

REEL DÖVİZ KURUNUN DIŞ TİCARET ÜZERİNDEKİ UZUN DÖNEMLİ ETKİLERİNİN ANALİZİ

Volkan ALPTEKİN*
Doğan UYSAL**

ÖZET

Bu çalışmada reel döviz kuruyla dış ticaret arasındaki ilişkiler 1992:1 – 2009:1 dönemi ele alınarak aylık veriler kullanmak suretiyle Sınır Testi modeli yardımıyla sınanmıştır. Ampirik bulgular; Sınır Testi, ARDL ve Yapısal Granger Nedensellik testi yardımıyla uzun dönem açısından elde edilmiştir. Araştırma bulguları reel döviz kurunun dış ticaret dengesini sağlama anlamında etkin bir fonksiyonunun olduğuna işaret etmektedir.

Anahtar Kelimeler: Reel döviz kuru, Dış ticaret, Sınır testi, ARDL analizi.

ANALYSIS OF LONG – TERM EFFECTS OF FOREIGN TRADE ON THE REAL EXCHANGE RATE

ABSTRACT

In this study the relationship between real Exchange rate and foreign trade has been tested by using 1992:1 – 2009:1 monthly data via Bounds Test. Empirical findings has been achieved by Bounds Test, ARDL and Structural Granger Causality Test in terms of long run period. Empirical findings points out that real Exchange rate has an efficient function on stabilizing the balance of foreign trade.

Key Words: Real exchange rate, Foreign trade, Bounds test, ARDL analysis.

* Yrd. Doç. Dr., Selçuk Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, valptekin@selcuk.edu.tr

** Doç. Dr., Celal Bayar Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, dogan.uyosal@bayar.edu.tr

1. GİRİŞ

Gelişmiş ülke ekonomilerinin 1973 yılında döviz kurlarını dalgallanmaya bırakmaları ile birlikte Bretton – Woods Sistemi uygulama alanını kaybetmiştir. Özellikle küreselleşme dalgasının etkisini artırmasıyla birlikte dış gelişmelere son derece duyarlı ve çok eklemli bir iktisadi yapı kendini göstermiştir. İlerleyen teknolojik gelişmelerin de etkisiyle daha karmaşık hale gelen iktisadi ilişkiler ağında değişkenlerin birbiriyle olan etkileşimi daha karmaşık hale gelmiştir. Enflasyon, faiz oranı, sermayenin uluslararası anlamda mobilite kazanması gibi faktörlerin birbirleriyle ve döviz kurlarıyla olan karmaşık ilişkileri özellikle döviz kurunda bir oynaklığın oluşması kapsamında çok ciddi etkilerinin olduğu düşünülmektedir. Dalgalı kur rejiminin de uygulama sahası bulmasının özellikle döviz kurlarındaki oynaklığı pekiştirdiği ve döviz kurlarında meydana gelen oynaklığın dış ticaret üzerindeki olası etkileri uzun yıllardır hem teorik hem de uygulama anlamında iktisat literatürünün gündemini meşgul etmektedir.

Dış dünya ile entegrasyonun gelişmesi sonucu artan dışa bağımlılık sorunu ile birlikte özellikle 1980 sonrasında ciddi anlamda krizlerle karşı karşıya kalınmıştır. Söz konusu kriz sürecinde uygulamaya konan iktisadi politikaların seçiminde ve uygulanmasında ortaya çıkan yanlış yönlendirilmeler çok maliyetli bir süreçle karşı karşıya kalınması sonucunu doğurmuştur. Günümüze kadar siyasi iktidarlar tarafından uygulanan popülist politikalara bağlı olarak şekillenen yüksek fiyat artışları, yüksek seyreden kamu açıkları gibi kronik gelişmelere eklenen gerçekçi olmayan döviz kuru politikaları sonucunda dünya ekonomisindeki değişmelere yeterince uyum sağlamadan finansal serbestleşmeye geçilmesi, diğer ülkelerde yaşandığı gibi ülkemizi de dış şoklara duyarlı hale getirerek yüksek faiz düşük kur ikilisi tarafından uyarılan kısa vadeli spekülatif sermaye hareketlerini hızlandırmış ve ekonomik krizlerin oluşumuna ortam sağlamıştır.

İktisadi krizleri açıklarken çokça cari işlemler dengesindeki gelişmelerin istenildiği ölçüde olmadığından bahsedilmektedir. Bu açıdan bakıldığında özellikle sürdürülebilir cari açığın makro politikaların tek başına veya etkileşimli olarak daha etkin bir işleyişe sahip olacağı düşünülmektedir. Türkiye ekonomisinin kriz deneyimleri incelendiğinde birçoğunun karakteristik olarak cari açık krizi veya döviz krizi olduğu görülmektedir. Finansal serbestleşmenin ikinci ayağının gerçekleşmesi

sürecinden önce krizlerin yapısını ve gerekçesini cari açıklarla özetlerken, özellikle sermaye hareketlerinin mobilite özelliği kazanmasının ardından haber etkisi dahil olmak üzere herhangi bir nedenle yurtiçine giren dış kaynaklı sermayenin ülkeyi terk ederek bir döviz krizine yol açması ile açıklanmaktadır. 2000’li yıllarda yakalanan yüksek ivmeli enflasyon politika yapıcılarının açısından Türkiye ekonomisinin dinamizmim olarak yorumlanırken, çıpa olarak kullanılan döviz kuruna karşılık daha fazla artan enflasyon, ithalatın göreceli olarak ucuzlayıp artmasına ve yabancı sermaye girişi ile birlikte dış bağımlı bir iktisadi yapının oluşması, cari açıkların sürdürülemez boyutlara ulaşmasının gerekçesini oluşturmuştur.

Bu çalışmada 1992 – 2009 yılları arasındaki dönemde reel döviz kuru ile dış ticaret dengesi arasındaki uzun dönem denge ilişkileri sınır testi yardımıyla ölçülmeye çalışılmıştır. Bu amaçla ilk olarak sabitli ve trendli model için otokorelasyon süreci incelenecek buna bağlı olarak seviye ilişkileri tespit edilerek modelin uyarlanma hızı belirlendikten sonra yapısal granger nedensellik testi ile uzun dönemli ilişkinin boyutu ortaya konmaya çalışılacaktır.

