



REEL DÖVİZ KURU VE DIŞ TİCARET DENGESİ İLİŞKİSİ:

Prof.Dr. Rahmi YAMAK; Abdurrahman KORKMAZ *

Bu makale 27.05.2005 tarihinde alınmış hakem kontrolü yayını uygun bulunmuştur.

Abstract

In this paper, we attempt to determine the effect of real exchange rate on the trade balance for the Turkish economy by regarding to different commodity groups. By using monthly data for the period of 1995:1-2004:4 and advanced time series techniques, the following results were achieved: 1) There is no long-run relationship between reel exchange rate and trade balance. 2) As for short run, relationship between real exchange rate and trade balance is driven by capital commodities basically.

Keywords:: marshall-lerner condition, real exchange rate, trade balance, unit root, structural break, causality, impulse-response, perron unit root test

Özet

Bu çalışmada, reel döviz kuru değişimlerinin Türk dış ticaret dengesi üzerindeki etkileri, farklı mal grupları dikkate alınarak belirlenmeye çalışılmıştır. 1995:1-2004:4 dönemini kapsayan bir veri seti ile modern zaman serisi teknikleri kullanılarak, şu sonuçlara ulaşılmıştır; 1) Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki yoktur. 2) Kısa döneme gelince; reel döviz kuru ve ticari denge arasındaki ilişki, temel olarak sermaye malları ticareti tarafından belirlenmektedir.

Anahtar Kelimeler: marshall-lerner şartı, reel döviz kuru, ticari denge, birim kök, yapısal kırılma, nedensellik, etki-tepki, perron birim kök testi

* **Adres:** Karadeniz Teknik Üniversitesi İ.İ.B.F, Ekonometri Bölümü, TRABZON
E-Mail: yamak@ktu.edu.tr



1. Giriş

Ulusal para biriminin yabancı paralar cinsinden değerinde meydana gelen değişimlerin, dış ticaret dengesini hangi aktarma mekanizmaları yardımıyla, ne yönde ve ne miktarda etkileyeceği gibi sorular, akademisyenler arasında uzun yıllardan bu yana tartışılan bir konudur. Bu konu ile ilgili olarak öne sürülen ilk teorik yaklaşım kritik elastikiyetler şartıdır. Dış ticarete konu olan malların arz esnekliklerinin sonsuz olması varsayımı altında, herhangi bir ülkenin ticari partnerlerine olan ithalat talebi ile ticari partnerlerinin söz konusu ülkeye olan ithalat taleplerinin reel döviz kuru esnekliklerinin toplamı birden büyükse, ulusal paranın reel değer kaybı (kazanımı) dış ticaret dengesini pozitif (negatif) yönde, küçükse negatif (pozitif) yönde etkileyecek, bire eşitse etkilemeyecektir. Bu yaklaşım ilgili literatürde, kritik elastikiyetler şartı olarak bilinmektedir. Bu yaklaşımın tam olarak hangi yazarlar tarafından ortaya atıldığı ise bir başka tartışma konusudur. Bu konuya ilk değinen yazar, Marshall (1897)'dir. Ancak, Marshall (1897) başlangıçta kritik elastikiyetlerin bire eşit olduğu noktada döviz kuru piyasasının istikrar içerisinde olacağını savunmasına rağmen, 1923 yılında yaptığı çalışmada istikrar için kritik elastikiyetlerin birden büyük olması gerektiği sonucuna ulaşmıştır. Lerner (1944), kritik elastikiyetleri tam olarak açıklamasına rağmen, daha önce Bickerdicke (1920) ve Robinson'un (1937) bu konuya açıklık getirdikleri Gandolfo (2002) tarafından belirtilmektedir. (Kronolojik geçmiş için Laursen-Metzler (1950) ve Gandolfo (2002)'ya başvurulabilir). Çalışmanın bundan sonraki kısmında, söz konusu karmaşadan sakınmak amacıyla kritik elastikiyetler kavramı kullanılacaktır. Çalışmanın geri kalan kısmı, şu şekilde organize edilmiştir; 2. Bölümde konu ile ilgili olarak yapılan teorik açıklamalar sağlandıktan sonra, ülke örneklerine yer verilmiştir. 3. Bölümde çalışmada kullanılan veri seti ile ekonometrik yöntemler tanımlanmış, 4. Bölümde ise kullanılan yöntemler sonucunda ulaşılan ampirik bulgulara yer verilmiştir. 5. Bölümde ise ulaşılan ampirik bulgular ekseninde politika önerilerinde bulunulmaya çalışılmıştır.

2. Literatür

Kritik elastikiyetler şartına yapılan ilk ciddi eleştiri, Harberger (1950) ile Laursen-Metzler (1950)'den gelmiştir. Bu yazarların çıkış noktası, dış ticarete konu olan malların nispi fiyatlarında meydana gelen değişimlerin doğuracağı gelir hareketlerinin, ihmal edilmiş olmasıdır. Yazarlara göre; gelir hareketleri ile dış ticaret dengesi arasındaki ilişki fiyat hareketlerinin aksine pozitif yönlüdür (Harberger-Laursen-Metzler "HLM" Etkisi). Dolayısıyla, kritik elastikiyetlerin gelir hareketlerini bastırarak ölçüde birden büyük olması gerekmektedir.

Alexander (1959), Harberger (1950) ve Laursen-Metzler (1950) tarafından yapılan eleştirileri değerlendirerek emme kapasitesi yaklaşımını (Absorption Approaches) ortaya atmıştır. Yazar, esneklik kavramının yalnız fiyat-miktar ilişkisi esasına dayalı kısmi elastikiyetten ibaret olamayacağını öne sürerek, gelir seviyesindeki değişimlerin mevcut dış ticaret yapısında meydana getireceği etkilerinde hesaba katılması gerektiğini vurgulamıştır.

Ulusal para biriminin değerinde meydana gelen değişimler ile dış ticaret dengesi arasındaki ilişkinin dinamik bir biçimde yorumlanması ise J Eğrisi Hipotezini doğurmuştur. Bu yaklaşıma göre; ulusal para biriminde meydana gelen reel değişimler ile dış ticaret dengesi kısa dönemde pozitif ilişkili, uzun dönemde ise negatif ilişkilidir. J Eğrisi Hipotezi, kısa



dönemde gelir etkisinin, uzun dönemde ise fiyat etkisinin baskın olacağı öngörüsü olarak da değerlendirilebilir.

Nihayet, Backus ve diğerleri (1994) dış ticaret dengesinin dış ticaret haddindeki cari ve gelecek (future) hareketlerle negatif, geçmiş (past) hareketlerle ise pozitif korelasyonlu olma eğiliminde olduğunu göstermişlerdir. Bu görüş sonraki dönemlerde Asimetrik S Eğrisi Hipotezi olarak adlandırılmıştır¹.

Kritik elastikiyetler şartını test etmeyi amaçlayan çalışmaların büyük çoğunluğunda, standart bir yöntem kullanılmaktadır. Bu yöntem, ilk kez Bahmani_Oskoe-Niroomand (1998) tarafından kullanılmıştır. Veri ülkenin ihracat ve ithalat fonksiyonlarının tahmin edilmesine dayanan yöntemin özü, uzun dönem denklemi yardımı ile kritik elastikiyetlerin hesaplanmasına dayanır. Genel olarak kullanılan fonksiyonlar, şu şekilde gösterilebilir.

$$\text{Log}M_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Log}\left(\frac{PM}{PD}\right)_t + \alpha_2 \text{Log}Y_t + \varepsilon_t \quad (\text{İthalat Talep Fonksiyonu})$$

Burada, M ithalat miktarını, PM ithalat fiyatlarını, PD yurtiçi fiyat seviyesini Y yurtiçi geliri ε ise hata terimini temsil etmektedir. Burada ithalatın yurtiçi fiyat seviyesine göre nispi fiyatındaki bir yükselişin negatif ithalat fiyat esnekliği nedeniyle ithalat miktarını azaltması beklenmektedir. Keynesyen çizgiyi takip ederek de, yurtiçi gelirdeki bir artışın pozitif gelir esnekliği nedeniyle ithalat miktarını arttırması beklenmektedir. Bununla birlikte, literatürde yurtiçi gelir artışı ithal ikamesi üretiminde bir yükseliş nedeniyle artmışsa, negatif gelir esnekliği nedeniyle ithalat miktarının azalabileceği yönünde göstergeler bulunmaktadır. (Bahmani_Oskoe-Niroomand,1998, s.102). İhracat talep fonksiyonu ise şu şekilde gösterilebilir.

$$\text{Log}X_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Log}\left(\frac{PX}{PXW}\right)_t + \beta_2 \text{Log}YW_t + \varepsilon'_t \quad (\text{İhracat Talep Fonksiyonu})$$

Burada, X ihracat miktarını, PX ihracat fiyatlarını, PXW dünya ihracat fiyat seviyesini YW dünya gelirini ε' ise hata terimini temsil etmektedir. İhracatın dünyanın geri kalanına göre nispi fiyatında bir artışın ülke ihracatını azaltması beklenir. Dünya gelirindeki bir yükseliş ise söz konusu ülkenin ihracatını arttırmalıdır (Bahmani_Oskoe-Niroomand,1998, s.102). Yukarıda görülen iki fonksiyon, ko-entegrasyon formunda tahmin edilir. Daha sonra ithalat talep fonksiyonunun negatif olması beklenen α_1 parametresi ile ihracat talep fonksiyonunun yine negatif olması beklenen β_1 parametresinin mutlak değerleri toplamına bakılarak kritik elastikiyetlerin sağlanıp sağlanmadığı tespit edilir. İki parametrenin mutlak değerleri toplamı birden büyükse kritik elastikiyetler şartının sağlandığı, birden küçükse

¹ Dış ticaret haddi ihracatın ithalata göre nispi fiyatıdır. Şüphesiz, reel döviz kuru değişimleri ile dış ticaret haddi değişimlerinin aynı anlamda kullanılabilmesi, en azından iki seri arasında uzun dönemli pozitif bir ilişki (ko-entegrasyon) gerektirmektedir. Ancak, Laursen-Metzler (1950) ticaret haddini kullanmalarına rağmen doğrudan bir şekilde kritik elastikiyetleri hedef almışlardır. Obstfeld (1982) ve Svensson-Razin (1983) gibi HLM Etkisi'ni test etmeyi amaçlayan deterministik modellerde, ancak anlık bir ticaret haddi değişimi durumunda HLM Etkisi'nin ortaya çıkabileceği sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuç, J Eğrisi Hipotezi ile de tutarlıdır. Sen-Turnovsky (1989) tarafından yapılan çalışmada ise gelir etkisi ikame etkisine baskın HLM Etkisi'nin ortaya çıkabileceği sonucuna ulaşılmıştır. Yine, Backus ve diğerleri (1994) tarafından yapılan çalışmada da ticaret haddi kullanılmış, ulaşılan sonuçlar çoğu yazar tarafından reel döviz kuru değişimleri için de geçerli sayılmıştır. Bu yazarlara örnek olarak, Akbostancı (2002) ve Onafowora (2003) gösterilebilir.



sağlanmadığı sonucuna ulaşılır. Yukarıda değinildiği gibi, kritik elastikyetler sağlanıyorsa ulusal paranın değer kaybı dış ticaret dengesi üzerinde olumlu etkilere yol açacak, sağlanmıyorsa olumsuz etkilere yol açacaktır. Toplamın bire eşit olması durumunda ise, reel döviz kuru değişimleri ile dış ticaret dengesi arasında herhangi bir etkileşimin olmadığı sonucuna ulaşılacaktır.

