

DÖVİZ KURUNDAKİ DEĞİŞKENLİĞİN TÜRKİYE’NİN İHRACATINA UZUN DÖNEMLİ ETKİSİ

Muammer ŞİMŞEK*
Cem KADILAR**

Öz

Bu çalışmada, eşbütünleşme analizinde yeni geliştirilen sınır testi tekniği kullanılarak döviz kurundaki değişkenliğin Türkiye’nin ihracatına uzun dönemli etkisi incelenmektedir. Döviz kurundaki değişme, GARCH modellemesi ile ölçülmektedir. Elde edilen sonuçlar, Türkiye’nin ihracat talebinin, döviz kurundaki değişkenliğin uzun dönemli etkisine duyarlı olmadığını göstermiştir.

Anahtar Sözcükler: İhracat hacmi, döviz kuru değişkenliği, birim kök, kısıtsız hata düzeltme modeli, eşbütünleşme analizi, sınır testi, kritik sınır değerleri, GARCH.

Abstract

The Long Run Effect of Exchange Rate Volatility on Turkey’s Export

In this study, the long-term effect of the exchange rate volatility on Turkey’s export has been investigated using the recently developed bounds testing technique in cointegration analysis. Exchange rate volatility has been obtained by GARCH modelling. The results show that Turkey’s export demand is not sensitive to the exchange rate volatility in the long run.

Keywords: Export volume, exchange rate volatility, unit roots, unrestricted error correction model, cointegration analysis, bounds testing, critical value bounds, GARCH.

* Doç.Dr., Cumhuriyet Üniversitesi, Cumhuriyet M.Y.O., 58140, SİVAS, msimsek@cumhuriyet.edu.tr.

** Dr., Hacettepe Üniversitesi, İstatistik Bölümü, 06800, Beytepe/ANKARA, kadilar@hacettepe.edu.tr.

GİRİŞ

1973 yılında Bretton Woods sisteminin çöküşünden sonra dünyada uygulanmaya başlanan yüzen kur sistemi, araştırmacıları döviz kurundaki değişkenliğin ve belirsizliğin, dış ticaret hacmi üzerindeki etkilerini incelemeye yöneltmiştir. Diğer yandan döviz kurundaki değişkenliğin dış ticareti olumsuz yönde etkilemesine ilişkin endişeler, yüzen döviz kuru sisteminden döviz kurundaki dalgalanmaları hafifletmek için, dünya çapında döviz kuru politikalarının koordinasyonuna ve Avrupa Para Sisteminin döviz kuru mekanizması gibi döviz kurunun yönetimine doğru bir düşünceye yöneltmiştir.

Döviz kurundaki değişkenliğin ticaret akımı üzerindeki etkilerini araştıran geniş bir literatür bulunmaktadır. Bu çalışmalardan, farklı sonuçlar elde edilmiştir. Bir tarafta çok sayıda çalışmada, döviz kurundaki değişkenliğin uluslararası ticaretin riskini artırarak, ihracat üzerinde negatif bir etki meydana getirdiği belirtilmektedir. (Hooper ve Kohlhagen, 1978: 483-511; Bailey vd., 1986: 466-477; Thursby ve Thursby, 1987: 488-495; Peree ve Steinherr: 1989: 1241-1264; Kroner ve Lastrapes, 1993: 298-318). Şöyle ki döviz kurundaki yüksek değişkenlik, risk algılayan tacirler için daha yüksek maliyete yol açmakta ve dış ticareti azaltmaktadır. Çünkü ticari sözleşmenin yapıldığı zamandaki kur üzerinde anlaşmaya varılmakta, ancak vadeli ödemelerde, ödemenin yapıldığı tarihte kur değişebilmektedir. Bu nedenle döviz kurundaki değişimler eğer önceden tahmin edilemezse belirsizlik meydana gelmekte, böylece dış ticaretten elde edilecek kazançlar azalmakta hatta zarar bile söz konusu olabilmektedir. Böylece uluslar arası ticaretin yararları azalmaktadır.

