğini ileri sürmektedirler. Onlar yine, Latin Amerika'nın bazı bölgelerindeki istikrarsız reel döviz kurunun ihracatı engellediğini, buna karşılık Asya'daki ihracattaki gelişmeyi ise, reel döviz kurundaki istikrarın sağladığını belirtmektedirler.

Araştırmacıların ampirik bulguları, genellikle reel döviz kurundaki kronik bir sapmanın, gelişmekte olan ülkelerin çoğundaki zayıf ekonomik performansın

nedenini oluşturan temel faktör olduğu düşüncesini desteklemektedir. Örneğin, Ghura ve Grennes (1993:155-174), Aşağı Sahra ülkelerinden oluşan bir paneli kullanarak reel döviz kurundaki sapmaların ekonomik performans üzerindeki etkisini incelemişler ve reel döviz kurundaki sapmanın, gelirin büyümesi, ihracat, ithalat, yatırım ve tasarruflar üzerinde negatif bir etki meydana getirdiği sonucunu elde etmişlerdir.

Hinkle ve Montiel (1999), reel döviz kuru ile ilgili konuları kapsayan önemli bir çalışma ortaya koymuşlardır. Kitapta; ölçüm konuları, reel döviz kurunun determinantları gibi konular yer almaktadır. Ayrıca, döviz kuruyla ilgili ampirik analizler bulunmakta ve şimdiye kadar yapılan birçok ampirik analiz de değerlendirilmektedir.

Bunların dışında reel döviz kuruyla ilgili bir hayli çalışma yapılmıştır. Bu çalışmaları reel döviz kurunun determinantları, ölçümü, istikrarı ve sapma gibi kapsadıkları konular bakımından; klasik regresyon analizleri ve eşbütünleşme analizi gibi analizlerde uygulanan yöntemler bakımından ve gelişmiş veya gelişmekte olan ülkeler için yapılmış olmaları bakımından sınıflandırmak mümkündür.

Reel döviz kurunun determinantları üzerine yapılan ilk çalışmalarda klasik regresyon analizleri kullanılmıştır. Yakın yıllarda yapılan çalışmalarda ise eşbütünleşme analizlerinin kullanıldığı görülmektedir. Eşbütünleşme analizinde, bir modelde uzun dönemli denge ilişkisinin mevcut olup olmadığı istatistiksel testler yardımıyla belirlenmektedir. Eğer bir modelde uzun dönemli denge ilişkisinin varlığı belirlenebilirse, o zaman uzun dönem parametrelerinin tahmini mümkün olmaktadır. Bu nedenle eşbütünleşme analizinin, uzun dönemli denge reel döviz kurunun determinantlarının belirlenmesinde önemli bir araç olduğu kabul edilmektedir. Reel döviz kuru ile ilgili olarak eşbütünleşme analizlerini kullanan çok sayıda ampirik çalışma yapılmıştır. Bu çalışmalar arasında yukarıda bahsedilenlerin yanısıra gelişmekte olan ülkelere yönelik olarak başlıca; Aron, Elbadawi and Khan, (1997:1-43)'ın G. Afrika için; Elbadawi ve Soto (1995:74-120)'nun yedi gelişen ülke için; Fiorencio ve Moreira (1997:1-25)'nin Brezilya için; Baffes *et al.*, (1999:404-465)'in Cote d'Ivoire ve Burkina Faso için; Gelbard ve Nagayasu (1999:1-14)'nun Angola için; Mkenda (2001:1-68)'nin Zambia için; Drine ve Rault (2003:1-31)'nun Afrika, Latin Amerika ve Asya ülkeleri için yapmış olduğu çalışmalardan söz edilebilir.

Gelişmiş ülkeler için yapılan bazı çalışmalar da şunlardır: Faruquee, (1995:80-107) ABD ve Japonya için; Feyzioğlu (1997:1-24) Finlandiya için; Bjornland ve Hungnes (2002:1-38) Norveç için; MacDonald, (1997:1-53) Almanya, Japonya ve ABD için; Lane ve Milesi – Ferretti (2002:549-553) İrlanda için yapmıştır. Clostermann ve Schnatz (2000:1-34) ise, euro ve dolar kurunun determinantlarını değerlendirmiştir.

Döviz kuruyla ilgili Türkiye için yapılan başlıca çalışmalar da şöyle sıralanabilir: Booth ve Mustafa (1991:392-405), Türkiye'deki resmi döviz kuru ile karaborsa arasındaki ilişkiyi ve bunları etkileyen faktörleri araştırmışlardır. 1980 lerin ortalarında Türkiye'nin ABD doları ve B.Almak Markı piyasalarına uygulanan eşbütünsellik testleri, bu iki dövizin karaborsasının etkin bir iletişim sürecinde olduğunu göstermiştir. Resmi ve karaborsa piyasalarda her iki döviz için elde edilen bulgu; karaborsa döviz kurunun yüksek olmasıdır. Bu etkinsizliğin nedeni; Türkiye'de sermaye akışına konulan kısıtlamaların resmi yollarla arbitraj faaliyetini engellemesi olarak belirtilmektedir. Turker ve Keyder (1997:1-23), reel döviz kurunun determinantlarını analiz etmişlerdir. Modellerinde parasal yaklaşım araçları olarak; reel faiz oranı, parasal toplamlar oranı, verimlilik oranı, petrol fiyatları ve ticaret açığı oranı kullanılmıştır. Çavuşoğlu (1997:1-18), (TL/\$) kurunu yansıtmayı amaçlayan bir modelin değişkenleri arasındaki uzun dönemli ilişkiyi araştırmıştır. Mevsimlik verilerin kullanıldığı çalışmanın sonuçları kuru etkileyen üç faktörü ortaya koymuştur. Bunlar: enflasyon, faiz oranı, nominal döviz kurundaki değer kaybıdır. Alper ve Sağlam (2000), Türkiye'deki denge reel döviz kuru üzerine çalışmışlardır. Onların yaptıkları tahminin sonuçları, kullandıkları denge döviz kuru modelinin uygun olduğunu göstermiştir. Böylece modele dayalı olarak tahmin edilen sapmaların, para otoritelerince faydalı bir politik rehber olarak kullanılabilmesi belirtilmektedir. Cıvcir (2003:1-25)'in, (TL/\$) kuru için dört parasal modelin denendiği çalışmasında iki konu üzerinde odaklanıldığı görülmektedir. Birincisi döviz kurunun, ekonomi teorisinin öngördüğü uzun dönem determinantları ile eşbütünleşik olup olmadıklarıdır. İkincisi ise, parasal modellerin gelecekteki döviz kurunu tahmin etme imkanının olup olmadığıdır. Sonuçlar parasal döviz kuru modellerinin, döviz kurundaki hareketi açıklamada faydalı olduğunu ve döviz kurlarının kısa dönemde tahmin edilebilir olduğunu göstermiştir. Kibritçioğlu ve Kibritçioğlu (2004:1-42)'nin, döviz kuru ile ilgili tanımlar ve ölçüm yöntemleriyle ilgili konuların yer aldığı çalışmalarında, Türkiye'de (1987-2003) dönemindeki reel döviz kurundaki sapmalar tahmin edilerek değerlendirilmektedir. Bulgular, sapma tahmininde önemli farklılıklar olabileceğini göstermiştir.