Yoğun bir şekilde kullanılan yukarıdaki yöntemin, önemli bir eksikliği göze çarpmaktadır. Bu eksiklik, Harberger (1950) ve Laursen-Metzler (1950) tarafından vurgulanan gelir etkisinin hesaba katılmamasıdır. Örneğin, dünya gelirindeki bir artış, veri ülkenin ihracatını arttıracak, ihracattaki bu artış ise keynesyen çarpan mekanizması yardımı ile milli geliri arttıracaktır. Milli gelir artışı, marjinal ithalat eğiliminin büyüklüğüne bağlı olarak ithalatı da yükseltecektir. Nitekim, Sen ve Turnovsky (1989) deterministik bir model içerisinde optimizasyon davranışlarını varsayarak, ihracatın nispi fiyatında (ticaret haddinde) meydana gelen değişimlerin dış ticaret dengesi üzerindeki etkisinin, gelir veya ikame etkilerinden hangisinin baskın olduğuna bağlı olacağını göstermişlerdir. Ticaret haddi-ticari denge ilişkisi, ikame etkisi gelir etkisine baskınsa ters yönlü, gelir etkisi ikame etkisine baskınsa doğru yönlü olacaktır. Bu bağlamda, Bahmani_Oskoe-Niroomand (1998) tarafından önerilen model yardımı ile kritik elastikyetler konusunda karar vermek için yalnız α_1 ve β_1 parametrelerinin değil α_2 ve β_2 parametrelerinin de değerlendirilmesi gerekmektedir. Kanımızca, α_1 'in α_2 'ye, β_1 'in de β_2 'ye karşı olan mutlak büyüklükleri toplamının birden büyük olması durumunda kritik elastikyetlerin sağlandığını söylemek daha doğru olacaktır.

Kritik elastikyetler şartının sağlanıp sağlanmadığını test etmeyi amaçlayan bazı ulusal ve uluslararası çalışmalar da şu şekilde özetlenebilir.

Arize (1994), Kore, Hindistan, Endonezya, Malezya, Pakistan, Filipinler, Singapur, Sri Lanka ve Tayland ekonomilerine ait 1971:1-1991:1 dönemini kapsayan bir veri seti kullanarak, reel döviz kuru ile dış ticaret dengesi arasındaki ilişkileri araştırmıştır. Elde edilen sonuçlar, Hindistan ve Sri Lanka dışındaki tüm ülkelerde devalüasyonun uzun dönemde dış ticaret dengesini olumlu yönde etkileyeceğini göstermektedir.

Bahmani_Oskoe-Niroomand (1998), Avustralya, Avusturya, Belçika, Kanada, Kolombiya, Kıbrıs Rum Kesimi, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, Yunanistan, İrlanda, İtalya, Japonya, Kore, Mauritius, Fas, Hollanda, Norveç, Yeni Zelanda, Filipinler, Güney Afrika, İspanya, İsveç, Suriye, Tunus, Amerika Birleşik Devletleri ve Venezüella ekonomilerine ait 1960-1992 dönemini kapsayan bir veri seti kullanarak, kritik elastikyetler şartının bu ülkelerde sağlanıp sağlanmadığını uzun dönem denklemi yardımı ile test ettiler. Yazarlar, kritik elastikyetler şartının neredeyse tüm ülkelerde sağlandığı sonucuna ulaştıklarını açıklamışlardır. Belirtilmesi gereken bir diğer husus da, yine çoğu ülkede gelir esnekliklerinin yüksek olarak hesaplanmış olmasıdır.

Sivri-Usta (2001), Granger nedensellik testi ve Vektör Otoregresyon (VAR) yöntemini kullanarak Türk ekonomisinin ihracat ve ithalat yapısını incelemeyi amaçladılar. Çalışmanın sonucunda, tartılı reel efektif döviz kurundan ithalat veya ihracata doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığı sonucuna ulaştıklarını açıklayarak, kur ayarlamalarının dış ticaret dengesini sağlamada etkin bir araç olarak kullanılamayacağını öne sürdüler.

Akbostancı (2002), 1987:1-2004:4 dönemine ait bir veri seti kullanarak, Türk dış ticaret yapısını incelemeyi amaçlamıştır. Uzun dönem denklemi ve hata düzeltme modelinden elde



edilen bulgulara göre; reel döviz kuru dış ticaret dengesini hem kısa hem de uzun dönemde etkileyen tek değişkendir. Uzun dönem denklemi ve hata düzeltme modeli sonuçlarına göre; TL'nin değer kaybı dış ticaret dengesini olumlu yönde etkilemektedir. Bu ilişki aynı zamanda bir geri beslemeye de sahiptir. Kısa dönemde ticari dengede meydana gelen bir iyileşme, TL'nin reel değerlenmesine yol açmaktadır. J eğrisinin mevcut olup olmadığını belirlemek için ise genelleştirilmiş etki-tepki fonksiyonlarının tahmini yoluna gidilmiştir. Elde edilen sonuçlar, reel döviz kurunda meydana gelen pozitif bir şokun başlangıçta ticari dengeyi iyileştirdiğini, daha sonra kötüleştirdiğini son olarak tekrar iyileştirdiğini göstermektedir. Akbostancı (2002), genelleştirilmiş etki-tepki fonksiyonunun tahmini ile ulaşılan bu sonucun J eğrisinden ziyade, Backus ve diğerleri (1994) tarafından ilk kez ortaya atılan S eğrisi davranışı ile uyumlu olduğunu açıklamıştır.

Onafowora (2003), ulusal paraları 1990'ların ortalarından bu yana değer kaybeden üç doğu Asya ülkesi olan; Endonezya, Malezya ve Tayland ekonomilerine ait 1980:1-2001:4 dönemini kapsayan bir veri seti kullanarak, bu ülkelerin Japonya ve A.B.D ile olan ticari ilişkilerinde kritik elastikiyetler şartının sağlanıp sağlanmadığını test etmeyi amaçlamıştır. 1997 Asya krizinin etkilerini hafifletmek amacıyla söz konusu denklemlere ilgili kukla değişkenler de dahil edilmiştir. Her üç ülkede de reel döviz kuru ile reel ticari denge arasında kritik elastikiyetler şartının sağlandığı yönünde bulgular elde edilmiştir. Elde edilen parametrelerin tutarlığı ise CUSUMQ testi yardımı ile test edilmiş ve tutarlı oldukları sonucuna ulaşılmıştır. Dinamik tepkiler için ise genelleştirilmiş etki-tepki fonksiyonlarının tahmini yoluna gidilmiştir. Elde edilen sonuçlar, reel döviz kuru-ticari denge ilişkisinin Endonezya-A.B.D, Endonezya-Japonya, Malezya-A.B.D, Malezya-Japonya, Tayland-A.B.D örnekleri için J eğrisi hipotezinin geçerli olduğunu göstermektedir. Tayland-Japonya ilişkilerinde ise reel döviz kurunda meydana gelen bir birimlik pozitif şoka cevaben ticari dengenin başlangıçta iyileşme, daha sonra kötüleşme ve son olarak tekrar iyileşme gösterdiği gözlenmektedir. Onafowara (2003), bu durumun J eğrisinden ziyade S eğrisi hipotezi ile açıklanabileceği sonucuna ulaşmıştır.

Şimşek-Kadılar (2004), Johansen-Juselius gibi standart olarak kullanılan yöntemlerin sınırlı bir döneme dayalı verilerle yapılan çalışmalar için güvenilir olmadığını vurgulamış, bu nedenle Türkiye'nin ithalat talebi fonksiyonunu kısıtsız hata düzeltme modeline dayanan sınır testi yaklaşımı ile test etmişlerdir. 1970-2002 dönemine ait yıllık verilerle tahmin edilen modelden elde edilen sonuçlara göre; ithalatın uzun dönem gelir esnekliği 0.37, nispi fiyat esnekliği ise 0.67'dir. İhracatın fiyat esnekliği ise -1.01'dir. Yazarlar, üretim artışının dengenin sağlanmasında daha etkin olacağını vurgulamışlar, devalüasyonun dış ticaret dengesizliğinin düzeltilmesinde yardımcı politika aracı olarak kullanılabileceğini ifade etmişlerdir. Ayrıca, gelir esnekliğini de göz önüne alarak, ekonomik büyümenin ticari denge üzerinde negatif etkilere yol açacağını belirtmişlerdir.

Doğanlar ve diğerleri (2004), 1981:1-1994:4 dönemine ait bir veri seti kullanarak, Türk ekonomisinin ihracat talep fonksiyonunu tahmin etmeyi amaçladılar. Yazarlar, fiyat esnekliğinin -1.07, gelir esnekliğinin ise 3.08 olduğunu tahmin ettikten sonra döviz arz eğrisinin pozitif eğime sahip olduğunu ve yüksek fiyat esnekliği nedeniyle kur ayarlamalarının ihracatı olumlu yönde etkileyebileceğini açıkladılar.