Diğer yandan yakın zamanlarda teorideki gelişmeler, döviz kurundaki değişkenliğin ticaret hacmi üzerinde hem negatif hem de pozitif yönde etkiler meydana getirebileceğine işaret etmektedir. De Grauwe (1988: 63-84) gelir etkisinin ikame etkisinden üstün olmasının; dış ticaret ile döviz kuru değişkenliği arasında pozitif bir ilişkiye yol açabileceğini vurgulamaktadır. Örneğin eğer ihracatçılar yeteri kadar risk algılıyorsa, döviz kurunun değişkenliğindeki bir artış, ihracat gelirlerinin marjinal faydasını artıracak ve böylece ihracatçıların ihracatı artırmalarını teşvik edecektir. De Grauwe, döviz kurundaki belirsizliğin ihracat üzerindeki etkisinin, algılanan riskin derecesine bağlı olduğunu belirtmektedir. Örneğin, çok yüksek risk algılayıp gelirlerindeki azalmaya üzülen bir ihracatçı; riskler daha da yükselse bile, gelirlerini artırmak için daha fazla ihracat yapabilir. Diğer yandan, daha az risk algılayan bir ihracatçı da muhtemel kötü bir sonuçla ilgilenmemekle birlikte ihracattaki cazip olmayan geliri düşünerek riskler yüksek olduğu zaman daha az ihracat yapabilir.

Bu konudaki başlıca ampirik çalışmalar aşağıdaki gibi sıralanabilir:

Hooper ve Kohlhagen (1978: 483-511), ihracat arzı ve ithalat talebi için farklı riskteki tarafların yer aldığı bir model oluşturarak, 1965-1975 arasında ABD ile Almanya arasındaki ticarete döviz kurundaki değişkenliğin, ticaret akımı ve ihracat fiyatları üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Analizlerinde, spot piyasadaki cari kur ile eski vadeli kur arasındaki haftalık ortalama değişme kullanılmıştır. Bulgular, döviz kurundaki belirsizliğin fiyatlar üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğunu, fakat ticaretin hacmi üzerindeki etkisinin anlamsız olduğunu göstermiştir.

Cushman (1983: 45-63), Hooper ve Kohlhagen'nin kullandıkları yöntemi kendi çalışmasına uyarlayarak reel döviz kurundaki değişkenliğin etkisini araştırmıştır. Değişkenliği, reel kurlardaki üç aylık değişmelerin standart sapması ile ölçmüştür. 1965-77 döneminde ABD ve Almanya'ya ilişkin 14 karşılıklı ticari ilişkiyi incelemiştir. Cushman döviz kurundaki değişkenliğin, altı ticari ilişki üzerinde (ABD'nin; Kanada, Fransa ve Japonya'ya yaptığı ihracat; ABD'nin; Kanada ve Japonya'dan ithalatı ile Almanya'nın İngiltere'ye yaptığı ihracat) negatif ve anlamlı bir etki meydana getirdiğini, elde edilen regresyon eşitliğindeki diğer değişkenlere ilişkin katsayılardan üçünün işaretinin ters yönlü olduğunu belirtmektedir. Ayrıca elde ettiği sonuçlardan ikisi de, döviz kurundaki değişkenliğin ticaret akımı üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğunu göstermiştir.

Kenen ve Rodrik (1985: 311-315) aylık verileri kullanarak, sanayileşmiş ülkelerin reel efektif döviz kurlarındaki kısa dönemli değişkenliğin, bu ülkelerin ithalatına etkisini analiz etmektedir. Çalışmadan üç önemli sonuç elde edildiği belirtilmektedir. Birincisi, yüzen kur sisteminin uygulandığı dönemde piyasalar tecrübe kazandıkça değişkenliğin azalmadığı, trendin bazı ülkeler için ters yönde gözüktüğüdür. İkincisi, sanayileşmiş ülkeler arasında Japonya ve İsveç'in döviz kurlarındaki değişkenliğin daha fazla olmasıdır. Üçüncüsü ise, elde edilen bulguların, Cushman (1983) ile Akhtar ve Hilton (1984) tarafından elde edilen bulgularla paralellik taşıdığı, buna karşılık Hooper ve Kohlhagen (1978)'in bulgularıyla çeliştiği belirtilmektedir.