Bu çalışmada reel döviz kurunun determinantları olarak; net yabancı sermaye girişi, M2 para arzı, dış ticaret haddi, dış ticaret dengesi, ve Türkiye ile Türkiye'nin önemli dış ticaret ortaklarının gelir ortalamasının farkı kullanılmaktadır.

2. Teorik Çerçeve

Bu kısımda, Türkiye'de uzun dönemde reel döviz kurunun belirlenmesinde rol oynayan biraz önce belirttiğimiz etkenlerle, reel döviz kuru arasındaki muhtemel ilişki kanallarını açıklayan teorik konular ele alınmaktadır.

Bu etkenlerden ilki nispi çıktı düzeyidir. Zengin ülkelerde fiyat düzeyleri diğer ülkelere oranla yüksektir ve bu olgu ampirik çalışmalarla da ortaya

konulmuştur. (Kravis and Lipsey, 1984:1-54) Bu olguyu Balassa-Samuelson'nun hipotezi açıklamaktadır. Bu hipotez; verimlilikteki artışların, ticari mallar sektöründe yoğunlaşma eğiliminde olduğunu, ancak bir ülkede çıktı düzeyi yükseldikçe dış ticareti söz konusu olmayan malların nispi fiyatının da yükseldiğini belirtmektedir.¹ Türkiye'nin ticaret ortaklarının çıktı düzeylerine oranla; Türkiye'nin çıktı düzeyinde, verimlilikten kaynaklanan bir artış meydana gelirse, o zaman reel döviz kuru değerlenecektir. İkinci olarak buna alternatif bir yorum, Bergstrand (1991:325-34) tarafından yapılmıştır. Bergstrand gelir düzeyleri yükseldikçe homotetik olmayan tercihlerin; iç talebin yapısında dış ticareti söz konusu olmayan mallara doğru bir kaymaya neden olabileceğini göstermiştir. Üçüncüsü yükselen gelir; dış ticareti söz konusu olmayan sabit malların (örneğin toprak gibi) nispi fiyatlarını yükseltebilir. Son olarak servetteki bir artış, yine dış ticareti söz konusu olmayan malların nispi fiyatını yükselterek ve muhtemelen dış ticaret haddinin yükselmesine neden olarak yurtiçi işgücü arzında bir düşmeye neden olabilir.

İkinci etken dış ticaret haddidir. Dış ticaret haddinin reel döviz kurunu etkileyebileceği birçok kanal bulunmaktadır: Birincisi, eğer ticari malların tüketiminde yerli mallara yönelik bir eğilim varsa dış ticaret haddi, reel döviz kuru üzerinde doğrudan bir etkiye sahip olacaktır. Eğer bir ülkenin kendi ihraç malları; o ülkenin yerli mallarının yer aldığı tüketim sepetinde, yabancı malların yer aldığı tüketim sepetinden daha fazla bir ağırlığa sahipse, yerli malların ihracatının oransal fiyatındaki bir artış, iç tüketimin oransal fiyat düzeyinde bir yükselişe dönüşür. Dış ticaret haddi reel döviz kurunu bir refah etkisi vasıtasıyla da etkileyebilir. Şöyle ki; dış ticaret haddindeki bir iyileşme, yani ülkenin lehine bir değişme; ülke içi gelirlerin reel değerini artırarak ülke içi çıktıdaki artışa eşdeğer bir etkiye sahip olur. Dış ticaretteki bir iyileşme, ülke içi üretimdeki daha yüksek marjinal gelire tepki olarak ülkedeki çıktı düzeyini yükseltmesi durumunda, bu iyileşme ileride daha da artacaktır.

Üçüncü etken; net yabancı sermaye girişinin düzeyidir. NFA reel döviz kurunu, çok sayıda kanaldan etkileyebilir. Transfer sorunu, uluslar arası ekonomide klasik bir konudur: Gelirin ülkeler arasındaki bir transferi, reel döviz kurunda bir değişmeyi gerektirir mi? Sıfırdan farklı olan bir NFA pozisyonun mevcudiyeti, uluslar arası yatırım gelirlerinin akışları vasıtasıyla uluslar arası bir gelir transferi meydana getirmektedir. Uzun dönemde, dışa yönelik bir gelir transferi için, bir ülkenin dış ticaretinde bir fazlalık olması gerekir.

Dış ticaretteki fazlalık da, çok sayıda nedenle döviz kurunda reel bir değer kaybını gerektirebilir. Bunlar şöylece sıralanabilir: İlk olarak net ihracattaki bir artış; dış ticaret haddinde içerden kaynaklanan (endojen) bir bozulmaya (değer kaybına) yol açabilir. Ancak böyle bir etki, uluslararası piyasalarda önemli pazar gücüne (payına) sahip olan büyük ülkeleri daha çok ilgilendirmektedir. İkinci olarak işgücü ve sermaye gibi mobil üretim faktörlerinin, dış ticaret dengesinde pozitif bir

fazlalık elde etmek için dış ticarete konu mal üreten sektörlere kaydırılması zorunlu olabilir. Bu; kaynakların yeniden tahsisini teşvik etmek için, dış ticarete konu olmayan mallara göre, dış ticarete konu olan malların nispi fiyatında bir artışı (iyileşmeyi), bir başka ifade ile ticari olmayan malların reel değer kaybını gerektirebilir. Üçüncü olarak dışa yönelik bir transfer, yurtiçi geliri yurtiçi çıktının altına düşürerek negatif bir refah etkisi meydana getirebilir. Bunun da yine tekrar nispi çıktı düzeyi üzerinde, gerilemeye neden olan bir etki meydana getirmesi ve reel değer kaybına yol açması beklenebilir. Dördüncü olarak NFA düzeyindeki bir artış; reel döviz kurunun gelecekte reel değerinin artışına yol açarak, mali açıdan kısıtlı ekonomilerde tüketim ve yatırımlara yönelik kredinin tavanını yükseltebilir.