Aydın ve diğerleri (2004) tarafından yapılan çalışma, oldukça dikkate değerdir. 1987:1-2003:3 dönemine ait üçer aylık verilerin kullanıldığı çalışmada, Türk ekonomisine ait ihracat



arzı ve ithalat talebi fonksiyonları ko-entegrasyon formunda tahmin edilmiş, ayrıca VAR yöntemine de başvurulmuştur. Denklemlere, 2001 krizinin neden olduğu yapısal kırılmanın etkilerini azaltmak amacıyla Perron (1989) tarafından önerilen kukla değişkenler de dahil edilmiştir. Yazarlar, reel döviz kurunun ithalatın önemli bir belirleyicisi olduğunu ancak ihracatı etkileyemediğini açıklamış, VAR modelinin de reel döviz kurunun cari işlemler üzerindeki etkisinin ithalat vasıtasıyla olduğunu gösterdiğini vurgulamışlardır.

3. Veri Seti ve Ekonometrik Yöntem

Çalışmada kullanılan veri seti, temel olarak üç gruba ayrılabilir. Birincisi, genel dış ticaret dengesi, tüketim malları dış ticaret dengesi, ara malları dış ticaret dengesi ve sermaye malları dış ticaret dengesinden oluşan gruptur. Söz konusu dengeler elde edilirken izlenen süreç, şu şekilde açıklanabilir. İlk önce, dengeyi oluşturan ihracat ve ithalat serileri Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) web sitesinden elde edilmiştir. Daha sonra, yine aynı web sitesinden elde edilen uygun ihracat ve ithalat fiyat endeksleri (1994=100) kullanılarak reel hale getirilmişlerdir. Reel ihracat ve ithalat miktarlarının birbirlerinden çıkarılması suretiyle de denge grupları tespit edilmiştir. Logaritmik serilerle çalışılması amaçlandığı için genel, ara ve sermaye malları dış ticaret dengeleri açık cinsinden ifade edilmiştir. Analizde kullanılan değişkenlerin tamamı, eğer gerekliyse hareketli ortalamalar yöntemi ile mevsimsellikten arındırılmıştır. Mevsimsellikten arındırılmış seriler, kısaltmalarının sonunda yer alan sa (seasonal adjustment) takısı ile belirtilmiştir. Ayrıca kısaltmaların başındaki d harfi de ilgili serinin birinci devresel farkının kullanıldığını göstermektedir. Bu gruptaki verilerin tamamı, Dış Ticaret Geniş Ekonomik Kategorileri Sınıflamasına Göre (BEC) tutulan istatistiklerden oluşmaktadır. Birinci grupta yer alan seriler, çalışmada şu şekilde kısaltılarak kullanılmıştır. Logaritmik reel dış ticaret açığı (lrtdasa), logaritmik reel tüketim malları dengesi (lrumdsa), logaritmik reel ara malları ticareti açığı (lramta), logaritmik reel sermaye malları ticareti açığı (lrsmtasa).

İkinci gruptaki seriler ise mal dengeleri oluşturulurken kullanılan bireysel ihracat ve ithalat miktarlarından oluşmaktadır. Mevsimsellik ve logaritmik transformasyonlar, yukarıda açıklanan usullere göre yapılmıştır. İkinci grupta kullanılan seriler de, çalışmada şu şekilde kısaltılarak kullanılmıştır. Logaritmik reel toplam ihracat (lritih), logaritmik reel toplam ithalat (lritit), logaritmik reel tüketim malları ihracatı (lrumihsa), logaritmik reel tüketim malları ithalatı (lrumitsa), logaritmik reel ara malları ihracatı (lramih), logaritmik reel ara malları ithalatı (lramit), logaritmik reel sermaye malları ihracatı (lrsmihsa), logaritmik reel sermaye malları ithalatı (lrsmitsa).

Son grup ise T.L'deki reel değerlenmeyi gösteren tüketici fiyat endeksi bazlı reel efektif döviz kuru (lredk, 1995=100), ihracat fiyat endeksi kullanılarak reel hale getirilmiş logaritmik reel gayri safi yurtiçi hasıla (lrgsyihsa), endüstrileşmiş ülkelerdeki sanayi üretim endekslerine yakınlaştırılmış dış gelir (lwisa) serilerinden oluşmaktadır. Lwisa serisi Uluslararası Para Fonu (IMF) web sitesinden elde edilmiştir. İkinci gruptaki serilerin tamamı ile lrgsyihsa ve lwisa serileri 1995:1-2004:3 dönemini, birinci gruptaki seriler ile lredk ise 1995:1-2004:4 dönemini kapsamaktadır. Ayrıca, Perron (1989) tarafından önerilen dört adet kukla değişken de veri seti içerisinde yer almaktadır. Bu kukla değişkenler, şu şekilde tanımlanmıştır. Kukla1 2001:3 için bir diğer dönemler için sıfır, kukla2 2001:2 sonrası için bir diğer dönemler için



sıfır, kukla3 2001:2 sonrası lineer trend gibi diğer dönemler için sıfır, kukla4 2001:2 sonrası için gözlem sırası diğer dönemler için sıfır olarak tanımlanmıştır. Söz konusu kukla değişkenlerin, ne amaçla kullanıldığı Perron birim kök testi ekseninde açıklanacaktır.

Çalışmada izlenen ekonometrik süreç ise şu şekilde tanımlanabilir. Başlangıçta, analizdeki serilerin tamamının birim kök özellikleri belirlenmiştir. Bu bağlamda, Dickey-Fuller (1979) tarafından geliştirilen Genişletilmiş Dickey-Fuller birim kök testi (ADF), Phillips-Perron (1988) tarafından geliştirilen Phillips-Perron birim kök testi (PP) ve Perron (1989) tarafından geliştirilen Perron birim kök testlerinden yararlanılmıştır. ADF birim kök testi, şu spesifikasyon ile ifade edilebilir.

$$dlredk_t = \alpha_0 + \alpha_1 lredk_{t-1} + \alpha_2 trend + \sum_{k=1}^m dlredk_{t-k} + \varepsilon_t$$

Yukarıdaki eşitlikte, α_0 sabit terimi, ε_t ise beyaz gürültülü hata terimlerini temsil etmektedir. Söz konusu regresyondaki muhtemel ardışık bağımlılık probleminin üstesinden gelebilmek için bağımlı değişkenin Akaike bilgi kriteri (AIC) yardımı ile hesaplanan belirli bir miktardaki (m) gecikmesi de modele dahil edilmektedir. Yukarıdaki model, üç tip formda tahmin edilmektedir. Bunlar, sabitsiz-trendsiz, sabitli ve sabitli-trendli modellerdir. Uygun form belirlendikten sonra tahmin edilen modelden elde edilen ve negatif olması beklenen α_1 katsayısının t istatistiğinin mutlak değeri, Mackinnon (1991) tablo kritik değeri ile karşılaştırılarak ilgili serinin birim kök taşıyıp taşımadığı tespit edilir. Eğer seri birim kök taşıyorsa, durağanlık şartını sağlayana kadar devresel farkları alınarak yukarıdaki süreç tekrarlanır.

PP birim kök testi ise şu spesifikasyon ile ifade edilebilir.

$$dlredk_t = \alpha_0 + \alpha_1 lredk_{t-1} + \alpha_2 trend + \varepsilon_t$$

Phillips ve Perron (1988) hata terimlerine ilişkin daha esnek varsayımlara sahip bir Dickey-Fuller süreci oluşturdular. ADF sınaması, hata terimlerini bağımsız ve homojen varsayarken, Phillips-Perron sınaması hata terimlerinin zayıf bağımlı ve heterojen dağılımlı olmasına imkan tanımaktadır (Aydın, 2004, s.34). PP birim kök testinin ADF birim kök testinden farkı, alternatif formlardan hiçbirinde bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin yer almamasıdır. Bunun yerine, yukarıdaki regresyon en küçük kareler yöntemi ile tahmin edildikten sonra α_1 katsayısının t istatistiği Newey-West (1987) tahmincisi yardımı ile düzeltilmektedir.

Birim kök testlerine yapılan eleştirilerden biri, yapısal kırılmaya konu olan durağan bir serinin durağan değilmiş gibi görünebileceğidir. Bu durumda, yapısal kırılma birim kök sınamalarına dahil edilmezse boş hipotezin yanlış bir şekilde reddedilmesine neden olabilir (Patterson, 2000, s.277). Bu noktadan hareket eden Perron (1989), dışsal olduğu bilinen tek bir yapısal kırılma varsayımı altında uygulanabilecek bir birim kök testi geliştirmiştir. Perron birim kök testi, ADF süreci içerisine Perron (1989) tarafından önerilen kukla değişkenlerin ilave edilmesine dayanmaktadır. Perron (1989), birim kök test sürecinde kullanılacak dört adet kukla değişken önermektedir. Kukla1, kırılma hata terimlerinde bir şok meydana getirmişse kukla2 ve/veya kukla4 ile beraber kullanılır. Kukla2, kırılma regresyon sabitinde



değişime yol açıyorsa, kukla3 ise trendinde değişime yol açıyorsa kullanılır. Kukla4 ise kırılma regresyonun sabit ve trendinde eşanlı bir değişime yol açıyorsa kukla2 ile beraber kullanılmaktadır. Regresyon parametrelerinde yapısal kırılmaya cevaben gerçekleştirilen uyarlamalar anlıksa “additive outlier model”, kademeli ise “innovation outlier model” yardımı ile birim kök testi uygulanmalıdır. Bu modellerden birincisinde, seri gerekli olan kuklalardan arındırıldıktan sonra Dickey-Fuller sürecine uygun olarak birim kök testine tabi tutulurken, diğerinde belirlenen kukla değişkenler doğrudan bir şekilde ADF regreyonuna dahil edilir. Bu test için gerekli olan kritik değerler, Perron (1989)’da mevcuttur.

Perron (1989) tarafından önerilen kukla değişkenler, Phillips-Perron birim kök test sürecinde de kullanılarak test istatistikleri elde edilmiştir. Diğer deyişle, Perron birim kök testi sonucunda elde edilen test istatistikleri, Newey-West (1987) tahmincisi yardımı ile düzeltilmiştir.

Çalışmada, denge gruplarını oluşturan bireysel ihracat ve ithalat serileri, sırası ile reel döviz kuru-dünya gelir seviyesi, reel döviz kuru-reel gayri safi milli hasıla serileri üzerine koşularak, genel bir kaniya ulaşılması amaçlanmıştır. Otokorelasyon olan modellerde, Cochrane-Orcutt iterasyon yöntemi altında tahmin yoluna gidilmiştir. Cochrane-Orcutt iterasyon yöntemi, regresyondan elde edilebilecek otokorelasyon katsayısı ile serilerin düzeltilmesi esasına dayanır.