Thursby ve Thursby (1987: 488-95), Gravity modeli ile Linder hipotezi üzerinde yoğunlaşan iki yönlü ticaret akımları modeli üzerinde çalışmışlardır. Gravity modelinde; iki ülke arasındaki ticaretin değeri milli gelirin pozitif bir fonksiyonu olarak, buna karşılık iki ülke arasındaki uzaklığın ise negatif bir fonksiyonu olarak belirlenmektedir. Yani ülkelerin GSYİH'ları arttıkça bunlar arasındaki ticaret artmakta, Ülkeler arasındaki mesafe arttıkça ticaret azalmaktadır. Linder'in hipotezine göre, iki ülke arasındaki sanayi ürünleri ticareti; bu ülkelerdeki kişi başına gelir düzeyi ile paralellik taşımaktadır. Yani,

bu ülkelerdeki kişi başına gelirler birbirlerine yaklaştıkça ticaret artabilecek, buna karşılık bu ülkelerdeki kişi başına gelirler arasındaki fark arttıkça ticaret azalacaktır. Modellerinde döviz kurundaki değişkenliğin etkisi; spot piyasadaki döviz kurunun ortalama yıllık değişimini kullanarak, 17 ülkeye ilişkin 1974-82 dönemi verileri ile test edilmektedir. Thursby ve Thursby'nin ampirik analizinden elde edilen sonuçlar, 17 ülkeden 15'inde döviz kurunun değişkenliği ile iki yönlü ticaret arasında negatif bir ilişkinin bulunduğunu göstermiştir. Ayrıca bu ülkelerin 10'unda etki, istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Döviz kurundaki değişkenliğin reel bir ölçüsünün yeniden yapılan testinden elde edilen sonuçların riskin nispi fiyatlardan ziyade döviz kurundan kaynaklandığını ileri süren hipotezi desteklediği ve önceki sonuçları değiştirmedeği görülmüştür.

Koray ve Lastrapes (1989: 708-712), VAR (vector autoregressive) modellerini kullanarak reel döviz kurundaki değişkenliğin, ABD'nin, İngiltere, Fransa, Almanya, Kanada ve Japonya'dan yaptığı ithalat üzerindeki karşılıklı etkisini araştırmaktadır. VAR modelleri, ABD ve yabancı makro değişkenleri kapsamakta ve her ülke için ayrı ayrı tahmin edilmektedir. Değişkenlik üzerindeki sürekli şoklar, bu ticaret ölçüsü üzerinde negatif bir etkiye sahip olmasına rağmen sonuçlar, değişkenliğin ithalat üzerindeki etkisinin zayıf olduğunu göstermiştir. Bu etkilerin yüzen kur döneminde nispeten daha önemli olduğu belirtilmektedir.

Peree ve Steinherr (1989: 1241-64), döviz kurundaki belirsizlikle ticaret akışı arasındaki ilişkiyle ilgili mevcut literatürdeki sonuçları yeniden değerlendirmeyi amaçlamışlardır. Orta dönemde döviz kurlarındaki belirsizliğin; potansiyel maliyetler ve rekabet gücü üzerindeki etkisinin, mevcut literatürde ölçülen belirsizlikten çok daha fazla olabileceği belirtilmektedir. Döviz kurundaki uzun dönemli değişkenliğin ölçümünde, en küçük kareler yöntemi kullanılmıştır. Sonuçlar, orta dönemde döviz kuru belirsiz olduğunda, ABD dışındaki sanayi ülkelerinin ticaretlerinin akımını ters yönde etkilediğini göstermiştir.

Medhora (1990: 313-24), 1976-82 arasındaki dönemde döviz kurundaki değişkenliğin, Batı Afrika Parasal Birliği'nin ticaretine etkisini incelemiştir. Analiz, döviz kurundaki değişkenliğin Birliğin reel ithalatını etkilemediğini göstermiştir.

Kumar ve Dhawan (1991: 1225-40), döviz kurundaki belirsizliğin, Pakistan'ın 1974-85 arasında gelişmekte olan ülkelere yaptığı ihracat üzerindeki etkisini tahmin etmeyi amaçlamaktadır. Değişkenliğin ölçümünde farklı ölçümler kullanılmıştır. Sonuçlar, karşılıklı olarak döviz kurlarındaki artan değişkenliğin ihracatları ters yönde etkilediğini ortaya koymuştur. Ancak

nominal kurdaki değişkenlik, reel kurdaki değişkenlikten daha anlamlı çıkmıştır.