Son olarak para arzının döviz kuru üzerindeki etkisinden söz edilebilir. Döviz kurunun esnek olduğu bir ortamda para arzındaki bir genişleme, döviz kurunda değer kaybına yol açmaktadır.

Özet olarak teori; bir ülkenin nispi çıktı düzeyindeki bir artışın, dış ticaret haddinde bir iyileşme ve net dış yükümlülüklerin hacminde bir azalma ve bunların hepsinin de, reel döviz kurunun değerlendirilmesiyle paralellik taşıyacağını ima etmektedir. Bunun aksini söylemek de mümkündür. İzleyen kısımda yukarıda kısaca açıklanan teorik konuların ampirik analizi yapılmaktadır.

3. Yöntem ve Veriler

Bu çalışmada ele alınan modelin tahmininde kullanılan ekonometri tekniğinin seçimi, bu çalışmanın karşı karşıya olduğu bazı özellikler nedeniyle önem taşımaktadır. İlk olarak ADF 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, reel döviz kuru ile onu etkilemesi muhtemel faktörler arasında bir ilişki bulunup bulunmadığını ortaya koymak için, düzey ilişkilerini ifade eden bireysel değişkenlerin katsayılarından geçerli yorumlar yapılması gerekmektedir.

Yukarıda belirtilen ilk sorunun çözümü için, Pesaran, Shin and 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 and 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. Bahsedilen son iki yöntemde 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, hangi $I(0)$ açıklayıcı değişkenlerin sorun çıkarıcı parametreleri üretebileceğini göstermiştir.

Kremers, Ericsson, Neil and Dolado (1992 : 325-348) 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) yöntemlerinin, 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 reel döviz kurunun determinantlarının 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, reel döviz kurunu belirleyen etkenleri gösteren model;

$R_t = f(NFA_t, Y_t, M2_t, TB_t, TT_t)$ olarak ifade edilebilir. Modelin ekonometrik gösterimi;

$$\ln R_t = \gamma_0 + \gamma_1 \ln NFA_t + \gamma_2 \ln Y_t + \gamma_3 \ln M2_t + \gamma_4 \ln TB_t + \gamma_5 \ln TT_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

şeklinde yapılabilir.

Burada; R_t , reel döviz kurunu; NFA_t , net yabancı sermaye girişini; Y_t , satın alma gücü paritesi (PPP) cinsinden Türkiye’nin önemli dış ticaret ortakları ile Türkiye’nin kişi başına GSYİH larının dış ticarete göre ağırlıklı farkını; $M2_t$, para arzını, TT_t , dış ticaret haddini ve TB de dış ticaret dengesini göstermektedir. Analizde 1975-2003 dönemini kapsayan yıllık veriler kullanılmıştır.

Reel kur; $R = NP^*/P$ olarak hesaplanmıştır. Burada R , reel döviz kurunu; N , nominal döviz kurunu; P^* , yabancı fiyat düzeyini ölçmek üzere ABD nin gayrisafi yurtiçi hasıla (GDP) deflatörünü; P , ülke içi fiyat düzeyini göstermektedir. Nominal kur serileri (dolar karşılığı TL olarak) DPT den, ABD doları (\$) cinsinden GDP deflatörü Dünya Bankası kaynaklarından alınmıştır.

Y ; Türkiye’nin önemli dış ticaret ortaklarının Türkiye ile yaptıkları ticarete göre PPP cinsinden kişi başına GSYİH larının ağırlıklı ortalaması ile Türkiye’nin PPP cinsinden kişi başına GSYİH nın farkıdır.² Türkiye’nin dış ticaret ortaklarının ağırlıklı kişi başına GSYİH ları; Türkiye’nin bu ülkelere yaptığı ihracatın toplam

ihracatındaki oranının esas alındığı bir ağırlıklı ortalama olarak hesaplanmıştır. Elde edilen ortalamadan Türkiye'nin PPP cinsinden kişi başına GSYİH ı çıkartılmıştır. NFA ve Y, verileri Dünya Bankası kaynaklarından alınmıştır. Dış ticaret haddi (TT); ihracatın birim değerinin, ithalatın birim değerine oranı olarak tanımlanmaktadır ve IMF istatistiklerinden alınmıştır. Dış ticaret dengesi; Türkiye için negatif değerler taşıdığı için; ihracat / ithalat değerleri olarak hesaplanmıştır. İhracat ve ithalat ve M2 para arzı değerleri DPT kaynaklarından alınmıştır. Değerler ABD doları cinsinden alınmıştır.

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 ve bunlar arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını test etmeye imkan sağlamaktadır. Ancak, 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
lnR	-1.886	-3.019**	-1.742	-5.053*
lnNFA	-2.391	-5.052*	-3.537**	-8.932*
lnY	0.323	-3.824*	-0.864	-5.705*
lnM2	-3.108**	-5.424*	-4.277*	-9.392*
lnTB	-1.500	-5.830*	-2.469	-9.560*
lnTT	-1.921	-4.135*	-1.621	-4.526*

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; -3.657, -2.959 ve -2.618 dir.

Tablo 1 de verilen ADF (Augmented Dickey-Fuller) testlerinin sonuçlarına göre, M2 düzeyde durağan, diğer bütün değişkenlerin (R, NFA, Y, TB ve TT) ise $I(1)$ olduğu görülmektedir. PP (Phillips-Perron) testlerinin sonuçlarına göre ise, NFA ve M2 değişkenleri düzeyde durağan, diğer dört değişken (R, Y, TB ve TT) ise $I(1)$ dir.