Reel döviz kuru ile dış ticaret dengesi arasındaki nedensellik ilişkilerinin yönünü belirlemek için kullanılan ilk yöntem, Granger (1969) tarafından ortaya atılan Granger nedensellik testidir. Granger nedenselliği, bağımlı değişkenin cari değerinin, kendisinin ve bağımsız değişkenin gecikmeli değerleri tarafından belirlendiği öngörüsüne dayanmaktadır. Bu ilişki, şu şekilde ifade edilebilir.

$$LRDTASA_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i LRDTASA_{t-i} + \sum_{j=1}^q \lambda_j LREDK_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$H_0 : \sum_{j=1}^q \lambda_j LREDK_{t-j} = 0$$

$$H_1 : \sum_{j=1}^q \lambda_j LREDK_{t-j} \neq 0$$

Granger nedensellik testi sürecinde, bağımlı değişken ilk önce kendi gecikmeli değerleri üzerine koşularak AIC veya Schwarz gibi bilgi kriterleri yardımı ile kendi optimal gecikme uzunluğu belirlenir (kısıtlı model). Daha sonra, bağımlı değişkenin optimal gecikmelerinin olduğu model içerisinde, yine söz konusu kriterler yardımı ile bağımsız değişkenin optimal gecikme uzunluğu belirlenir (kısıtsız model). Son olarak, F testi yardımı ile iki seri arasında Granger anlamda bir nedensellik ilişkisi olup olmadığına karar verilir.

Değişkenler arasındaki dinamik nedensellik ilişkilerini belirleyebilmek ve Granger nedensellik testi sonucunda elde edilecek sonuçların tutarlılığını test edebilmek için etki-tepki fonksiyonlarının tahmini yoluna da gidilmiştir. Etki-tepki fonksiyonları, aşağıda tanımlanan VAR modeli yardımı ile elde edilebilir.

$$LRDATASA_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i LRDTASA_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j LREDK_{t-j} + \varepsilon_t$$
$$LREDK_t = \eta_0 + \sum_{i=1}^q \delta_i LREDK_{t-i} + \sum_{j=1}^q \lambda_j LRDTASA_{t-j} + \omega_t$$

Etki-tepki fonksiyonu, hata terimlerinin birindeki bir şoka karşı içsel değişkenin tepkilerini ölçer. ε_t 'de meydana gelen bir standart hatalık şok, derhal lrdtasa'nın değerini değiştirecektir. Bu şok, aynı zamanda lrdtasa ve lredk'nun gelecekteki (future) tüm değerlerini de etkileyecektir. Genel olarak etki-tepki fonksiyonu, hata terimlerindeki bir standart sapmalık şok karşısında içsel değişkenin göstereceği tepkileri ele alır (E-Views 2.0 Help).

4. Ekonometrik Bulgular

Yapısal kırılmanın dikkate alınmaması durumunda, ADF ve PP birim kök testleri, lredk ve lramta serileri dışındaki denge grupları için benzer sonuçlar üretmişlerdir. lrdtasa, lrtumdsa ve lrsmtasa serileri, elde edilen birim kök testi sonuçlarına göre seviyelerinde durağandır. lredk, ADF sonuçlarına göre seviyesinde PP sonuçlarına göre ise birinci farkında durağandır. lramta serisi ise ADF sonuçlarına göre birinci farkında PP sonuçlarına göre ise seviyesinde durağandır. Yapısal kırılmanın dikkate alınmaması durumunda, elde edilen birim kök test sonuçları Ek-1'de sunulmuştur. Bireysel ihracat ve ithalat serileri de birim kök testlerine tabi tutulmuş, elde edilen sonuçlar ilgili eklerde ayrıntılı olarak sunulmuştur. ADF test istatistiklerine göre; bireysel ihracat ve ithalat serilerinin neredeyse tamamı 1. farkında durağandır (istisnalar; lrsmtasa seviyesinde, lrtih ise 2. farkında durağandır). PP test istatistiklerine göre ise söz konusu serilerin neredeyse tamamının seviyesinde durağan olduğu belirlenmiştir (istisna; lrtumtsa 1. farkında durağan olarak hesaplanmıştır).

2001 Şubat'ında sabit döviz kuru rejiminden dalgalı döviz kuru rejimine geçilmesi, dış ticaret yapısında da bazı değişimlere neden olmuştur. Bu durum Ek-2'nin izlenmesi ile daha net olarak görülebilir. Bu yapısal değişim, tüketim dengesi dışındaki tüm denge grupları için tahmin edilen regresyonların hem sabitinde hem de trendinde kırılmaya neden olmuştur. Tüketim dengesine gelince, yalnızca sabitinde bir kırılma göze çarpmaktadır. Bireysel ihracat ve ithalat serileri için verilen grafiklerde de, ihracat kalemlerinin yalnız trendlerinde ithalat kalemlerinin ise hem sabitlerinde hem de trendlerinde kırılmalar olduğu göze çarpmaktadır. Söz konusu yapısal kırılmanın dikkate alınması durumunda elde edilen birim kök test sonuçları, lrdtasa, lrtumdsa ve lramta serilerinin alternatif sonuçların tamamında seviyelerinde durağan olduğunu göstermektedir. lredk serisi, Perron birim kök testi sonuçlarına göre seviyesinde, Newey-West tahmincisi ile uyarlanan sonuçlara göre ise birinci farkında durağandır. lrsmtasa serisi Perron birim kök testi sonuçlarına göre birinci farkında, Newey-West tahmincisi yardımı ile elde edilen sonuçlara göre ise seviyesinde durağandır. Bu durumda, Engle-Granger ko-entegrasyon testine başvurulamayacaktır. Bu bağlamda, elde edilen tüm birim kök test sonuçlarının bir arada değerlendirilmesinin lredk ile denge grupları arasında uzun dönemli herhangi bir ilişkinin olmadığını gösterdiği öne sürülebilir. Bu kaniya ulaşılmamasının nedeni, lredk ile denge gruplarından hiçbirisinin, ortak bir birim kök testinde



aynı dereceden bir birim köke sahip olmadıklarının saptanması olmuştur. Bireysel ihracat ve ithalat serileri de söz konusu birim kök testlerine tabi tutulmuş olup, elde edilen sonuçların tamamı Ek-3’de sunulmuştur.

Seriler arasındaki nedensellik ilişkilerini belirlemeden önce, genel bir fikir edinmek için bireysel seriler lredk, lwisa ve lrgsyihsa serileri üzerine koşulmuştur. Yapısal kırılmanın etkileri göz ardı edildiğinde elde edilen sonuçlar, reel döviz kurunun yalnızca ithalat serileri üzerinde istatistiksel olarak anlamlı etkilere sahip olduğunu göstermektedir. Bu sonuç, Aydınlar ve diğerleri (2004) tarafından ulaşılan sonuçlarla tutarlıdır. T.L’deki reel değerlenme (çalışmada reel döviz kuru yükselişi) ithalat kalemlerinin tamamını arttırmaktadır. Dünya gelir seviyesindeki artış, tüketim malı ihracatını azaltırken, sermaye malı ihracatını arttırmaktadır. Yurtiçinde gelir seviyesinin yükselmesi ise toplam ithalatı arttırmaktadır. Kırılma etkisinin göz önüne alınması durumunda ise; T.L’nin reel değer değişimleri ile bireysel seriler arasında herhangi bir ilişki tespit edilememiştir. Elde edilen regresyon sonuçları, Ek-4’de sunulmaktadır.

Granger nedensellik testi yardımı ile elde edilen bulguları yorumlamadan önce, bu bulguların ele alınış tarzının açıklanması yararlı olacaktır. İlk olarak, lrdtasa ile lredk serileri arasında belirlenen bir nedensellik ilişkisinin denge grupları tarafından desteklenip desteklenmediğine bakılmıştır. Eğer desteklenmiyorsa, bu ilişkiye dayanarak çıkarım yapılmamıştır. Son olarak, lredk ile denge grupları veya lrdtasa serileri arasında belirlenen bir nedensellik ilişkisinin net etkisine bakılmıştır. Eğer, ilgili nedensellik ilişkisinin negatif mi yoksa pozitif mi yönde olduğu belirlenememişse, bu sonuca dayanarak da çıkarım yapılmamıştır. Çünkü, Kritik Elastikiyetler Şartı’nın ampirik geçerliliğinin test edilebilmesi için, ilişkinin yönü çok önemlidir.

Yapısal kırılmanın dikkate alınmaması durumunda, Granger nedensellik testi yardımı ile elde edilen bulgular, biraz karmaşıktır. Lredk seviyesinde durağan kabul edildiğinde, reel döviz kuru ile denge grupları arasında, neredeyse modellerin tamamında geri beslemeye sahip nedensellik ilişkileri olduğu görülmektedir (istisnalar; dlramta ve lrsmtasa’dan lredk’e doğru bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir). Ancak, ilişkilerin işareti (pozitif mi yoksa negatif yönlü mü bir ilişki içerisinde buldukları) modellerin çoğunda tutarlı bir şekilde belirlenmemektedir. Bu durum, etki-tepki fonksiyonlarının tahminini zorunlu kılmaktadır. Lredk birinci farkında durağan kabul edildiğinde ise daha net bulgular elde edilmiştir. T.L’deki reel değerlenme dış ticaret açığını tüketim ve sermaye malları dış ticaret dengelerini bozmak suretiyle arttırmaktadır. Aynı zamanda, sermaye malları ticareti açığındaki artış da, T.L’de reel değer kaybına yol açmaktadır. Bu bulgu, dış ticaret açığındaki artışın T.L’de reel değer kaybına yol açıyor olması ile de desteklenmektedir. Elde edilen bulgular, Ek-5’de sunulmaktadır.

Yapısal kırılmanın dikkate alınması durumunda, alternatif tüm spesifikasyonlar tek bir noktaya işaret etmektedir. Reel döviz kuru ile dış ticaret dengesi arasında, aktarma mekanizması net olarak belirlenebilmiş tek bir nedensellik ilişkisi tespit edilebilmiştir. Bu ilişki, dış ticaret açığından reel döviz kuruna doğrudur, aktarma mekanizması ise sermaye malları dış ticaret açığındaki hareketlerdir. Sermaye malları dış ticaretindeki açık büyüdükçe, T.L reel değer kaybına uğramaktadır. Sonuçlar, Ek-6’da sunulmuştur.