2. LİTERATÜR

Cooper (1971), dış ticaret hadlerinin küçük bir ülke tarafından etkilenmesinin mümkün olup olmayacağını, dolayısıyla dış ticaret hadlerinin döviz kurunun yeniden düzenlenmesi anlamına da gelen devalüasyonla değiştirilip değiştirilemeyeceğini araştırmıştır. Cooper, karşılaştırmalı bir istatistikî analiz kullanmış ve 20 az gelişmiş ülke inceleyerek, araştırma kapsamında yer alan birçok ülkede reel döviz kurunun dış ticaret hadleri üzerinde etkisinin önemsiz olduğu sonucuna varmıştır.

Diaz-Alejandro (1980), Arjantin’de 1913-1976 yıllarını kapsayan döviz kurları ve dış ticaret hadleri arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmasında, koentegrasyon testini kullanmış ve değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisini tespit etmiştir. Bu ilişkinin bulunması, döviz kurları ve dış ticaret hadleri arasında en az bir yönlü nedensellik olabileceğini göstermektedir.

Akhtar ve Hilton (1984), 1974 – 1981 yıllarında çeyrek yıllık veriler kullandıkları bu çalışma için döviz kurlarında meydana gelen oynaklık ile dış ticaret arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. En küçük kareler metodunu kullandıkları çalışmalarında döviz kurundaki oynaklık ile dış ticaret arasında negatif bir ilişki bulmuşlardır.

Gotur (1985), 1974 – 1982 yıllarını kapsayan dönem için çeyrek yıllık veriler kullanarak En Küçük Kareler yöntemini kullandığı çalışmada döviz

kurunda meydana gelen oynaklık ile dış ticaret arasında yok sayılabilecek kadar zayıf bir etki bulmuştur.

McKenzie (1986), Avustralya'daki reel döviz kurları ve dış ticaret hadleri ilişkisini incelediği çalışmasında koentegrasyon testini kullanmıştır ve reel döviz kuru ile dış ticaret hadleri arasında nedensellik ilişkisinin mevcut olduğunu göstermiştir. Değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin olması, reel döviz kuru ve dış ticaret hadleri arasında en az bir yönlü nedenselliğin varlığı anlamına gelir.

Bailey ve Tavlas (1988), çeyrek yıllık veriler kullandıkları ve 1962 – 1985 yıllarını kapsayan çalışmalarında döviz kurundaki oynaklık ile dış ticaret arasındaki ilişkiyi inceleyen yazarlar, bu çalışmayı nominal döviz kurları üzerinden OLS ile tahmin etmişlerdir. Araştırma bulgularında döviz kurundaki oynaklık ile dış ticaret arasında herhangi belirgin bir ilişki bulamamışlardır.

Brada ve Mendez (1988), 1973 – 1977 dönemini sınırlayan dönemde yıllık veriler kullanılmış ve döviz kurlarındaki oynaklık modellenmeye çalışılmış ve dış ticaret ile ilişkisi incelenmiştir. Cross section analiz yapılan söz konusu çalışmada reel döviz kurunda meydana gelen oynaklık ile dış ticaret arasında pozitif yönlü bir ilişki bulunmuştur.

Koray ve Lastpares (1989), aylık verilerin kullanıldığı ve 1961 – 1985 yıllarını kapsayan dönemi inceleyen çalışmada, VAR modeli kullanılmış ve Reel döviz kurunda meydana gelen oynaklık modellenmiş çok zayıf da olsa dış ticaret ile ters yönlü bir ilişki tespit edilmiştir.

Rose ve Yellen (1989), 1960 – 1985 yıllarını kapsayan dönem için üçer aylık veriler kullanılarak A.B.D. için J Eğrisi araştırılmıştır. Çalışmada reel döviz kuru, yurt içi ve yurt dışı gelir ile dış ticaret arasındaki kısa ve uzun dönemli etkiler araştırılmıştır. Kısa ve uzun dönemli analizde tahmin sonuçları reel döviz kurunun dış ticaret dengesi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olmadığını göstermiştir.

Medhora (1990), 1976 – 1982 yıllarını içeren yıllık verilerin kullanıldığı çalışmasında OLS yöntemi ile Nominal döviz kurları ile dış ticaret arasındaki ilişki incelenmiş ve çok belirgin olmamakla birlikte döviz kurundaki oynaklık ile dış ticaret arasında doğru yönlü bir ilişki tespit edilmiştir.

Rose (1991), reel döviz kuru, dış ticaret, yurt içi ve yurt dışı gelir arasındaki ilişkiyi OECD'ye üye 5 ülke için araştırmıştır. Çalışmada 1974 – 1986 arasındaki yıllar için aylık veriler kullanılmıştır. Elde edilen bulgular

reel döviz kurunun dış ticaret dengesi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olmadığını göstermektedir.

Feenstra ve Kendall (1991), Çeyrek yıllık veriler kullanılarak 1975 – 1988 yıllarını kapsayan çalışmada GARCH yöntemi ile döviz kuru oynaklığı modellenmiş ve döviz kuru oynaklığı ile dış ticaret arasında ters yönlü bir ilişki tespit edilmiştir.

Koch ve Rosensweigh (1992), zaman serisi bağımsız testleri ile Granger koentegrasyon testini kullanarak doların değerindeki bir değişimin ABD dış ticaret hadleri üzerine etkisini araştırmış, doların nihai etkisinin dış ticaret hadlerini zayıf olarak etkilediği ve geleneksel modellerin söylendiği kadar güçlü olmadığı sonucuna varmıştır.

Kroner ve Lastpares (1993), Aylık verilerin kullanıldığı 1973 – 1990 dönemini kapsayan çalışmada nominal döviz kuru oynaklığının dış ticaret üzerindeki etkisi GARCH-M yöntemi ile modellenmiş model anlamlı olmakla birlikte döviz kurunun dış ticaret üzerinde belirgin bir etkisinin olmadığı ifade edilmektedir.

Chowdhury (1993), Çeyrek verilerin kullanıldığı 1973 – 1990 dönemini kapsayan çalışmada VAR yöntemi kullanılarak reel döviz kurundaki oynaklığın dış ticaret üzerindeki etkisi araştırılmış ve belirgin bir şekilde ters yönlü bir ilişkinin olduğu sonucuna varılmıştır.