3.2. Sınır Testi Yaklaşımı

Bu çalışmada Pesaran, Shin and Smith (2001:1-22) ın ARDL sınır testi yaklaşımı; Türkiye'deki reel döviz kuru ile onun determinantları 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 edilecektir. İkinci aşamada, (4) numaralı denklemden kısa ve uzun dönem parametreleri türetilerek tahmin edilecektir. 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 modeli türetilmektedir. Yöntemi kısaca açıklamak için aşağıdaki gibi bir vector error correction (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; $Y_t = [R_t \ z_t]'$ dir. Bağımlı değişken R_t , Türkiye'nin reel döviz kurudur ve logaritmik dönüşüme tabi tutulmuştur. z_t , logaritmik dönüşüme tabi tutulmuş bağımsız değişkenleri temsil eden serilerin bir vektörüdür ve $z_t = (NFA_t, Y_t, M2_t, TB_t, TT_t)'$ dir. $e_t = [e_t \ e_t]'$ $\sim N(0 \ \Omega)$, Ω pozitif olarak tanımlanmaktadır ve

$$\begin{bmatrix} V_{RR} & V_{Rz} \\ V_{Rz} & V_{zz} \end{bmatrix} \text{ dir.}$$

$m = [m_R \ m_z]'$; sabit terimlerin bir vektörüdür, $D = 1 - L$, ve

$$g_i = \begin{bmatrix} g_{RR,j} & g_{Rz,j} \\ g_{zR,j} & g_{zz,j} \end{bmatrix} = - \sum_{k=j+1}^p f_k \quad \text{dir.}$$

λ , uzun dönem çarpan matrisidir ve şöyle ifade edilir:

$$I = \begin{bmatrix} I_{RR} & I_{Rz} \\ I_{zR} & I_{zz} \end{bmatrix} = - \left(I - \sum_{j=1}^p f_j \right)$$

Yukarıda I , 2x2 birim matrisi ve f_i de vektör otoregresyon (VAR) parametrelerinin bir matrisidir. Bu matrisin köşegeni soldan kısıtlanmıştır. Bu kısıtlama, serilerin $I(0)$ veya $I(1)$ olması ihtimaline imkan sağlamaktadır. Örneğin, $\lambda_{RR} = 0$; R_t nin $I(1)$ olduğu anlamına gelirken, $I_{zR} < 0$; R_t nin $I(0)$ olduğu anlamına gelmektedir. $I_{zR} = 0$ varsayımı ile, (2) numaralı denklemden elde edilen döviz kuru eşitliği;

$$DR_t = \alpha_0 + \lambda' w_t + j R_{t-1} + dz_{t-1} + wDz_t + \sum_{j=1}^{p-1} b_{Rj} DR_{t-j} + \sum_{j=1}^{q-1} b_{zj} Dz_{t-j} + u_t \quad (3) \text{ şeklinde}$$

gösterilebilir. Burada; w_t ; sabit gecikmeli eksojen değişkenler, zaman trendi veya gölge değişkeni gibi deterministik değişkenlerin $s \times 1$ vektörüdür ve $d = [\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4, \delta_5]'$ 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 durumunda ancak; NFA_t , Y_t , $M2_t$, TT_t ve TB_t ; R_t üzerinde ‘uzun dönemli zorlayıcı’ değişkenler olarak kabul edilmektedir. (3) numaralı denklemin R_t ve z_t arasında en çok bir koşullu düzey ilişkisinin mevcut olduğu durumlarla kısıtlı olduğu anlamına gelmektedir. Bu varsayımda uzun dönemde, fiili olarak değişkenlerin eş zamanlı olarak belirlendiği durum hariç tutulmalıdır. Eğer değişkenler arasında bir taneden daha fazla uzun dönemli ilişkinin mevcut olduğu görülürse, o zaman bu tek denklemlilik yaklaşım artık geçerli olmayacaktır ve Johansen (1991:1551-1580) deki gibi çok denklemlilik yaklaşımının kullanılması gerekmektedir. Bu problem, bütün tek denklemlilik yaklaşımları için geçerlidir. Bu nedenle, eğer R_t yi kapsayan sadece bir uzun dönemli ilişki varsa, o zaman bu yöntem uygundur ve yapılan işlemlere bundan sonraki aşama ile devam edilebilir demektir.

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

$$\begin{aligned} \Delta \ln R_t = & a_0 + \sum_{i=1}^p b_i \Delta \ln R_{t-i} + \sum_{i=0}^p c_i \Delta \ln NFA_{t-i} + \sum_{i=0}^p d_i \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^p e_i \Delta \ln M2_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^p f_i \Delta \ln TB_{t-i} + \sum_{i=0}^p g_i \Delta \ln TT_{t-i} + h t_t + \lambda_1 \ln R_{t-1} + \lambda_2 \ln NFA_{t-1} + \lambda_3 \ln Y_{t-1} + \lambda_4 \\ & \ln M2_{t-1} + \lambda_5 \ln TB_{t-1} + \lambda_6 \ln TT_{t-1} + \varepsilon_{1t} \end{aligned} \quad (4)$$

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 (R_t , NFA_t , Y_t , $M2_t$, TB_t , TT_t); $I(0)$, $I(1)$ veya karşılıklı olarak eşbütünleşik olmalarına aldırılmaksızın, düzey değişkenleri arasında ilişki bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi altında standard değildir. Bu nedenle Pesaran, Shin and Smith (2001: Tablo 1-5) iki aşırı durum için iki asimptotik kritik değer tablosu oluşturmuşlardır.. 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. Yukarıda değinildiği gibi 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 denkleme 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 ve alternatif hipotez; biçimsel olarak;

$$H_0 : h = \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = \lambda_5 = \lambda_6 = 0$$

$H_1 : h \neq 0, \lambda_1 \neq 0, \lambda_2 \neq 0, \lambda_3 \neq 0, \lambda_4 \neq 0, \lambda_5 \neq 0$ ve $\lambda_6 \neq 0$; parametrelerinden en az birinin gerçek olması şeklinde gösterilebilir.