Etki-tepki fonksiyonlarının tahmin edilmesi neticesinde, arzu edilen sonuçlara ulaşılamamıştır. Etki-tepki fonksiyonları hesaplanırken, bu fonksiyon için gerekli olan güven aralıkları da Monte Carlo simulasyonları yardımı ile türetilmiştir (∓ 2 standart hata için). Elde edilen fonksiyonlar, Ek-7 ve Ek-8’de sunulmaktadır. Bu grafiklerdeki sürekli çizgiler, modelin hata terimlerinde meydana gelen 1 standart hatalık şoka karşı bağımlı değişkenin zaman içerisinde gösterdiği tepkiyi göstermektedir. Kesikli çizgiler ise ∓ 2 standart hata için elde edilen güven aralıklarını göstermektedir. Ek-7, kırılma etkisi ihmal edildiğinde, Ek-8 ise göz önüne alındığında elde edilen sonuçları göstermektedir. Neredeyse sonuçların tamamında, güven aralıklarının birisi pozitif alanda iken diğeri negatif alandadır. Bu durumda, elde edilen sonuçların güvenilirliği olumsuz yönde etkilenmektedir. Güven aralıkları ile birlikte kırılma da ihmal edildiğinde, T.L’de meydana gelen bir standart hatalık şokun dış ticaret açığını ilk dönemde artırdığı, daha sonra bu etkinin 3-7 dönem arasında dağıldığı, sonraki 5 dönemde tekrar dış ticaret açığını büyüttüğü, nihayet 19-24 dönem arasında azalttığı Ek-7’den görülmektedir. Ayrıca, dış ticaret açığında reel döviz kuruna cevaben meydana gelen uyarlamaların temel kaynağının, sermaye malları dış ticaret dengesindeki bozulmalar olduğu da net bir şekilde izlenebilmektedir. Lrsmtasa’nın lredk’e karşı gösterdiği tepki fonksiyonu, lrdtasa’nınki ile birebir benzeşmektedir. Dış ticaret açığında meydana gelen bir şok karşısında reel döviz kurunun gösterdiği tepki fonksiyonu, alt grupların hiçbiri tarafından desteklenmemektedir.

2001:2 döneminde meydana gelen kırılma etkisi göz önüne alındığında, güven aralıklarının yine ters eksenlerde olduğu Ek-8’den görülebilmektedir. Güven aralıkları bir kenara bırakıldığında, dış ticaret dengesinin reel döviz kuruna verdiği tepkinin oldukça düşük olduğu, ancak bu tepkinin temel kaynağının ara malları ile birlikte yine sermaye malları ticareti olduğu görülmektedir. Dış ticaret açığında meydana gelen bir standart hatalık şok karşısında reel döviz kurunun gösterdiği düşük miktardaki tepki, ara malları ticaretinde meydana gelen dalgalanmalardan kaynaklanmaktadır.

5. Sonuç

Çalışmada, 1995:1-2004:4 dönemini kapsayan ve üçer aylık verilerden oluşan bir veri seti kullanılarak, T.L’deki reel değer değişimlerinin dış ticaret dengesi üzerindeki etkileri ve bu etkilerin kaynaklarının incelenmesi amaçlanmıştır. Genişletilmiş Dickey-Fuller, Phillips-Perron ve Perron birim kök testleri yardımı ile serilerin bireysel zaman serisi özellikleri, Granger nedensellik testi ve etki-tepki fonksiyonları ile de seriler arasındaki nedensellik ilişkilerinin yönünün belirlenmesi amaçlanmıştır.

Birim kök testlerinin uygulanması neticesinde, Engle-Granger tarafından önerilen sürece göre seriler arasında uzun dönemli hiçbir ilişki olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Granger nedensellik testi ve etki-tepki fonksiyonları yardımı ile ulaşılan sonuçlar, 2001:2 döneminde para politikasında yaşanan yapısal değişimin dikkate alınıp alınmamasına bağlı olarak, bazı değişiklikler göstermektedir. Granger nedensellik testi sonuçları, söz konusu değişim ihmal edildiğinde reel döviz kuru ile dış ticaret dengesi arasında geri beslemeye sahip bir nedensellik ilişkisi olduğuna işaret etmektedir. T.L’deki reel değerlenme dış ticaret açığını tüketim ve sermaye malları dış ticaret dengelerini bozmak suretiyle arttırmaktadır. Aynı zamanda, sermaye malları dış ticaret dengesinde meydana gelen bozulmalar da dış ticaret açığını arttırarak T.L’nin reel değer kaybına uğramasına yol açmaktadır. Etki- tepki fonksiyonları da, dış ticaret dengesinde reel döviz kuruna cevaben meydana gelen



uyarlamaların temel kaynağının sermaye malları dış ticaret dengesindeki hareketler olduğuna işaret etmektedir. 2001:2 döneminde meydana gelen değişim ekonometrik modele yansıtıldığında, Granger nedensellik test sonuçları aktarma mekanizması net olarak belirlenebilmiş tek yönlü bir nedensellik ilişkisine işaret etmektedir. Dış ticaret dengesinden reel döviz kuruna doğru hareket eden bu nedensellik ilişkisinin sürücüsü, sermaye malları dış ticaret dengesindeki hareketlerdir. Sermaye malları dış ticaret dengesindeki açık büyüdükçe T.L reel değer kaybına uğramaktadır. Elde edilen ampirik bulgular, reel döviz kuru ile dış ticaret dengesi arasındaki ilişkinin yalnızca 2001 Şubat krizinin dikkate alınmaması durumunda Kritik Elastikiyetler Şartı'nın öngördüğü biçimde olduğunu göstermektedir. Yapısal kırılmanın dikkate alınması durumunda ise kritik elastikiyetlerin sağlanıp sağlanmadığı yönünde net bir bulguya ulaşılamamıştır.

Sonuç olarak, ekonometrik bulguların bir arada yorumlanması, bir kısır döngü olduğunu ima etmektedir. Bu kısır döngü, reel döviz kuru-dış ticaret dengesi ilişkisinin merkezinde sermaye malları dış ticaretindeki hareketlerin olmasından kaynaklanmaktadır. T.L'nin reel değer kaybına uğraması, sermaye malları dış ticaret açığını azaltmak suretiyle dış ticaret dengesini olumlu yönde etkilemektedir. Ancak, sermaye malları dış ticaretindeki açığın azalması ekonomik büyümenin de azalması anlamına gelmektedir. Daha açık bir ifadeyle, dış ticaret açığını küçültmenin yolu kısa dönemde ekonomik büyüme hedeflerinden vazgeçmekten geçmektedir. Son söz olarak, mevcut dış ticaret açığını küçültmenin Türkiye ekonomisine olan maliyetinin oldukça yüksek olduğu söylenebilir.

KAYNAKLAR

Akbostancı, E. (2002), "Dynamics of the Trade Balance : The Turkish J Curve", **ERC / METU 6. International Conference in Economics**, September Ankara.

Alexander, S.S. (1959), "Effects of a Devaluation: A Synthesis of Elasticities and Absorption Approaches", **American Economic Review**, Vol.49, pp. 23-42.

Arize, A.C. (1994), "Cointegration Test of a Long-run Relation between the Real Effective Exchange Rate and the Trade Balance", **International Economic Journal**, Vol.8, No:3, pp.1-9.

Aydın, M.F., Çıplak U., Yücel M.E. (2004), "Export Supply and Import Demand Models for the Turkish Economy", **The Central Bank of the Republic of Turkey Research Department Working Paper**, No.04/09.

Aydın, S. (2004), "Faiz Oranları Oynaklığının Modellenmesinde Koşullu Değişen Varyansın Rolü", T.C.M.B Piyasalar Genel Müdürlüğü Uzmanlık Yeterlilik Tezi.

Backus, D. K., Kehoe, P.J. and Kydland, F.E. (1994), "Dynamics of the Trade Balance and the Terms of Trade: The J Curve", **American Economic Review**, Vol.84, No.1, pp. 84-103.

Bahmani-Oskoeee, Niroomand, F. (1998), "Long-Run Price Elasticities And The Marshall-Lerner Condition Revisited", **Economics Letters**, Vol.61, pp.101-109.

Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979), "Distribution of the Estimators of Autoregressive Time Series with a Unit Root", **Journal of the American Statistical Association**, Vol.74, pp. 427-431.

Doğanlar M., Bal H., Özmen M. (2004), "Uluslararası Ticaret ve Türkiye'nin İhracat Fonksiyonu", **Manas Üniversitesi S.B.E Dergisi**, Sayı:7, pp.83-109.

Gandolfo, G. (2002), "International Finance and Open-Economy Macroeconomics", 1. Edition, Springer, Berlin.



- Granger, C.W.J. (1969), “Investigating Causal Relation by Econometric Models and Cross-Spectral Methods”, **Econometrica**, Vol.37, pp.424-438.
- Harberger, A.C. (1950), “Currency Depreciation, Income and the Balance of Trade”, **Journal of Political Economy**, Vol.58, pp. 47-60.
- Laursen, S. and Metzler, L.A. (1950), “Flexible Exchange Rate and the Theory of Employment”, **The Review of Economics and Statistics**, Vol.32, No.4, pp. 281-299.
- Lerner, A. (1944), “The Economics of Control”, Macmillan, New York.
- Mackinnon, J.J. (1991), “Critical Values for Cointegration Tests”, in Long-run Economic Relationship: Readings in Cointegration, ed. By R.F. Engle and C.W. Granger, **Oxford : Oxford University Press**, pp.267-276.
- Marshall A. (1923), “Money, Credit and Commerce”, Macmillan, London.
- Newey, W., West, K. (1987), “A Simple Positive Semi Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”, **Econometrica**, Vol.51.
- Obstfeld, Maurice (1982), “Aggregate Spending and the Terms of Trade: Is there a Laursen-Metzler Effect”, **Quarterly Journal of Economics**, Vol.97, pp.251-270.
- Onafowora, O. (2003), “Exchange Rate And Trade Balance In East Asia: Is There A J-Curve?”, **Economics Bulletin**, Vol.5, No:18, pp.1-13.
- Patterson, K. (2000), “An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approaches”, 1. Published, Macmillan, London.
- Perron, P. (1989), “The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis”, **Econometrica**, Vol.57, No.6, pp.1361-1401.
- Robinson, J. (1937), “The Foreign Exchanges” in H. Ellis and L.A. Metzler (1950)
- Sen, P., Turnovsky, S.J. (1989), “Deterioration of the Terms of Trade and the Capital Accumulation: A Re-examination of the Laursen-Metzler Effect”, **Journal of International Economics**, Vol.26, pp.227-250.
- Sivri U., Usta C. (2001), “Reel Döviz Kuru, İhracat ve İthalat Arasındaki İlişki”, **Uludağ Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi**, Cilt:19, Sayı: 4, pp.1-9.
- Svensson, L.E.O., Razin, A. (1983), “The Terms of Trade and the Current Account: The Harberger-Laursen-Metzler Effect”, **Journal of Political Economy**, Vol.91, No.1, pp.97-125.
- Şimşek M., Kadılar C. (2004), “Türkiye’nin İthalat Talebi Fonksiyonunun Sınır Testi Yaklaşımı ile Eşbütünlüme Analizi : 1970-2002”, **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, Vol.5(1), pp.27-34.