Hasan ve Khan (1994), 1972 – 1991 yılları arasında yıllık verileri kullanarak Pakistan için yaptıkları çalışmada modeli üç aşamalı EKK ile tahmin etmişlerdir. Araştırma bulgularına göre, devalüasyonun ihracat talebini artırıcı, ithalat talebini ise azaltıcı yönde etki yaptığını göstermiştir.

Koya ve Orden (1994), Yeni Zelanda ile Avustralya'daki reel döviz kuru ve dış ticaret hadleri arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında koentegrasyon testi ve Granger nedensellik analizi yapmışlar ve bu ülkelerde dış ticaret hadlerindeki değişimlerin reel döviz kurlarındaki değişimlerin Granger anlamda nedeni olduğu sonucuna varmışlardır. Döviz kuru ve dış ticaret hadleri ilişkisinin Türkiye üzerine yapılan az sayıdaki çalışmalar da şöyle özetlenebilir.

Else ve Oskooee (1995), az gelişmiş ve gelişmiş toplam 25 ülke için uyguladıkları koentegrasyon testi ile efektif döviz kuru ve dış ticaret hadleri arasında uzun dönemde bir ilişki bulunmadığını göstermişlerdir.

Demirden ve Pastinr (1995), 1978:2 – 1993:2 dönemi için A.B.D. ekonomisine ait veriler kullanılarak dış ticaret dengesi, reel döviz kuru, reel GSMH ve reel dünya gelirinden oluşan değişkenler arasındaki ilişkiler incelenmiştir. VAR modeli sonuçlarına göre, çalışma J Eğrisini destekler

nitelikte değildir. Buna karşın VAR modelinin çözümünde yer alan Etki tepki fonksiyonlarında ise J eğrisinin etkinliği göze çarpmaktadır.

Amano (1995), Kanada'daki reel döviz kuru ve dış ticaret hadleri arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmasında koentegrasyon testi ve Granger nedensellik analizi yaparak, dış ticaret hadleri reel döviz kurlarının 'Granger anlamında nedenidir' şeklinde bir sonuca ulaşmıştır. Bu sonuç, In ve Menon'un bulduğu reel döviz kurları dış ticaret hadlerinin Granger anlamında nedeni şeklindeki sonucun tam tersini ifade etmektedir.

Zengin ve Terzi (1995), nominal döviz kuru, ihracat, ithalat ve dış ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi farklı dönemler üzerine Engle-Granger koentegrasyon ile Granger koentegrasyon testi yapmış ve değişkenler arasında kısa veya uzun dönemli bir ilişkinin olmadığı sonucuna varmıştır.

In ve Menon (1996), ABD, Almanya, Fransa, İngiltere, İtalya, Japonya ve Kanada'yı kapsayan yedi OECD ülkesinde reel döviz kurları ve dış ticaret hadleri arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalarında koentegrasyon testi ve Granger nedensellik analizi yapmışlardır. Analiz sonucunda Almanya ile İtalya'da dış ticaret hadlerinin reel döviz kurlarının Granger anlamında nedeni olduğu, ABD, Fransa, İngiltere, Japonya ve Kanada'da ise reel döviz kurları dış ticaret hadlerinin Granger anlamında nedeni olduğu sonucunu bulmuşlardır.

Battacharya (1997), bu çalışmada A.B.D. 'nin ticaret ortağı olduğu 101 ülkenin oluşturduğu reel döviz kuru indeksinin esas alındığı bu çalışmada ayrıca bütçe açığı, dış ticaret açığı, parasal taban ve faiz oranı değişkenleri de modele dahil edilerek bir VAR modeli tahmin edilmiştir. VAR modeli sonuçlarına göre orta vadede reel döviz kuru ile dış ticaret dengesi arasında bir ilişkinin olduğu raporlanmıştır.

Lin (1997), 1973:3 – 1994:9 dönemini kapsayan çalışmada A.B.D. ekonomisi için aylık verilere kullanılarak yapılan çalışmada Engle Granger yöntemi kullanılmış ve değişkenler arasında bir eşbütünlük ilişkisinin olmadığına işaret edilmiştir.

Abeyasinghe ve Yeok (1998), 1980:1 – 1993:4 dönemini kapsayan çalışmada üçer aylık veriler kullanılarak Singapur ekonomisi için Devalüasyonun ihracat üzerindeki etkileri incelenmiştir. Değişkenler arasında bir koentegrasyon ilişkisinin olduğu raporlanmış ve doğrudan bir ilişkinin olduğuna işaret edilmiştir.

Koray ve McMillin (1999), 1973 – 1993 yılları arasında A.B.D. ekonomisi için para politikasında meydana gelen değişikliklerin döviz kuru ve ticaret dengesinde ne gibi etkiler gösterdiği araştırılmıştır. Araştırma

bulgularına göre; para politikası şoklarının reel ve nominal döviz kurlarında geçici değerlendirmelere öncülük ettiğini göstermiştir. Döviz kuru değerlendirmeleri ticaret dengesinde kısa dönemli bir iyileşmeye sebep olarak gösterilen para politikası üzerinde geçici bir şok meydana getirmekte, fakat daha sonra ise, J eğrisi hipotezine destek veren bir dış ticaret bozulmasına neden olmaktadır.

Sivri ve Usta, 1994-2000 döneminde Türkiye’de reel döviz kuru ile ihracat ve ithalat arasındaki ilişkiyi VAR yönteminden yararlanarak hesaplamaya çalışmışlar, sonuçlarını koentegrasyon testi, etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırmaları yöntemlerini de kullanarak yorumlamışlardır. Analize göre, reel döviz kurunun ihracat ve ithalat fiyatları ile arasında bir nedensellik ilişkisinin olmadığı, varyans ayrıştırmalar yöntemine göre ihracat ve ithalatın tahmin hata varyansını açıklamada reel döviz kurunun bir ilgisinin olmadığını, etki-tepki fonksiyonları da reel döviz kurunda meydana gelecek bir standart hatalık soka ihracat ve ithalatın tepkisinin belirsiz olduğunu göstermiştir.

McKenzie (1998), Çeyrek yıllık verilerin kullanıldığı bu çalışmada ARCH yöntemi ile 1969 – 1995 dönemi döviz kuru oynaklığı test edilmiş ve araştırma bulgularına göre oynaklık ile dış ticaret değerleri arasında doğru yönlü bir ilişkinin olduğuna işaret edilmiştir.