Bu yöntemde kullanılan test istatistiği, ortak anlamlılığı ifade eden *Wald* veya *F* testine dayanmaktadır. Kullanılan kritik değerler $I(1)$ ve $I(0)$ değişkenlerinin her ikisini de bağdaştırmaktadır.

Sınır testi yönteminde (4) numaralı reel döviz kuru 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 değişkenlerin ($R_t, NFA_t, Y_t, M2_t, TB_t, TT_t$) gecikmeli düzey değerlerine ait katsayılarının ortak anlamı bir *F* istatistiği kullanılarak test edilmektedir. Test, değişkenlerin gecikmeli düzey değerlerinin 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* istatistiğinin değeri, 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* istatistiğinin, kritik üst sınır değerinden büyük olması durumunda, 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* değerinin kritik alt sınır değerinden küçük olması durumunda 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 tahminden elde edilen *F* istatistiği verilmektedir. *F* istatistikleri, reel kur (R_t) değişkeni, bağımsız değişken olarak alınarak hesaplanmaktadır. Yapılan analizden uzun dönemli ilişkinin mevcut olduğu anlaşıldığı için,

modeldeki bağımsız değişkenlerin (NFA_t , Y_t , $M2_t$, TB_t , TT_t), reel kur (R_t) değişkeni üzerinde uzun dönemli zorlayıcı değişkenler olduğu anlaşılmaktadır.

Tablo 2. Uzun Dönemli İlişkinin Belirlenmesi İçin F İstatistiği

F istatistiğinin kritik sınır değerleri						
	Yüzde 10		Yüzde 5		Yüzde 1	
k	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$
5	2.782	3.827	3.189	4.329	4.011	5.331
Hesaplanan F İstatistiği						
F_R	5.755					

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

Bu sonuçlar, Pesaran and Pesaran (1997:478) Tablo F Case III deki sınır değerleriyle karşılaştırılmıştır. Sabit terimli ve trendli modelde, yüzde 1 anlam düzeyinde $k = 5$ için kritik sınır değerleri; (4.011; 5.331) dir. Elde edilen F istatistiği (5.755), bu kritik sınır değerinin üstündedir. Bu nedenle serilerin $I(0)$, $I(1)$ veya karşılıklı olarak eşbütünleşik olmalarına bakmaksızın uzun dönemli bir düzey ilişkisinin bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilmektedir. Bu sonuç, reel efektif döviz kuru (R_t) ile onun belirleyicileri olan faktörlerin (NFA_t , Y_t , $M2_t$, TB_t , TT_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 sonuçların, değişkenler arasında geçerli bir uzun dönemli düzey ilişkisinin varlığı için yeterli bulguları ortaya koyduğunu varsayarak uzun dönemli düzey ilişkilerini ve kısa dönem dinamik etkilerini; Pesaran ve Shin (1999:1-33) 'in ARDL yaklaşımını kullanarak tahmin etmek mümkündür. Çünkü bu yaklaşım daha önceki kısımda kullanılandan daha öz (parsimony) bir model sağlamaktadır.

Bunun için aşağıdaki ARDL eşitliği ile başlayalım:

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

Yukarıdaki denklemde; $i = 1, 2, \dots, k$ ve $z_{it} = (NFA_t, Y_t, M2_t, TT_t, TB_t)'$ dir.

Burada, R_t bağımlı değişken; μ sabit terim, L , gecikme işlemcisidir. w_t ; sabit gecikmeli eksojen değişkenler, zaman trendi veya gölge değişkeni gibi deterministik değişkenlerin $s \times 1$ vektörüdür.

Gecikme işlemcileri şöyledir;

$$\begin{aligned} \phi(L, p) &= 1 - \phi_1 \delta_1 L^1 - \phi_2 \delta_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p \\ \beta_i(L, q_i) &= \beta_{i0} + \beta_{i1} L + \beta_{i2} L^2 + \dots + \beta_{iq_i} L^{q_i} \\ i &= 1, 2, \dots, k, \end{aligned}$$

(5) numaralı denklemdeki z_{it} , i nci bağımsız değişkenler vektörüdür. ($i = 1, 2, \dots, k$). Uzun dönemde, $R_t = R_{t-1} = \dots = R_{t-p}$; $z_{it} = z_{i, t-1} = \dots = z_{i, t-q}$ dur ve $z_{i, t-q}$; i inci değişkenin q uncu gecikmesini göstermektedir. z_{it} deki bir birimlik değişmeye karşılık, R_t nin tepkisinin uzun dönem katsayısı;

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

$i = 1, 2, \dots, k$ için, \hat{p} ve \hat{q}_i ; $i = 1, 2, \dots, k$ nın 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.³ 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 bu kriterlerden ikisine göre seçilen modelleri göstermektedir.

Tablo 3. Seçilen ARDL Modelleri

Değişkenler	AIC ye göre (1,2,2,2,2,2)		SBC ye göre (1,1,2,1,1,2)	
	Katsayılar	t değeri	Katsayılar	t değeri
$\ln R_{t-1}$.594*	3.773	.692*	5.463
$\ln NFA$.044*	3.174	.043*	3.596
$\ln NFA_{t-1}$.022**	1.968	.028*	2.774

lnNFA _{t-1}	.012	1.152		
lnY	-1.690	-1.768	-1.999*	-2.852
lnY _{t-1}	-1.823**	-2.509	-1.960*	-2.833
lnY _{t-2}	-1.875**	-2.488	-1.635*	-2.981
lnM2	.043	.300	-.055	-.456
lnM2 _{t-1}	.301*	1.997	.459*	4.914
lnM2 _{t-2}	.113	.848		
lnTB	.152**	1.854	.115	1.614
lnTB _{t-1}	-.279*	-3.037	-.289*	-3.333
lnTB _{t-2}	-.233*	-3.237	-.216*	-3.570
lnTT	-.688*	-2.971	-.618*	-2.870
lnTT _{t-1}	-.278	-.879	-.546**	-2.378
lnTT _{t-2}	-.391	-1.385		
C	59.094*	4.196	59.341*	5.889
TR	.073*	3.380	.079*	4.861
D	-.172*	-3.092	-.167*	-3.172
Tanısal testler				
R ²	.98726		.98364	
LM (1)	1.776 (.183)		3.383 (.066)	
Fonksiyonel yapı (1)	.679 (.410)		1.103 (.293)	
Normallik (2)	.486 (.784)		2.270 (.321)	
Değişen varyanslılık (1)	3.402 (.065)		5.558 (.018)	

Not: *(**) %1(5) anlam düzeyini göstermektedir. Bağımlı değişken, ln R_t dir. dönem, 1977-2003 dür.