Değişken↓ Model→	Seviye			1.Fark		
	N	C	C+T	N	C	C+T
lredk	0.82(2)	-2.55(1)	-3.90**(1)	-6.89*(1)	-6.94*(1)	-6.91*(1)
lrdtasa	0.04(3)	-3.86*(0)	-3.87**(0)	-8.13*(2)	-8.11*(2)	-8.08*(2)
lrtumdsa	0.97(2)	-0.92(2)	-3.28*** (1)	-10.98*(1)	-11.06*(1)	-11.00*(1)
lramta	0.89(1)	-2.39(1)	-3.13(1)	-16.96*(0)	-17.02*(0)	-16.94*(0)
lrsmtasa	0.30(5)	-2.69*** (1)	-2.68(1)	-5.05*(4)	-5.07*(4)	-5.07*(4)
lrgsyihsa	7.48(0)	-2.79*** (0)	-0.39(0)	-1.08(8)	-10.33*(0)	-11.1*(0)
lwisa	2.54(0)	-1.92(4)	-2.44(4)	-2.55** (3)	-2.7*** (3)	-2.74(3)
lrtih *	0.81(0)	0.48(14)	-1.85(14)	-1.23(13)	-2.3(13)	-2.49(13)
lrtit	0.69(0)	-1.00(12)	-2.91(13)	-2.56** (11)	-2.8*** (11)	-3.2*** (15)
lrtumihsa	2.05(14)	0.12(14)	-1.82(14)	-1.46(13)	-6.58*(7)	-6.55*(7)
lrtumitsa	1.43(2)	-1.41(2)	-1.75(2)	-9.90*(1)	-10.2*(1)	-10.2*(1)
lramih	2.96(13)	-0.15(13)	-1.90(13)	-1.7*** (13)	-3.62*(12)	-3.6** (12)
lramit	1.42(12)	-1.32(2)	-2.30(12)	-2.62*(11)	-3.0** (11)	-3.01(11)
lrsmihsa	0.62(3)	-1.68(3)	-9.67*(0)	-9.50*(2)	-10.1*(2)	-10.15*(2)
lrsmitsa	1.23(2)	-2.06(1)	-2.09(7)	-18.69*(0)	-9.8*(1)	-9.74*(1)

* %1 ** %5 *** %10 anlamlılık seviyesinde durağanlığa işaret eder.
Kritik değerler, Mackinnon (1991)'a aittir.
Parantez içerisindeki değerler, AIC ile hesaplanan optimal gecikme uzunluklarıdır.
* lrtih serisinin 2. farkı için elde edilen ADF test istatistikleri sırası ile -8.9(12), -8.9(12) ve -8.8(12) dir

EK-1 Birim Kök Testi Sonuçları²

a) Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi Sonuçları

ADF Test İstatistikleri

² (N) ; sabitsiz-trendsiz modellere, (C) ; sabitli modellere, (C+T) ; sabitli ve trendli modellere ait birim kök test sonuçlarını göstermektedir.

b) Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testi Sonuçları

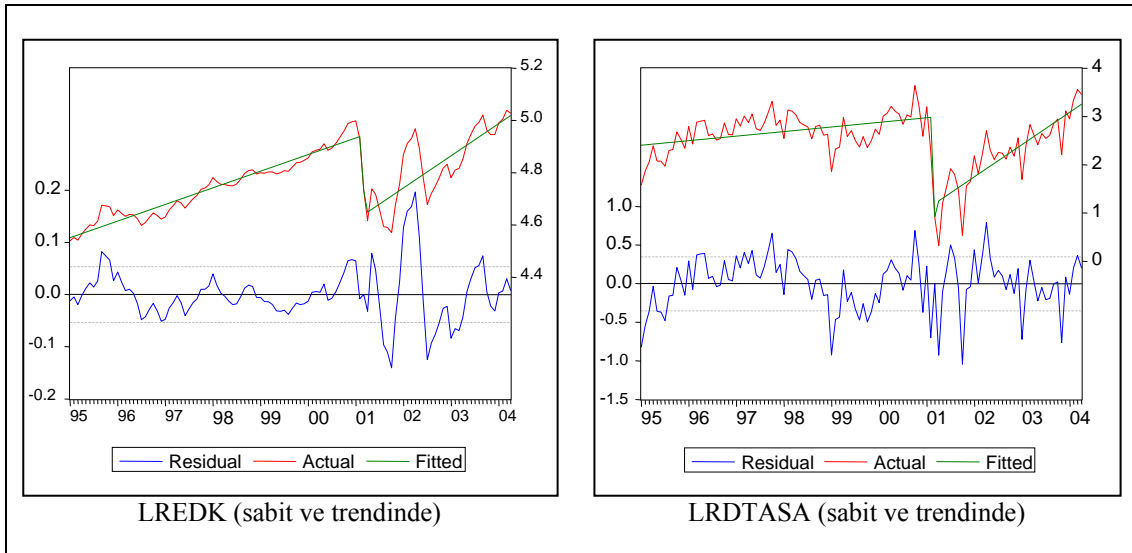
PP Test İstatistikleri

↓Değişken	PP ^a						PP ^b					
	Seviye			1.Fark			Seviye			1.Fark		
	N	C	C+T	N	C	C+T	N	C	C+T	N	C	C+T
lredk	0.9	-1.9	-2.9	-7.0*	-7.0*	-7.0*	0.9	-2.0	-3.0	-6.7*	-6.7*	-6.7*
lrtdasa	-0.0	-3.9*	-3.9**	-13.1*	-13.0*	-12.9*	0.0	-3.8*	-3.8**	-13.6*	-13.6*	-13.5*
lrumdsa	0.6	-1.7	-5.8*	-21.4*	-21.4*	-21.3*	0.7	-1.8	-6.4*	-22.8*	-23.2*	-23.1*
lramta	0.6	-3.1**	-4.4*	-17.0*	-17.0*	-16.9*	0.8	-3.2**	-4.7*	-17.2*	-17.4*	-17.3*
lrsmtasa	0.1	-3.8*	-3.8**	-16.7*	-16.7*	-16.7*	0.1	-3.9*	-4.0**	-16.7*	-16.7	-16.7*
lrgsyihsa	7.5	-2.8***	-0.4	-8.3*	-10.3*	-11.1*	6.7	-3.1**	-0.2	-7.3*	-10.3*	-11.2*
lwisa	2.5	-1.7	-1.5	-9.7*	-10.1*	-10.1*	1.9	-1.7	-1.5	-9.9*	-10.3*	-10.3*
lrtih	0.8	-1.1	-9.3*	-20.9*	-30.6*	-30.4*	2.0	-0.9	-8.3*	-20.7*	-22.6*	-22.4*
lrtit	0.7	-3.1**	-5.6*	-18.0*	-19.7*	-19.1*	1.4	-2.7	-5.0*	-17.3*	-17.8*	-17.7*
lrumihsa	2.1	-1.1	-10.6*	-25.1*	-32.9*	-32.7*	3.3	-0.8	-8.9*	-25.0*	-27.7*	-27.5*
lrumitsa	1.0	-2.5	-3.0	-15.6*	-15.9*	-15.8*	0.1	-2.5	-3.1	-15.6*	-16.1*	-16.0*
lramih	2.9	-1.3	-8.7*	-22.6*	-34.5*	-34.3*	1.7	-1.1	-8.6*	-20.5*	-21.7*	-21.6*
lramit	2.0	-1.9	-6.4*	-20.1*	-23.0*	-22.9*	1.4	-2.0	-2.8	-19.3*	-20.1	-20.1*
lrsmihsa	-0.3	-1.6	-9.7*	-21.8	-22.6*	-22.6*	-0.2	-1.6	-9.7*	-23.4	-25.4*	-25.5*
lrsmitsa	0.9	-3.2**	-4.4*	-18.7*	-19.0*	-18.9*	1.1	-3.5**	-4.0**	-19.3	19.7*	-19.6