Baldemir ve Gökalp (1999), 1980-1997 yıllarını kapsayan dönemde nominal döviz kuru ile dış ticaret hadleri arasındaki ilişkiyi yıllık verilerin kullanıldığı koentegrasyon testi ile analiz yapmışlardır. 1980-1997 döneminde nominal döviz kuru ile dış ticaret hadleri arasında Granger nedenselliği olduğunu tespit etmişlerdir. Bu nedensellik, nominal döviz kurlarında yaşanan bir artışın dış ticaret hadlerinde bozulmaya yol açacağı şeklinde ifade edilebilir.

Zengin (2000), 1990 yılı ve sonrasında reel döviz kuru, ihracat fiyat endeksi ile ithalat fiyat endeksi serilerinin arasındaki ilişkiyi VAR yöntemini kullanarak analiz etmiş, reel döviz kuru ve ihracat fiyat endeksi ile ithalat fiyat endeksi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğunu tespit etmiştir. Analize göre, ihracat ve ithalat fiyatları reel döviz kurunu doğrudan etkilerken, reel döviz kuru ithalat fiyat endeksini doğrudan, ihracat fiyat endeksini ise ithalat fiyat endeksi aracılığıyla etkilemektedir.

Hook ve Boon (2000), 1985 – 1997 yıllarını kapsayan dönem için çeyrek yıllık veriler kullanarak döviz kurunda meydana gelen oynaklığı modellemişler ve hem nominal hem de reel döviz kurunda meydana gelen

oynaklığın VAR modelini kullandıkları çalışmalarında ihracatı ters yönlü etkilediği sonucuna ulamışlardır.

Kim (2001), para politikası şoklarının ticaret dengesi üzerine etkilerini Fransa, İngiltere ve İtalya için VAR modeli yardımıyla araştırmıştır. Her üç ülke için de para politikası şoklarının ticaret dengesi üzerinde harcamaların yönünü değiştirici bir etki meydana getirdiği görülmüştür.

Wilson ve Tat (2001), üçer aylık verilerin kullanıldığı ve 1970 – 1996 yıllarına ait dönemin içerdiği bu çalışmada Singapur ve A.B.D arasındaki ticaret mallarının iki taraflı ticaretinde reel ticaret bilançosu ve reel döviz kuru arasındaki ilişkinin varlığı incelenmiştir. Sonuç olarak Singapur ve ABD için reel döviz kurunun reel karşılıklı ticaret dengesi üzerinde anlamlı bir etki yapmayacağı sonucuna varılmıştır.

Hsing (2004), Japonya, Kore ve Tayvan'da J eğrisi etkisini araştırmak amacıyla 1980 – 2001 dönemini kapsayan ve VECM'den elde edilen genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonları kullanılmıştır. Geleneksel J eğrisi etkisi yalnızca Japonya için raporlanırken, Kore ve Tayvan'da inceleme dönemi boyunca böyle bir etki saptanmamıştır.

Kasman ve Kasman (2005), 1982 – 2001 yıllarını içeren çeyrek yıllık verilerin kullanıldığı ve Kointegrasyon Analizi ve Hata Düzeltme modelinin kullanıldığı söz konusu çalışmada döviz kurundaki oynaklığın ihracat üzerindeki etkisinin pozitif yönlü olduğuna dikkat çekilmiştir.

Hwang ve Lee (2005), 1990 – 2000 yıllarını kapsayan dönemde aylık verilerin kullanıldığı ve reel döviz kurundaki oynaklığın modellendiği çalışmada, oynaklık GARCH-M yöntemi ile modellenmiş ve döviz kurundaki oynaklığın ithalat üzerindeki etkisi doğru yönlü olarak tespit edilirken, ihracat üzerindeki etkisi ters yönlü olarak bulunmuştur.

Lee ve Saucier (2005), çeyrek yıllık verilerin kullanıldığı ve 1986 – 2003 yıllarını kapsayan dönem için yapılan çalışmada Nominal döviz kurunda meydana gelen değişimin dış ticaret üzerindeki etkisi ARCH Testi ile tespit edilerek GARCH yöntemi ile modellenmiş ve nominal döviz kurunda meydana gelen oynaklığın dış ticaret üzerinde ters yönlü bir ilişkinin olduğu yönünde bir sonuca varılmıştır.

3. VERİ SETİ VE EKONOMETRİK YÖNTEM

Çalışmada 1992:1 – 2009:1 yılları arasını kapsayan aylık veriler ile çalışılmıştır. Söz konusu veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden elde edilmiştir. Çalışmada reel efektif döviz kuru (redk), dış ticaret hacmi (rdth_sa) ve cari işlemler açığı (ca_sa)

değişkenleri kullanılmıştır. Burada verilerin çalışmaya hazır hale getirilebilmesi için öncelikle dış ticaret hacmi deflate edilerek reelleştirilmiştir. Daha sonra mevsimsellik araştırmasını takiben mevsimsel etkinin altında olan seriler ilgili düzeltmeler yapıldıktan sonra durağanlık şartını sağlayıp sağlamadıkları hipotez testleri ve bazı diagnostik testler yardımıyla değerlendirilerek analize geçilmiştir.

Bu çalışmada Pesaran, Shin and Smith (2001: 1-22)'in 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, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunup bulunmadığı test edilecektir. İkinci aşamada, 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 denklemin hata düzeltme modeli türetilmektedir. Yöntemi kısaca açıklamak için aşağıdaki gibi bir vector error correction (VEC) modelini ele almak mümkündür;

$$\Delta Y_t = \mu + \lambda Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Yukarıdaki denklemde; $Y_t = [R_t \ z_t]'$ dir. Bağımlı değişken R_t 'dir. z_t , bağımsız değişkenleri temsil eden serilerin bir vektörüdür ve $z_t = (\text{redth_sat}, \text{ca_sat})'$ dir. $\varepsilon_t = [\varepsilon_t \ \varepsilon_t]' \sim N(0, W)$, W pozitif olarak tanımlanmaktadır ve aşağıdaki formda ifade edilmektedir;

$$\begin{bmatrix} \overline{\omega}_{RR} & \overline{\omega}_{Rz} \\ \overline{\omega}_{Rz} & \overline{\omega}_{zz} \end{bmatrix}$$

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

$$\gamma_j = \begin{bmatrix} \gamma_{RR.j} & \gamma_{Rz.j} \\ \gamma_{zR.j} & \gamma_{zz.j} \end{bmatrix} = - \sum_{k=j+1}^p \phi_k$$

olarak tanımlanabilmektedir.