3.5. Hata Düzeltme Modelinin Gösterimi

Yukarıda, $\hat{d}(\hat{p}, \hat{q}_1, \hat{q}_2, \dots, \hat{q}_k)$ (5) numaralı denklemde 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 R_t, z_t ve w_t değişkenlerinin ilk farklarını yazarak elde edilebilir:

$$\Delta R_t = \Delta \mu - \sum_{j=1}^{\hat{p}-1} f_j^* \Delta R_{t-j} + \sum_{i=1}^k b_{i0} \Delta z_{it} - \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{\hat{q}_{i-1}} b_{ij}^* \Delta z_{i, t-j} + \delta' \Delta w_t - \phi(1, \hat{p}) HD_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

(6) numaralı denklemdeki hata düzeltme terimi (HD_t) ;

$$HD_t = R_t - \hat{m} - \sum_{i=1}^k \hat{b}_i z_{it} - \delta' w_t \quad \text{şeklinde elde edilebilir.}$$

(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 reel kur, eğer onun uzun dönem denge düzeyinin altında olması durumunda, (6) numaralı denklemdeki hata düzeltme teriminin işareti negatif olmalıdır. Negatif işaret taşıyan bir hata düzeltme katsayısı; uzun dönemli reel kur düzeyinin, daha sonraki dönemde uzun dönemli denge düzeyine doğru yükselmesine neden olarak, reel kurun beklenen uzun dönemli reel kur değerinin ilk farkının pozitif olmasını garanti edecektir.

Tablo 4. Hata Düzeltme Modelinin Tahmin Sonuçları

Değişkenler	AIC'ye göre seçilen model		SBC'ye göre seçilen model	
	Katsayılar	t istatistiği	Katsayılar	t istatistiği
ΔNFA_t	.044*	3.174	.043*	3.596
$\Delta \ln NFA_{t-1}$	-.012	-1.152		
$\Delta \ln Y_t$	-1.690***	-1.768	-1.999*	-2.852
$\Delta \ln Y_{t-1}$	1.875**	2.488	1.635*	2.981
$\Delta \ln M2_t$.043	.300	-.055	-.456
$\Delta \ln M2_{t-1}$	-.113	-.848		
$\Delta \ln TB_t$.152***	1.852	.115	1.604
$\Delta \ln TB_{t-1}$.233*	3.237	.216*	3.570
ΔTT_t	-.688*	-2.971	-.618*	-2.870
$\Delta \ln TT_{t-1}$.391	1.385		
ΔC	59.094*	4.196	59.341*	5.889
ΔTr	.073*	3.380	.079*	4.861
ΔD_t	-1.172*	-3.092	-.167*	-3.172
ΔHD_t	-.405**	-2.570	-.307**	-2.427

Not: * %1, **%5 anlam düzeyinde önemlidir. Bağımlı değişken; $D \ln R_t$ dir. Gözlem sayısı, 27; dönem, 1977-2003 dir.

Reel döviz kuru eşitliğinin kısa dönem dinamiklerini elde etmek için (4) numaralı eşitliğin tahmin edilen sonuçları Tablo 4 de verilmektedir. Tablo 4 kullanılan reel kur eşitliğinin, SBC kriterine göre seçilen nihai hata düzeltme modelini göstermektedir. Tahmin edilen hata düzeltme modelinin katsayıları çoğunlukla istatistiksel olarak anlamlıdır ve eşbütünlüşmedeki mevcut uzun dönem ilişkisi ile uyumlu doğru işaretler taşıdığı görülmektedir.

Seçilen ARDL modelleri; Seri Korelasyon, Fonksiyonel Yapı, Normallik ve Değişen Varyanslılık gibi bütün standard tanısal testlerden geçmiştir. Hata düzeltme modelindeki hata terimi (HD_{t-1}), istatistiksel olarak anlamlı ve negatif işaret taşımaktadır. Hata düzeltme teriminin katsayısı, -.30 dur. Bu, bir şokun ilk yılda yüzde 30 gibi bir hızla dengeye yaklaştığı anlamına gelmektedir.

3.6. Logaritmik Reel Döviz Kuru Eşitliğindeki Koşullu Uzun Dönem Düzey İlişkisi

(6) numaralı denklemdeki hata terimi uzun dönemli ilişkiyi tanımlamaktadır. $\Delta \ln R_t = \Delta \ln NFA_t = \Delta \ln Y_t = \Delta \ln TT = \Delta \ln TB_t = 0$ için (4) numaralı denklemin indirgenmiş biçiminden;

$\ln R_t = \theta_1 + \theta_2 t_r + \theta_3 \ln NFA_t + \theta_4 \ln Y_t + \theta_5 \ln TT_t + \theta_6 TB_t + \varepsilon_t$ (7) elde edilir. Bu denklemde;

$\theta_1 = -\frac{a_0}{I_1}$; $\theta_2 = -\frac{h}{I_1}$; $\theta_3 = -\frac{I_2}{I_1}$; $\theta_4 = -\frac{I_3}{I_1}$; $\theta_5 = -\frac{I_4}{I_1}$; $\theta_6 = -\frac{I_5}{I_1}$ dir ve ε_t , (0, σ^2) 0 ortalama, σ^2 varyansı ile aynı ve bağımsız dağılımlı (iid) hata sürecini göstermektedir.

θ ile simgelenen uzun dönem katsayıları, Pesaran ve Shin (1999:1-33) in eşbütünleşme analizine ARDL yaklaşımı ile tahmin edilebilir. Bu yaklaşımla elde edilen sonuçlar Tablo 5’de verilmektedir.