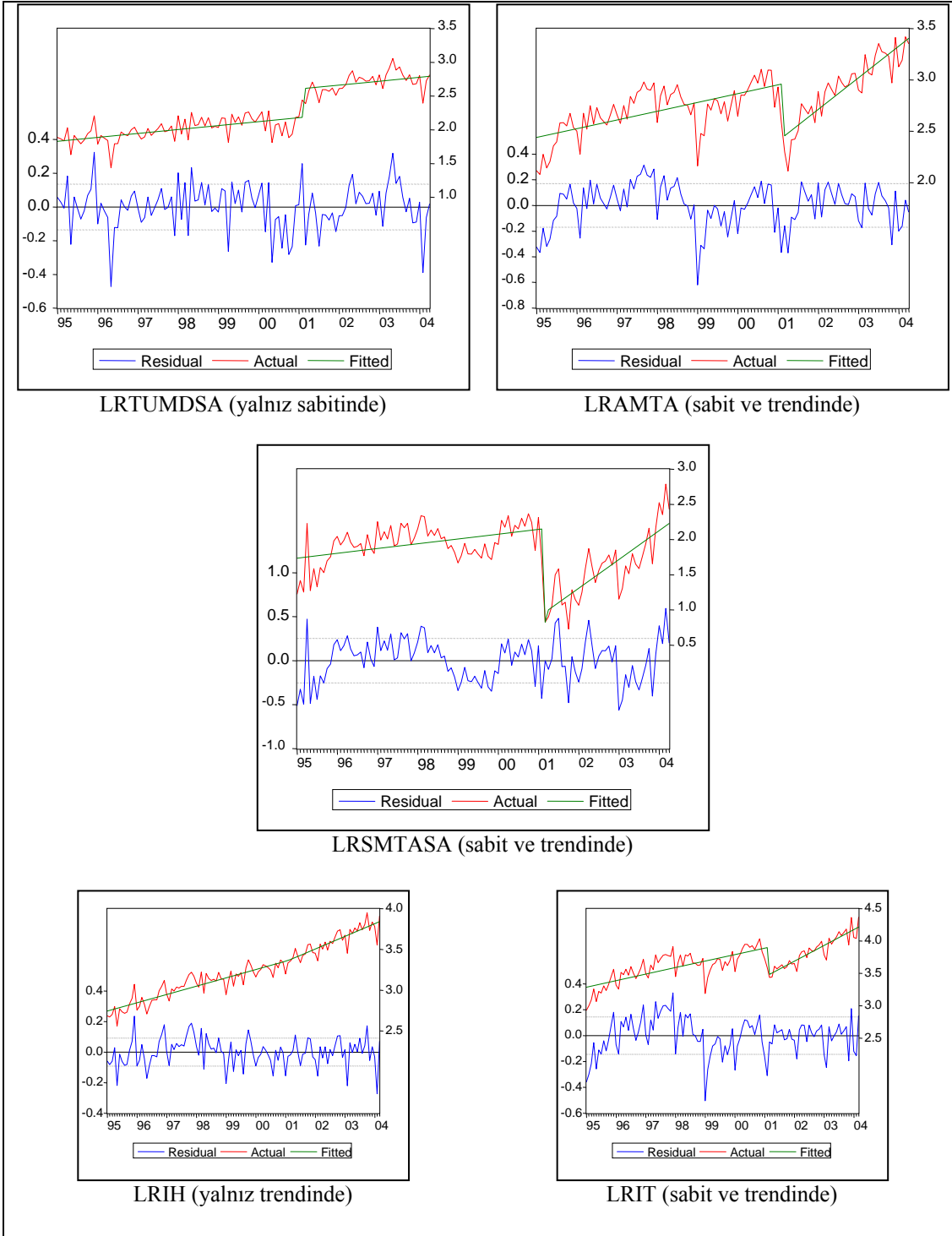
* %1 ** %5 *** %10 anlamlılık seviyesinde durağanlığa işaret eder.
Kritik değerler, Mackinnon (1991)'a aittir.
a : Uyarlama gecikmesi (truncation lag), ADF testi için hesaplanan optimal gecikme uzunluklarıdır.
b : Uyarlama gecikmesi (truncation lag), $q = 4(N/100)^{2/9}$ olarak hesaplanmıştır (Newey-West, 1987).

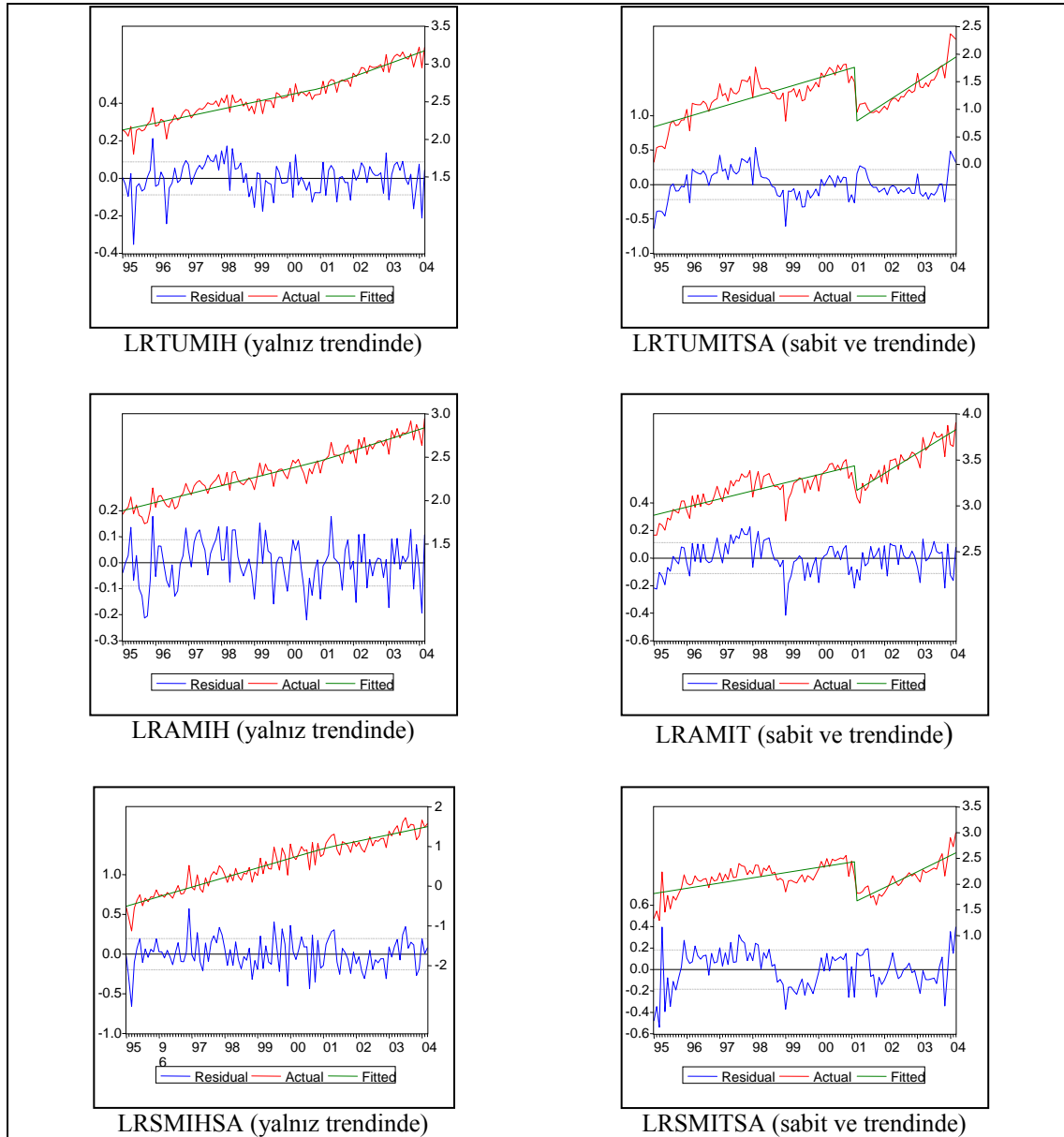
EK-2 2001:2 Dönemindeki Yapısal Değişimin Etkileri³

a) Perron Denklemlerinin Hata Terimleri-Gerçek-Tahmini Değerleri Grafikleri



³ Denge gruplarına ait grafiklerin görsel olarak incelenmesi, 2001:2 dönemi içerisinde döviz kurlarında meydana gelen yapısal değişime cevaben gerçekleştirilen uyarlamaların, LREDK, LRDTASA, LRSMTASA serileri için kademeli, LRTUMDSA ve LRAMTA serileri için ise anlık bir şekilde yapıldığına işaret etmektedir.





EK-3 Perron Birim Kök Testi Sonuçları

Perron Test İstatistikleri⁴ (A)

Değişken	Seviye		1.Fark	
	P-ADF ω	P-PP δ	P-ADF ω	P-PP δ
lredk	-5.4*(1)	-3.0	-4.2**(14)	-5.7*
lrtdasa	-6.7*(0)	-7.6*	-8.6*(3)	-12.2*

⁴ LREDK, LRDTASA ve LRSMTASA serilerinin Perron test istatistikleri, Innovation Outlier model ile LRTUMDSA ve LRAMTA serilerinininkiler ise Additive Outlier Model ile test edilmiştir. Ticari denge bileşenlerinin tamamı yine Additive outlier model ile test edilmiştir.



lrtumdsa	-5.5*(1)	-10.1*	-3.7***(5)	-26.8*
lramta	-4.2***(1)	-6.8*	-10.5*(1)	-20.8*
lrsmtasa	-2.9(4)	-6.3*	-5.2*(14)	-14.5*
lrtih	-2.5(14)	-9.1*	-2.7(13)	-22.7*
lrit	-2.9(13)	-7.0*	-2.5(12)	-20.0*
lrtumihsa	-2.4(14)	-10.1*	-2.8(13)	-27.9*
lrtumitsa	-3.5(1)	-5.1*	-10.3*(1)	-17.8*
lramih	-2.2(13)	-8.8*	-5.1*(11)	-21.9*
lramit	-2.8(13)	-7.6*	-3.5(11)	-22.9*
lrsmihsa	-5.8*(2)	-10.2*	-7.8*(4)	-25.7*
lrsmitsa	-2.8(4)	-7.2*	-6.3*(3)	-23.3*

$\lambda : 0.66 \cong 0.7$ Parantez içi değerler optimal gecikme uzunluklarıdır.

* %1 ** %5 *** %10 anlamlılık seviyesinde durağanlığa işaret eder. Kritik değerler Perron (1989)'a aittir.

ω : AIC ile hesaplanmış gecikme uzunlukları kullanılarak ulaşılmış test istatistikleridir.

δ : Newey-West (1987) tahmincisi ile hesaplanan test istatistikleridir. Uyarlama gecikmesi tüm seriler için 4 olarak belirlenmiştir.

Perron Test İstatistikleri (B)

<i>Değişken</i>	P-ADF ω	P-PP δ
ddlrh	-9.0*(12)	-42.0*
ddlrh	-8.7*(11)	-39.6*
ddlrtumihsa	-6.7(12)	-52.2*
ddlramit	-6.9(11)	-47.9*

* %1
(ω , δ) sembolleri yukarıdaki tabloda belirtilen şekilde hesaplanmış gecikme uzunlukları ile ulaşılan test istatistikleridir.