□, uzun dönem çarpan matrisidir ve şöyle ifade edilir:

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

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, $RR = 0$; Rt nin $I(1)$ olduğu anlamına gelirken, $lzR < 0$; Rt nin $I(0)$ olduğu anlamına gelmektedir.

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; bağımsız değişkenlerin üzerinde ‘uzun dönemli zorlayıcı’ değişkenler olarak kabul edilmektedir.

Denklemin Rt ve zt 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 bir yaklaşımın kullanılması gerekmektedir. Bu problem, bütün tek denklemlilik yaklaşımlar için geçerlidir. Bu nedenle, eğer Rt yi kapsayan sadece bir uzun dönemli ilişki varsa, o zaman bu yöntem uygundur ve yapılan işlemlere bundan sonraki aşama ile devam edilebilir demektir. Denklemdeki uzun dönemli ilişkinin varlığını test etmek için aşağıdaki gibi bir kısıtsız hata düzeltme mekanizması oluşturulabilir:

$$\begin{aligned} \Delta \ln R_t = & a_0 + \sum_{i=1}^p b_i \Delta \ln R_{t-i} + \sum_{i=0}^p c_i \Delta \ln NFA_{t-i} + \sum_{i=0}^p d_i \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^p e_i \Delta \ln M2_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^p f_i \Delta \ln TB_{t-i} + \sum_{i=0}^p g_i \Delta \ln TT_{t-i} + h t_r + \lambda_1 \ln R_{t-1} + \lambda_2 \ln NFA_{t-1} + \lambda_3 \ln Y_{t-1} + \lambda_4 \\ & \ln M2_{t-1} + \lambda_5 \ln TB_{t-1} + \lambda_6 \ln TT_{t-1} + \varepsilon_{1t} \end{aligned} \quad (2)$$

3.1. Uzun Dönemli Bir İlişkinin Sınır Testi İle Belirlenmesi

(2) numaralı denklemdeki gecikmeli düzey ilişkilerinin anlamlılığı F istatistikleri hesaplanarak belirlenmektedir. Ancak F istatistiğinin asimptotik dağılımı, değişkenlerin; $I(0)$, $I(1)$ veya karşılıklı olarak eşbütünleşik olmalarına aldırılmaksızın, düzey değişkenleri arasında ilişki bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi altında standart 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.

(1) 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. Denklemdeki değişkenleri örnek olarak alırsak, modeldeki değişkenler arasında eşbütünsellik ilişkisi olmadığını ifade eden sıfır hipotezi ve alternatif hipotez; biçimsel olarak;

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

$H_1: h \neq 0, \lambda_1 \neq 0, \lambda_2 \neq 0, \lambda_3 \neq 0, \lambda_4 \neq 0, \lambda_5 \neq 0$ vel $\lambda_6 \neq 0$; 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 (2) 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; (2) numaralı denklemdeki değişkenlerin 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

olarak, 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 yapılabilir. 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. (2) 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.

4. EKONOMETRİK BULGULAR

Çalışmada kullanılacak olan tüm değişkenler yapısal olarak bir sorun taşıyıp taşımadıkları yönünden analizlere tabi tutulmuşlardır. Bu açıdan modelde kullanılacak olan değişkenlerin tümünün yapısı hakkında daha fazla bilgi sahibi olabilmek için bu değişkenler alt başlıklar halinde incelenecektir.

Uzun dönemli ilişki söz konusu olduğunda ilişkiyi daha net ifade edebilmek için Sınır Testi ve ARDL testinden faydalanmanın yerinde olmaktadır.

Tablo 1. Sınır testi (Sabitli model için optimal gecikme uzunluğu ve otokorelasyon LM testi)

Sabitli Model İçin Sınır Testi						
p	AIC	SBC	X ² sc(1)	(p) Değ. X ² sc(1)	X ² sc(4)	(p) Değ. X ² sc(4)
1	5.762453	5.860045	26.80677	0.0000	28.32764	0.0000
2	5.642282	5.789172	1.586686	0.2078	2.536612	0.6381
3	5.668013	5.864544	0.326912	0.5675	2.080353	0.7210
4	5.692998	5.939513	0.160700	0.6885	3.967759	0.4104
5	5.715111	6.011960	0.287420	0.5919	0.986890	0.9118
6	5.735533	6.083068	0.173186	0.6773	1.756621	0.7804

Akaike Bilgi Kriteri Tarafından Seçilen Optimal Gecikme Uzunluğu: 2
Schwarz Bilgi Kriteri Tarafından Seçilen Optimal Gecikme Uzunluğu: 2

Sınır testine göre yapılan analizde modelde, bilgi kriterleri tarafından seçilen (2) gecikme uzunluğuna göre otokorelasyon bulunmamaktadır ki hem sınır testindeki bu otokorelasyon testi hem de bilgi kriterleri tarafından seçilen optimal gecikme uzunluğu kurulan hata düzeltme modeli ile tutarlı sonuçlar içermektedir.

Tablo 2. Sınır testi (Trendli model için optimal gecikme uzunluğu ve otokorelasyon LM testi)

Trendli Model İçin Sınır Testi						
p	AIC	SBC	X ² sc(1)	(p) Değ. X ² sc(1)	X ² sc(4)	(p) Değ. X ² sc(4)
1	5.746070	5.859927	35.74042	0.0000	37.63327	0.0000
2	5.579550	5.742762	0.038105	0.8452	2.205975	0.6979
3	5.612323	5.825231	0.006386	0.9363	2.516770	0.6416
4	5.638358	5.901308	1.803324	0.1793	5.941476	0.2036
5	5.646118	5.959458	0.821674	0.3647	2.811727	0.5898
6	5.669077	6.033161	0.752029	0.3858	3.965761	0.4107

Akaike Bilgi Kriteri Tarafından Seçilen Optimal Gecikme Uzunluğu: 2
Schwarz Bilgi Kriteri Tarafından Seçilen Optimal Gecikme Uzunluğu: 2

Tablo 2 de tıpkı tablo 1 gibi modelde otokorelasyon olmadığına ve optimal gecikme uzunluğunun (2) olduğuna işaret etmektedir. Kurulan modelin sonuçlarını karşılaştırmak üzere yapılan sınır testine söz konusu değişkenler arası ilişkilerin arasında bir seviye ilişkisinin olup olmadığını öngören sınır testi ile devam etmek gerekmektedir.