Tablo 5. ARDL Modellerinin Uzun Dönemli Katsayılarının Tahmin Edilen Sonuçları

Değişkenler	AIC’ye göre seçilen model		SBC’ye göre seçilen model	
	Katsayılar	t istatistiği	Katsayılar	t istatistiği
$\ln NFA_t$.196**	2.160	.234***	1.908
$\ln Y_t$	-13.280**	-2.516	-18.186**	-2.376
$\ln M2_t$	1.130**	2.389	1.313**	2.041
TB_t	-.888	-1.347	-1.269	-1.475
TT_t	-3.347**	-2.851	-3.786**	-2.454
C	145.632**	2.811	192.906**	2.553
Tr	.182**	2.439	.259**	2.427
D	-.425***	-1.843	-.546***	-1.808

Not: * %1, **%5, ***%10 anlam düzeyidir. Bağımlı değişken; $\ln R_t$ dir. Gözlem sayısı; 27, dönem; 1977-2003 dir.

Sınır Testi Yaklaşımı; (7) numaralı denklemde ifade edildiği gibi, uzun dönemli bir düzey ilişkisi ile desteklenmesine rağmen, (4) numaralı denklemin EKK ile tahmini; modelde durağan olmayan değişkenlerin bulunması nedeniyle normal dağılımlı standard hatalar vermeyeceği için, t istatistiklerine dayalı yorumlar da geçersiz olacaktır.

Halbuki eşbütünleşme analizine ARDL yaklaşımında; uzun dönem katsayıları ve onların asimptotik standard hataları, 'delta' (Δ) yöntemi kullanılarak hesaplanmakta ve böylece yukarıda belirtilen sorun ortadan kaldırılmaktadır.⁴ 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)

Reel döviz kuru ile onun determinantları arasındaki ilişkinin doğası hakkında karar vermek için uzun dönemli düzey ilişkisinden geçerli yorumlar çıkarılması önem kazanmaktadır. (7) numaralı denklemde gösterilen ve tahmin edilen uzun dönem katsayılarının, ele alınan dönemdeki değişmelere duyarlılığı Tablo 5 de kısaca özetleniyor. Sonuçlar, seçilen HDM nin tahmininden elde edilen uzun dönem katsayılarının, ele alınan dönemdeki değişmelere karşı istatistiksel olarak dış ticaret dengesi dışında anlamlı olduğunu göstermektedir.

Elde edilen sonuçlar birlikte değerlendirildiğinde, uzun dönemde net yabancı sermaye girişi ve M2 para arzının reel döviz kuru üzerindeki etkisi pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Türkiye'nin önemli dış ticaret ortakları ile Türkiye'nin kişi başına GSYİH larının farkının reel döviz kuru üzerindeki etkisi ise negatif ve anlamlıdır. Yine reel döviz kurunun, dış ticaret haddindeki hareketlenmelere (değişmelere) bağlı olduğuna ilişkin de anlamlı bir bulgu elde edilmiştir. Bu etki negatiftir. Dış ticaret haddindeki bir yükselme, reel döviz kurunun değer kaybı ile paralellik taşımaktadır. Dış ticaret dengesinin reel döviz kuru üzerindeki etkisi anlamsız çıkmıştır.

4. Sonuç

Bu çalışmada reel döviz kuru; net sermaye girişi, Türkiye'nin önemli dış ticaret ortakları ile Türkiye'nin PPP cinsinden kişi başına GSYİH larının farkı, M2 para arzı, dış ticaret dengesi ve dış ticaret haddinden oluşan değişkenlerle modellendirilmektedir. Yapılan analizler sonucunda Türkiye'de reel döviz kuru ile onun uzun dönemli belirleyicileri olarak bu değişkenlerin eşbütünleşik oldukları görülmüştür. Yapılan birim kök testleri sonucunda bu değişkenlerin bazılarının $I(0)$ ve bazılarının da $I(1)$ olduğu görülmüştür. Bu nedenle ekonometrik analizde kullanılan ve yeni geliştirilen Pesaran, Shin and Smith (2001:1-22) ın ARDL sınır testi tekniği bu değişkenler arasındaki ilişkinin analizi için uygun bir tekniktir.

Ekonometrik analizde; enflasyon, dış borç stoku, toplam yatırımlar, kamu harcamaları değişkenleri de denenmiş ancak bu değişkenler anlamsız oldukları veya seri korelasyon sorunu nedeniyle modele katılmamışlardır.

Hata düzeltme modeli; M2 para arzı dışında modelde yer alan bütün değişkenlerin Türkiye'de reel efektif döviz kuru üzerindeki kısa dönem etkilerinin çoğunlukla anlamlı olduğunu göstermektedir.

Yapılan analizler sonucunda uzun dönemde ise dış ticaret dengesi dışında diğer bütün değişkenlerin reel döviz kuru üzerindeki etkisinin anlamlı olduğu görülmüştür.

KAYNAKÇA

Kitaplar

- Edwards, Sebastian (1989). *Real Exchange Rates, Devaluations and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*. MIT Pres, Cambridge, Massachusetts.
- Harris, Richard (1995). *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, Prentice Hall, London, New York.
- Hinkle, Laurence E. and Montiel, Peter J. (1999). *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*, Oxford University Press.
- Kibritçioğlu, A. ve Kibritçioğlu, B. (2004). *Türkiye’de Uzun-Dönem Reel Döviz Kuru Dengesizliği (1987-2003)*, T.C. Başbakanlık Hazine Müsteşarlığı, Ekonomik Araştırmalar Genel Müdürlüğü.
- Pesaran, M.Hashem and Pesaran, Bahram (1997). *Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis*, Oxford: Oxford University Press.

Makaleler

- Alper, C. Emre and Saglam, Ismail. (2000). “The Equilibrium Real Exchange Rate: Evidence from Turkey”, *Topics in Middle Eastern and North African Economies, Vol.2*.
(<http://www.gsb.luc.edu/depts/economics/meea/volume2/alper.html>)
- Aron, Janine, Elbadawi, Ibrahim and Khan, Brian (1997). “Determinants of the Real Exchange Rate in South Africa”, *Centre for the Study of African Economics, WPS/97-16*, CSAE Publishing, Oxford.
(<http://www.csae.ox.ac.uk/resprogs/smmsae/pdfs/smmsae-2002-13.pdf>)
- Baffes, John, Elbadawi, Ibrahim A. and O’Connell, Stephen A. (1999). “Single-Equation Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate”, in Hinkle, Laurence E. and Montiel, Peter J. (ed.) *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*, Oxford University Press.