EK-4 Regresyon Sonuçları

Regresyon Sonuçları⁵
(Kırılma İhmal Edildiğinde)

Bağımlı→ Bağımsız↓	lrih	lrit	lrtumihsa	lrtumitsa	lramih	lramit	lrsmihsa	lrsmitsa
lredk	-0.03 (-0.18)	0.53 (8.94)	0.09 (0.74)	0.94 (2.43)	-0.09 (-0.65)	0.48 (2.44)	-0.20 (-0.80)	1.52 (4.73)
lwisa	-0.57 (-1.27)	-	-1.02 (-2.78)	-	-0.14 (-0.34)	-	2.09 (2.71)	-
lrgsyihsa	-	0.11 (4.22)	-	0.09 (1.44)	-	-0.03 (-0.39)	-	-0.03 (-0.77)
DW	2.01	2.24	1.72	2.54	2.01	2.33	2.0	2.48
ρ	0.19	0.55	-	0.77	0.17	0.49	-	0.55

Regresyon Sonuçları⁶
(Kırılma Etkisi Göz Önüne Alındığında)

Bağımlı→ Bağımsız↓	lrih	lrit	lrtumihsa	lrtumitsa	lramih	lramit	lrsmihsa	lrsmitsa
lredk	-0.18 (-1.44)	0.05 (0.16)	-0.09 (-0.76)	-0.08 (-0.17)	-0.18 (-1.47)	0.14 (0.59)	-0.20 (-0.75)	0.56 (1.39)
lwisa	0.83 (1.46)	-	0.47 (0.84)	-	0.68 (1.21)	-	2.16 (1.75)	-
lrgsyihsa	-	0.30 (2.18)	-	0.15 (0.63)	-	0.29 (3.01)	-	0.16 (0.91)
DW	1.72	2.14	1.87	2.42	1.68	2.17	2.00	2.35
ρ	-	0.39	-	0.65	-	0.27	-	0.39

⁵ Bold yazılan katsayılar istatistiksel olarak kabul edilebilir seviyede anlamlıdır. Ardışık bağımlılık probleminin olduğu modellerde Cochrane-Orcut İteratif Yöntemi kullanılmıştır. ρ katsayısı bu modellerdeki ardışık bağımlılık katsayılarını göstermektedir. ρ katsayısının belirtilmediği modellerde ardışık bağımlılık sorunu bulunmamaktadır. Parantez içerisindeki değerler, ilgili katsayıların t istatistiklerini göstermektedir.

⁶ Bold yazılan katsayılar istatistiksel olarak kabul edilebilir seviyede anlamlıdır. Ardışık bağımlılık probleminin olduğu modellerde Cochrane-Orcut İteratif Yöntemi kullanılmıştır. ρ katsayısı bu modellerdeki ardışık bağımlılık katsayılarını göstermektedir. ρ katsayısının belirtilmediği modellerde ardışık bağımlılık sorunu bulunmamaktadır. Parantez içerisindeki değerler, ilgili katsayıların t istatistiklerini göstermektedir.



EK-5 Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Granger Nedensellik Testi Sonuçları (LREDK Seviye Durağan)

Neden→Sonuç	Lag _{neden}	Lag _{sonuç}	F _{test}	Karar	Net Etki
lredk→lrdtasa	12	15	F(12,69)=2.74*	Kabul	-0.60
lrdtasa→lredk	3	2	F(3,102)=3.09**	Kabul	0.02
lredk→lrtumdsa	1	15	F(1,79)=8.76*	Kabul	-0.63*
lrtumdsa→lredk	2	2	F(2,104)=3.13**	Kabul	-0.07
lredk→lramta	13	15	F(13,67)=2.21**	Kabul	-0.46
lramta→lredk	1	2	F(1,105)=3.32***	Kabul	0.03***
lredk→dlramta	13	14	F(13,68)=2.44*	Kabul	-0.61***
dlramta→lredk	1	2	F(1,105)=0.20	Red	-
lredk→lrsmtasa	8	15	F(8,73)=2.74*	Kabul	-0.12
lrsmtasa→lredk	1	2	F(1,105)=0.49	Red	-

* %1 ** %5 *** %10

Granger Nedensellik Testi Sonuçları (LREDK Fark Durağan)

Neden→Sonuç	Lag _{neden}	Lag _{sonuç}	F _{test}	Karar	Net Etki
dlredk→lrdtasa	11	15	F(11,70)=2.78*	Kabul	12.57**
lrdtasa→dlredk	1	2	F(1,105)=3.56***	Kabul	-0.01***
dlredk→lrtumdsa	2	15	F(2,78)=2.54***	Kabul	-0.97**
lrtumdsa→dlredk	1	2	F(1,105)=0.0	Red	-
dlredk→lramta	12	15	F(12,68)=2.19**	Kabul	0.97
lramta→dlredk	1	2	F(1,105)=0.06	Red	-
dlredk→dlramta	12	14	F(12,70)=2.27**	Kabul	-1.57
dlramta→dlredk	1	2	F(1,105)=0.46	Red	-
dlredk→lrsmtasa	7	15	F(7,74)=3.12*	Kabul	4.32*
lrsmtasa→dlredk	1	2	F(1,105)=2.75***	Kabul	-0.02***

* %1 ** %5 *** %10



EK-6 Granger Nedensellik Testi Sonuçları

**Granger Nedensellik Testi Sonuçları
(Kırık-LREDK Seviye Durağan)**

Neden→Sonuç	Lag _{neden}	Lag _{sonuç}	F _{test}	Karar	Net Etki
lredk→lrdtasa	13	15	F(13,64)=2.12**	Kabul	-0.11
lrdtasa→lredk	1	2	F(1,102)=8.17*	Kabul	-0.03*
lredk→lirtumdsa	1	15	F(1,78)=2.44	Red	-
lirtumdsa→lredk	2	2	F(2,101)=1.08	Red	-
lredk→lramta	13	15	F(13,65)=2.21**	Kabul	-1.05***
lramta→lredk	1	2	F(1,102)=0.11	Red	-
lredk→lrsmtasa	13	15	F(13,64)=2.15**	Kabul	1.05
lrsmtasa→lredk	1	2	F(1,102)=4.58**	Kabul	-0.03**
lredk→dlrsmtasa	13	15	F(13,63)=2.11**	Kabul	-0.38
dlrsmtasa→lredk	1	2	F(1,102)=0.03	Red	-

* %1 ** %5 *** %10

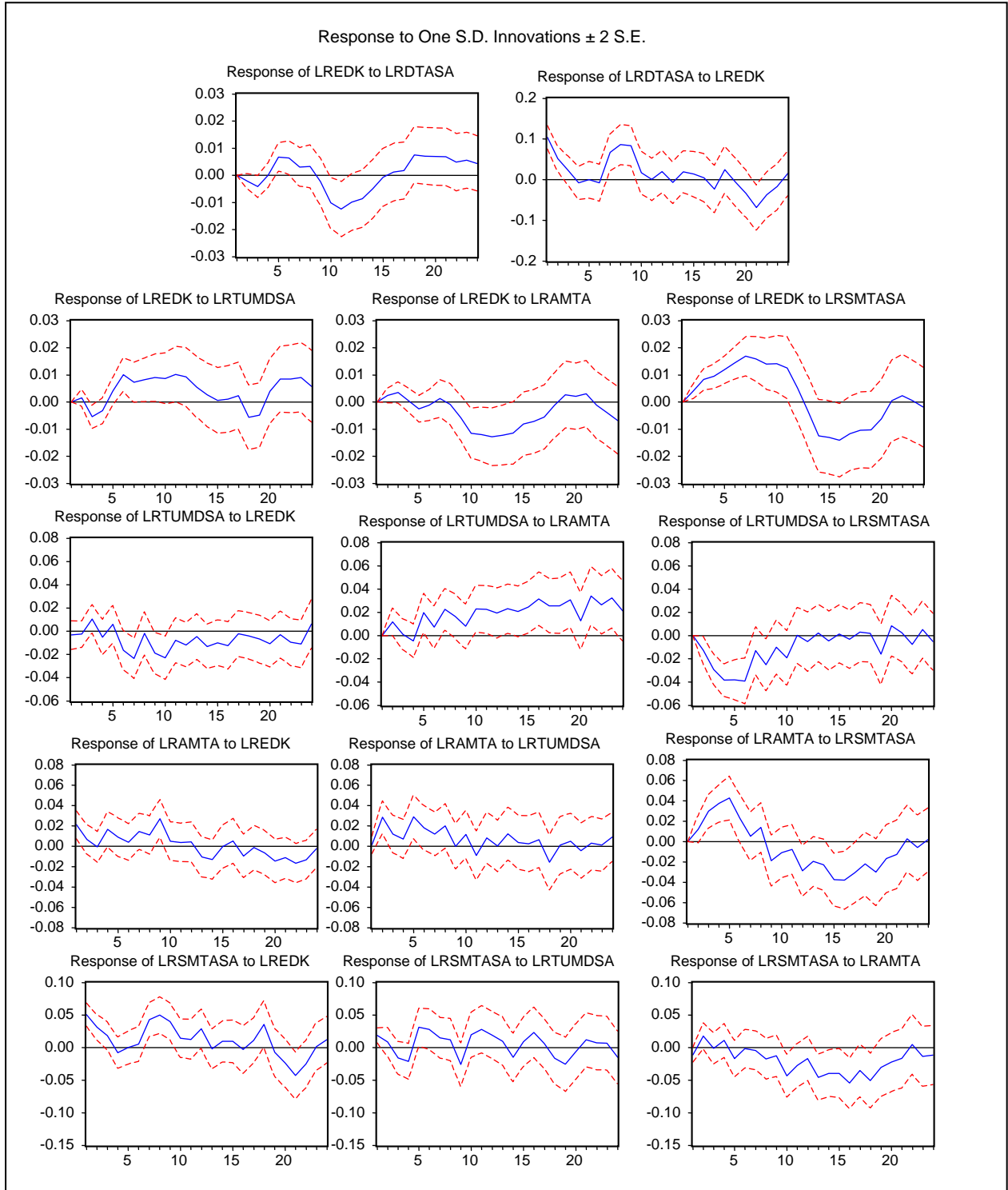
**Granger Nedensellik Testi Sonuçları
(Kırık-LREDK Fark Durağan)**

Neden→Sonuç	Lag _{neden}	Lag _{sonuç}	F _{test}	Karar	Net Etki
dlredk→lrdtasa	12	15	F(12,65)=2.33**	Kabul	4.50
lrdtasa→dlredk	1	1	F(1,103)=14.33*	Kabul	-0.04*
dlredk→lirtumdsa	1	15	F(1,78)=0.59	Red	-
lirtumdsa→dlredk	1	1	F(1,103)=0.0	Red	-
dlredk→lramta	12	15	F(12,66)=2.01**	Kabul	-0.95
lramta→dlredk	1	1	F(1,103)=0.1	Red	-
dlredk→lrsmtasa	15	15	F(15,61)=2.06**	Kabul	-7.65
lrsmtasa→dlredk	2	1	F(2,102)=4.88*	Kabul	-0.05*
dlredk→dlrsmtasa	15	15	F(15,61)=2.14**	Kabul	-8.95
dlrsmtasa→dlredk	3	1	F(3,99)=4.19*	Kabul	-0.1*

* %1 ** %5 *** %10



EK-7 Etki-Tepki Fonksiyonları





EK-8 Etki-Tepki Fonksiyonları (Kırılma Dikkate Alındığında)