Tablo 3. Sınır testi (Seviye ilişkisinin tespiti)

Kısıtsız Sabitli ve Trendsiz Model		
p	F_{iii}	t_{iii}
2	7.222258	-4.604763

Burada trendsiz modelde bulunan (f) ve (t) değerleri Paseran ve vd (2001)'in kritik değerlerle karşılaştırılmak suretiyle seviye ilişkisi tespit edilmeye çalışılmaktadır.

Tablo 4. Paseran vd. (2001) makalesindeki kısıtsız sabitli ve trendsiz model için hesaplanan kritik değerler

Kısıtsız Sabitli ve Trendsiz Model		
$\alpha = 0.05$		
(F _{iii}) Modeli		
k = 2	Alt Sınır	Üst Sınır
	3.79	4.85
(t _{iii}) Modeli		
k = 2	Alt Sınır	Üst Sınır
	-2.86	-3.53

Bu analizde kullanılacak olan hipotezleri şu şekilde hazırlamak mümkündür;

H₀: Değişkenler arasında bir seviye ilişkisi yoktur.

H₁: Değişkenler arasında bir seviye ilişkisi vardır.

Tablo 4'deki değerlerden de açıkça görülebileceği üzere değişkenler arasında bir seviye ilişkisinin olmadığı yönündeki boş hipotezler reddedilerek alternatifleri kabul edilmektedir. Yani kısıtsız sabitli ve trendsiz modele göre, değişkenler arasında bir seviye ilişkisi vardır.

Aynı ilişkiyi kısıtsız sabitli ve kısıtlı trendli modelde analiz etmek gerekmektedir.

Tablo 5. Sınır testi (Seviye ilişkisinin tespiti)

Kısıtsız Sabitli ve Kısıtlı Trendli Model			
p	F_{iv}	T_v	F_v
2	9.426866	-6.099632	12.56223

Burada kısıtsız sabitli ve kısıtlı trendli modelde bulunan (f) ve (t) değerleri Paseran ve vd (2001) tarafından yazılan makaledeki kritik değerlerle karşılaştırılmak suretiyle seviye ilişkisi tespit edilmeye çalışılmaktadır.

Tablo 6. Paseran vd. (2001) makalesindeki kısıtsız sabitli ve kısıtlı trendli model için hesaplanan kritik değerler

Kısıtsız Sabitli ve Trendsiz Model			
$\alpha = 0.05$			
		(F_{iv}) Modeli	
k = 2	Alt Sınır 3.79		Üst Sınır 4.85
		(F_v) Modeli	
k = 2	Alt Sınır 3.79		Üst Sınır 4.85
		(T_v) Modeli	
k = 2	Alt Sınır -3.41		Üst Sınır -3.95

Tablo 6'daki değerler aracılığıyla değişkenler arasında bir seviye ilişkisinin olmadığı yönündeki boş hipotezler reddedilerek alternatifleri kabul edilmektedir. Yani kısıtsız sabitli ve kısıtlı trendli modele göre, değişkenler arasında bir seviye ilişkisi vardır.

Yani değişkenler arasında bir seviye ilişkisinin varlığı tüm modeller tarafından ortaya konmaktadır. Bu da hata düzeltme modelinde işaret edilen etkileri desteklemektedir. Bu aşamadan sonra değişkenler arasındaki denge ilişkilerinin yorumlandığı ARDL Analizini sınamak gerekmektedir.

Tablo 7. Sabitli modelde seviye ilişkisi

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t_{ist}	Olsılık Değ.
RDTH_SA	-0.839332	0.572776	-1.465375	0.1444
CA_SA	-0.012471	0.001776	-7.022196	0.0000
C	110.6611	3.133271	35.31809	0.0000

Tablo 7'ye göre reel dış ticaret hacmi için hesaplanan t-istatistiğinin olasılık değeri anlamlı olduğu görülmektedir.

Tablo 8. Sabitli ve trendli modelde seviye ilişkisi

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t_{ist}	Olsılık Değ.
RDTH_SA	1.513173	0.494939	3.057289	0.0025
CA_SA	-0.005646	0.001534	-3.680417	0.0003
C	84.24672	4.881857	17.25711	0.0000

Tablo 8 aracılığıyla değişkenler için hesaplanan t-istatistiklerinin anlamsız olduğu görülmektedir. (t) değerlerinin hangisi modelde daha anlamlıysa o model tercih edilebildiğinden sabitli model söz konusu ilişkileri açıklama anlamında tercih edilmektedir.

Modelin dengeye uyarlama hızını incelemek için öncelikle sabitli model değerlendirilmektedir. Bunun için özellikle hata düzeltme modeli katsayısı oldukça önem taşımaktadır. Hata düzeltme katsayısının (-) çıkması arzulanan bir duruma işaret etmektedir.

Tablo 9. Sabitli modelde dengeye uyarlanma hızı

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t _{ist}	Olasılık Değ.
REDK(-1)	0.364161	0.064751	5.624049	0.0000
RDTH_SA	0.425790	0.613685	0.693825	0.4886
CA_SA	-0.000966	0.000557	-1.733342	0.0846
C	0.032721	0.281792	0.116116	0.9077
ECMC(-1)	-0.143594	0.028849	-4.977360	0.0000

Hata düzeltme modeli katsayısı istenildiği üzere (-) olarak gerçekleşmiştir. Bu durum da 1 birimlik hatanın her ay 0.14'ünün düzeltildiğini ortaya koymaktadır.

Tablo 10. Trendli modelde dengeye uyarlanma hızı

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t _{ist}	Olasılık Değ.
REDK(-1)	0.422063	0.063837	6.611609	0.0000
RDTH_SA	0.492980	0.591513	0.833422	0.4056
CA_SA	-0.000787	0.000527	-1.494096	0.1367
C	0.067822	0.271337	0.249957	0.8029
ECMC(-1)	-0.240708	0.037285	-6.455931	0.0000

Burada da her ay ortaya çıkan 1 birimlik hatanın % 24'ünün düzeltildiği anlamına gelmektedir. Bu da dengeye uyarlanma hızının sabitli modele göre trendli modelde daha çabuk olduğunu göstermektedir.