- Bergstrand, Jeffrey H. (1991). "Structural Determinants of Real Exchange Rates and National Price Levels: Some Empirical Evidence", *American Economic Review*, Vol.81, 325-34.
- Bewley, R. A. (1979). "The Direct Estimation of the Equilibrium Response in a Linear Dynamic Model", *Economics Letters*, Vol.3, 357-61.
- Bjornland, Hilde C. and Hungnes, Havard (2002). "Fundamental Determinants of the Long Run Real Exchange Rate: The Case of Norway",
(<http://www.oekonomi.uio.no/memo/memopdf/memo2302.pdf>)
- Booth, G. Geoffrey and Mustafa, Chowdhury (1991). "Long-Run Dynamics of Black and Official Exchange Rates", *Journal of International Money and Finance*, Vol.10, 392-405.
- Canzoneri, Matthew, Cumby, Robert E. and Diba, Behzad (1999), "Relative Labor Productivity and the Real Exchange Rate in the Long Run: Evidence for a Panel of OECD Countries", *Journal of International Economics*, Vol.47, 245-66.
- Civcir, Irfan (2003). "The Monetary Model of the Exchange Rate Under High Inflation: The Case of the Turkish Lira/US Dollar",

(http://www.ecomod.net/conferences/ecomod2003/ecomod2003_papers/Civcir.pdf)
- Clostermann, Jörg and Schnatz, Bernd (2000). "The Determinants of the Euro – Dolar Exchange Rate",

(<http://www.bundesbank.de/download/volkswirtschaft/dkp/2000/200002dkp.pdf>)
- Cottani, Joaquin A., Cavallo, F.Domingo and Khan, M.Shahbaz (1990). "Real Exchange Rate Behaviour and Economic Performance in LDCs", *Economic Development and Cultural Change*, Vol..39, 61-76.
- Çavuşoğlu, A. Tarkan (1997). "Sticky-Price Monetary Model of Exchange Rate: A Cointegrated Analysis".
(<http://yunus.hacettepe.edu.tr/~tcavus/Reserach/ODTUSEM.pdf>)
- Devlet İstatistik Enstitüsü (2003). *İstatistik Göstergeler, 1923-2002*.
- Devlet Planlama Teşkilatı (2004). *Ekonomik ve Sosyal Göstergeler, (1950-2003)*.
- Drine, Imed and Rault, Christophe (2003). "On the Long Run Determinants of Real Exchange Rates for Developing Countries:: Evidence From Africa, Latin America and Asia".
(http://www.univ-orleans.fr/DEG/LEO/activitescientifique/rault_drine.pdf)

- Edwards, Sebastian (1988). "Exchange Rate Misalignment in Developing Countries", *World Bank Occasional Papers*, new series, no.2.
- Ibrahim A. and Soto, Raimundo (1995). "Real Exchange Rates and Macroeconomic Adjustment in Sub-Saharan Africa and Other Developing Countries", *Journal of African Economics*, Vol.6(3), 74-120.
- Engle, Robert F. and Granger, C.V.J. (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, Vol.55, pp.251-276.
- Faruqee, Hamid (1995). "Long Run Determinants of Real Exchange Rates: A Stock-Flow Perspective", *IMF Staff Papers*, 42(1), 80-107.
- Feyzioğlu, Tarhan (1997). "Estimating the Equilibrium Real Exchange Rate: An Application to Finland", *IMF Working Paper*, WP/97/109.
- Fiorencio, Antonio and Moreira, Ajax R. B. (1997). "Long-Run Determinants of The Real Exchange Rate: Brazil – 1947/95".
(<http://www.ipea.gov.br/pub/td/td0537.pdf>)
- Gelbard, Enrique and Nagayasu, Jun (1999). "Determinants of Angola's Paralel Market Real Exchange Rate", *IMF Working Paper*, WP/99/90.
- Ghura, Dhaneshwar and Grennes, Thomas J. (1993). "The Real Exchange Rate and Macroeconomic Performance in Sub-Saharan Africa", *Journal of Development Economics*, Vol.42, 155-174.
- International Monetary Fund. (2002). *International Financial Statistical Yearbook*.
- Johansen, Soren (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12(1), 231-254.
- 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, 169-210.
- Johansen, Soren (1991). " Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, Vol.59(6), 1551-1580.
- Kravis, Irving B. and Lipsey, Robert E. (1984) "Toward an Explanation of National Price Levels", *NBER Working Paper*, No. 1034.
(<http://dsl.nber.org/papers/w1034.pdf>)
- 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.
- Lane, Philip R. and Milesi-Ferretti, Gian Maria (2002), “Long Run Determinants of the Irish Real Exchange Rate”, *Applied Economics*, Vol.34, 549-53.
- MacDonald, R. (1997). “What Determines Real Exchange Rates? The Long and Short of it”, *IMF Staff Papers*, WP/97/21.
- Mkenda, Kalinda Beatrice (2001). “Long Run and Short Run Determinants of the Real Exchange Rate in Zambia”,
(<http://handels.gu.se/epc/archive/00001717/01/gunwpe0040.pdf>)
- 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, A. and Mosconi, R (1999). “Cointegration Rank Inference with Stationary Regressors in VAR Models”, *Econometrics Journal*, Vol.2, 76-91.
- Turker, Defne and Keyder, Nur. (1997). “Long-Run Variability of the Real Exchange Rate in Turkey”,
(<http://www.netec.mcc.ac.uk/BibEc/data/Papers/fthmiderc97-18.html>)
- World Bank. Databank.

¹ Bu konudaki yeni açıklamalar için bkz. Canzoneri *et al.* (1999:245-66).

² Bu çalışmada Türkiye'nin ticaret ortakları olarak son yıllarda Türkiye'nin ihracatının yaklaşık yüzde 55 ini kapsayan; Almaya, ABD, İngiltere, İtalya, Fransa, İspanya, Hollanda, Suudi Arabistan, İsviçre ve Yunanistan'nın verileri kullanılmıştır.

³ 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 $k = 5$ için toplam ARDL modeli sayısı $(1+1)^{5+1} = 2^6 = 64$ olacaktır.

⁴ 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.