Bütün bu aşamalardan sonra değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem nedensellik ilişkilerinin incelendiği yapısal granger nedensellik testini değerlendirmek gerekmektedir.

Tablo 11. Yapısal Granger nedensellik sınaması

Deterministik Trendsiz				
	RDTH_SA	CA_SA	REDK	ECM(t-1) -- t-stat
RDTH_SA	--	0.531074 (0.5888)	3.431845 (0.0343)	-0.38568 (0.70016)
CA_SA	0.365083 (0.6946)	--	2.547008 (0.0809)	-1.76003 (0.07998)
REDK	0.188723 (0.8282)	0.070727 (0.9317)	--	-3.65511 (0.00033)
Deterministik Trendli				
RDTH_SA	--	0.504783 (0.6044)	3.236428 (0.0414)	-0.34936 (0.72720)
CA_SA	0.508055 (0.6025)	--	2.540847 (0.0814)	-1.08881 (0.27759)
REDK	0.068439 (0.9339)	0.119580 (0.8874)	--	-5.35547 (0.00000)

Kısa ve uzun dönem etkiler değerlendirildiğinde kısa dönemli olarak bir ilişkinin ancak ve ancak deterministik ve trendli modelde reel döviz kurundan reel dış ticaret hacmine doğru olduğu görülmektedir. Sınır testi ve ARDL testi sonuçları birlikte değerlendirildiğinde reel efektif döviz kurunun açıklanmasında söz konusu değişkenlerin uzun dönemde etkili olduğunu söyleyebilmek mümkündür.

5. GENEL DEĞERLENDİRME VE SONUÇ

Uzun dönemli denge ilişkilerinin değerlendirildiği Sınır Testi ve ARDL modeli çerçevesinde ilk olarak trendli ve sabitli model için gecikme uzunluğu ve otokorelasyon LM testi yapılmıştır. Test sonuçlarına göre hem Akaike hem de Schwarz bilgi kriteri 2 gecikmeyi raporlanırken aynı zamanda modelde bir otokorelasyon sorununun olmadığı raporlanmaktadır. Kurulan modelin sonuçlarının karşılaştırıldığı ve değişkenler arası ilişkiler arasında bir seviye ilişkisinin olup olmadığını öngören sınır testi ile devam edilmiş, seviye ilişkisinin olmadığı yönündeki boş hipotezler reddedilerek alternatifleri kabul edilmiştir. Yani hem kısıtsız sabitli ve trendsiz model hem de sabitli ve kısıtlı trendli modele göre değişkenler arasında bir seviye ilişkisinin olduğu raporlanmıştır.

Değişkenler arasında bir denge ilişkisinin olduğu raporlandıktan sonra ARDL analizine geçilmiş ve sabitli modelin söz konusu ilişkileri açıklamada sabitli ve trendli modele göre daha güçlü olduğu görülmüştür. Daha sonra sabitli model için dengeye uyarlanma hızına ilişkin katsayı incelenmiş ve

katsayısının -0.14 olduğu görülmüştür. Dengeye uyarlanma katsayısının $(-)$ olması beklenir. Bu katsayı ortaya çıkan sapman her 0.14 'ünün düzeltildiği anlamına gelmektedir. Bu aşamadan sonra yapısal granger nedensellik testine geçilmiş ve reel döviz kuru değişkenine ait olan hata düzeltme katsayısının (t) istatistikleri incelendiğinde uzun dönemde söz konusu değişkenler arasındaki ilişki açıkça görülmektedir.

Bu açıdan bakıldığında özellikle finansal liberalizasyon sürecinin başından itibaren geçirilen deneyim araştırma bulgularıyla desteklenmiştir. Özellikle Türkiye gibi gelişmekte olan ülke ekonomilerinin iç tasarruf hacimlerinin sermaye birikimini sağlama anlamında kalkınma ve büyüme dinamiklerini ateşleyecek ölçüde gelişmemiş olmasından dolayı Türkiye gibi gelişmekte olan ülkeler kalkınma süreçlerinin finansmanı için dış dünyadan borçlanma yoluna gitmektedirler. Bu gibi ülkeler iktisadi ve siyasi açıdan yüksek risk grubuna dahil olduklarından gereken sermaye birikimini ülkeye çekmek için yüksek faiz politikası uygulamak zorunda kalmışlardır. Uygulanan yüksek faiz ortamında ülkeye giren sermayenin spekülative temelli olması kalkınmanın finansmanını istenilen ölçüde etkileyememiş gelen finansman kaynağı ülkenin üretken olmayan alanlarına kayması sonucu da olası herhangi bir iktisadi veya siyasi tıkanmaları ülke ekonomisi açısından birer yıkıma dönüştürmüştür. Bu şekliyle değerlendirildiğinde reel kurun hedeflenmesi süreci gündeme gelmiştir. Özellikle 94 krizinden sonra reel kur hedefine geçilmiş çok kısa bir uygulanmış ve daha sonra terk edilmiştir. Bugün gelinen noktada krizlerin anatomisi incelendiğinde araştırma bulguları ile eşdeğer özellikler taşıdığı görülmüştür. Uygulanan yüksek faiz politikası yabancı sermayeyi ülkeye çekerken yerli para bu süreçte aşırı değerlenmekte ve dış ticareti ithalat lehine özendirilmektedir. Artan ithalat dış finansman konusundaki kırılganlığı daha da artırmakta bu da dış ticaret açıklarını körüklemekte ve cari açıkların akıl almaz boyutlara ulaşmasının önünü açmaktadır ki; cari açığın GSMH'ye oranının kriz açısından kritik eşik olarak algılanmasının ne derece doğru bir yaklaşım olduğu da edinilen kriz deneyimlerinden açıkça görülmektedir. Bu şekilde daha da kırılgan bir hal alarak batılı ekonomilerin çıkar alanına itilen Türkiye gibi gelişmekte olan ekonomiler olası bir konjonktür tıkanmasının faturasını yüksek devalüasyon sonucu artan borçların tüm ekonomi için bir yıkım oluşturması gibi çok ağır bedellerle ödemektedirler.

Bu açıdan özellikle politika yapıcılarının bu hassasiyeti göz önünde bulundurarak, reel kur hedeflemesi, yalnızca yabancı yatırımlara uygulanan Tobin vergisi benzeri bir karşılığın alınması ki; Şili'de 1991'den bu yana

uygulanmaktadır. Borcun kompozisyonunun gözden geçirilmesi, cari açığın durumu ve para otoritesinin herhangi bir tıkanıklık durumunda inisiyatif alması konuları şu an ivedi bir şekilde tartışılması gereken gerçekliklerdir.

KAYNAKÇA

Akhtar, M., R. Spence Hilton, “Effects Of Exchange Rate Uncertainty On German and U.S. Trade”, Federal Reserve Bank Of New York, *Quarterly Review*, vol. 9, 1984, 7 – 16.

Alse, J. ve Oskooee, M. B., “Do Devaluations Improve or Worsen the Terms of Trade?”, *Journal of Economic Studies*, 22(6),1995, 16-25.

Amano, R. A., “Terms of Trade and Real Exchange Rates: The Canadian Evidence”, *Journal of International Money and Finance*, Vol.14, No.1, 1995, 83-104.

Bailey, Martin, George S. Tavlas, “Trade and Investment Under Floating Rates: The U.S Experience”, *Cato Journal*, Fall, 1988, 421 – 449.

Bollerslev, Tim, *Generalized Autoregressive Conditionally Heteroskedasticity*, ARCH Selected Readings, Oxford University Press, 1986.

Brada, Josef C., Jose, A. Mendez, “Exchange Rate Risk, Exchange Rate Regime and The Volume Of International Trade”, *Kyklos*, 41, 1988, 263 – 280.

Chowdhury, Abdur R., “Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence From Error Correction Models”, *The Review Of Economics and Statistics*, 76, 1993, 700 – 706.

Cooper, R. N., *An Assessment of Currency Devaluation in Developing Countries*, Yale University Press, New Haven, 1971.

Dickey, D., Fuller, W. A., “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root”, *Econometrica*, 49, 1981.

Enders, Walter, “Unit Roots and The Real Exchange Rate Before World War I, The Case Of Britain and The U.S.A”, *Journal Of International Money and Finance*, 1989, 55- 70.

Engle, R. F., Granger, C. W. J., “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, 1987, 55.

Gotur, Padma, “Effects of Exchange Rate Volatility on Trade”, *IMF Staff Papers*, 32, 1985, 475 – 512.

Granger, Clive, William, John ve Paul Newbold, “Spurious Regression in Econometrics”, *Journal of Econometrics*, Vol.2, 1974.

Gujarati, Damodar N., *Basic Econometrics*, Mc-Graw-Hill Inc, U.S.A, 1995.

Hook, Law Siong, Tan Hui, Boon, Exchange Rate Volatility And Malaysian Export To its Major Trading Partners, *Working Paper*, 6. Universiti Putra Malaysia, 2000.

Hwang, Hae Du, Jin Woo, Lee, “Exchange Rate Volatility and Trade Flows of The U.K in 1990’s”, *International Area Review*, Vol 8 (1), Spring, 2005, 173 – 182.

In, F. ve Menon, J., “The Long Run Relationship between the Real Exchange Rate and Terms of Trade in OECD Countries”, *Applied Economics*, 28, 1996, s.1075-1080.

Johansen, S., “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 1988, 231-254.

Johansen, S., “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration in Gaussian Vector Autoregressive Models”, *Econometrica*, 59, 1991, 1551-1580.

Johansen, S. ve Juselius, K., “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 1990, 169-210.

Kasman, Adnan, Kasman, Saadet, "Exchange Rate Uncertainty In Turkey And Its Impact On Export Volume", *ODTÜ Gelişme Dergisi*, 2005, 41 – 58.

Koch, P. D. ve Rosensweigh, J. A., “The Dollar and the US Terms of Trade”, *Journal of Macroeconomics*, Vol.14, 1992, s.467-486.

Koray, Faik, William D., Lastrapes, “Real Exchange Rate Volatility and U.S. Bilateral Trade: A VAR Approach”, *The Review of Economics and Statistics*, 71, 1989, 708 – 712.

Koya, S. ve Orden, D., “Terms of Trade and the Exchange Rates of New Zeland and Australia”, *Applied Economics*, 26, 1994, s.451-457

Kroner, Kenneth F., Lastpares, William D., “The Impact Of Exchange Rate Volatility On International Trade: Reduced Form Of Estimates Using The GARCH-in-mean Model”, *Journal Of International Money and Finance*, 12, 1993, 298 – 318.

Lee, Kang Soek, Saucier, Philippe, “Exchange Rate Instability and Trade Integration – The Case of Asia”, *5th International Conference International Trade and Logistics Corporate Strategies and The Global Economy*, Le Havre, 2005.

Mc Kenzie, Mihael D., “The Impact Of Exchange Rate Volatility On Australian Trade Flows”, *Journal Of Economic Survey*, Vol.13, No:1, 1998, 71 – 106.

Memmedov, Zahid, “Enflasyon ve Para İkamesi Olgusu”, *Journal Of Qafqaz University*, Vol.2, Number: 2, 2003.

Quirk, Peter, “Exchange Rate Regime as Inflation Anchors”, *Finance and Development*, Vol.33, Number:1, March 1996.

Sivri, U. ve Usta, C., “Reel Döviz Kuru, İhracat ve İthalat Arasındaki İlişki”, *Uludağ Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, Cilt:19, Sayı:4, 2001, s.1-11.

Terzi, Harun ve Zengin, Ahmet, “Türkiye’de Kur Politikası, İthalat, İhracat ve Dış Ticaret Dengesi İlişkisinin Ekonometrik Analizi”, *Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F Dergisi*, Cilt:11, Ankara, 1995.

Terzi, Harun ve Zengin, Hilmi, *Temel Ekonometri Teori ve Uygulama*, Derya Kitabevi Yayınları, Trabzon, 2003.

Zengin, Ahmet, “Reel Döviz Kuru Hareketleri ve Dış Ticaret Fiyatları Türkiye Ekonomisi Üzerine Bulgular”, *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 2(2), 2000, 27- 41.

Zengin, Ahmet ve Terzi, Harun, “Türkiye’de Kur Politikası, İthalat, İhracat ve Dış Ticaret Dengesi İlişkisinin Ekonometrik Analizi”, *Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 11(1-2), 1995, s.247-266.