Asseery ve Peel (1991: 173-7)'in, 1972-87 arasında beş ülkenin (Avustralya, Japonya, İngiltere, ABD ve B.Almanya) verileri ile yaptığı analizden elde edilen sonuçlar, döviz kurundaki değişkenliğin ihracat üzerindeki etkisinin pozitif olduğunu göstermiştir.

Franke (1991: 292-307), teorik olarak bir firmanın ihracat stratejisini analiz etmektedir. Firmanın, tekeli rekabet ortamında faaliyet gösterdiği ve reel döviz kurunun artan bir fonksiyona sahip olarak ihracattan elde edilmesi beklenen net gelirini maksimize etmeye çalıştığı varsayılmaktadır. İhracat stratejisinde, maruz kalınan ulaşım maliyetleri ile yabancı bir piyasaya giriş veya çıkışta maruz kalınan maliyetler ve ihracattan elde edilen kar veya zarara göre karar verileceği belirtilmektedir.

Bu çalışmada ihracat yapan firmaların, döviz kurunun değişkenliğindeki bir artıştan kaynaklanan genel koşullardaki davranışını göstermektedir. Firmalar kendilerinin en uygun ihracat hacimlerini, döviz kurunun düzeyine göre ayarlarlar. Ayrıca, bu çalışmada döviz kurundaki değişkenlikle birlikte uluslar arası ticaret hacminin de arttığı koşulları göstermektedir.

Sercu (1992: 579-93)'nin çalışmasında döviz kurunun belirsizliğindeki artışın ticarete engel olmaktan ziyade, tarifelerdeki veya ulaşım maliyetlerindeki bir artışta olduğu gibi benzer etkilere sahip olduğu belirtilmektedir. Sercu böyle bir etkiyi küçük bir ekonomide, kısa dönemli bir modelde ve tam rekabet, monopol ve potansiyel monopol veya duopol gibi alternatif piyasa koşullarında göstermektedir. Sercu'ya göre, kısmi monopol koşulları altında değişkenliğin etkisi belirsiz (ex ante) olsa bile, böyle firmaların maruz kaldığı risklere karşı, standart seçimlerle hedging yapılabilecektir.

Pozo (1992: 325-29), 1900-40 arasında GARCH (generealized autoregressive conditional heteroskedasticity) modeli ile ölçülen döviz kurundaki değişkenliğin, İngiltere'den ABD ye yapılan ihracat hacmi üzerindeki etkisini değerlendirmektedir. Sonuçlar döviz kurunun değişkenliğindeki artışların, ticaret hacmini azalttığını göstermiştir.

Chowdhury (1993: 700-706), döviz kurundaki değişkenliğin G-7 ülkelerinin ticaretine etkisini çok değişkenli bir hata düzeltme modeli çerçevesinde incelemiştir. Değişkenliğin ölçümünde hareketli standart sapma yöntemi kullanılmıştır. Sonuçlar, döviz kurundaki değişkenliğin, her G-7 ülkesinin ihracatı üzerinde istatistiksel olarak anlamlı negatif bir etkiye sahip olduğunu göstermiştir.

Arize (1993: 235-54), Bretton Woods sisteminin çöküşünden sonra yüzen kur sisteminin uygulandığı dönemde döviz kurundaki değişkenliğin reel ihracata etkisini, 7 ülkeye ilişkin verilere dayalı olarak eşbütünleşme ve hata düzeltme modeli (HDM) teknikleri ile araştırmaktadır. Döviz kurunun değişkenliğini ölçmek için ARCH tekniği kullanılmıştır. Sonuçlar, her ülkede reel ihracatla döviz kurunun değişkenliği arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunduğunu ortaya koymuştur. Üstelik vakaların çoğunda döviz kurundaki değişimin ihracat hacmi üzerinde bir kısa dönem etkisine sahip olduğu görülmüştür. Bütün ülkelere ilişkin sonuçlar, döviz kurundaki değişkenliğin reel ihracat hacmi üzerinde negatif ve anlamlı bir etkiye sahip olduğunu göstermiştir.

Gagnon (1993: 269-287), döviz kurundaki belirsizlik ile ticaret düzeyi arasındaki ilişkinin boyutunu, dinamik bir optimizasyon modeli kullanarak ölçmektedir. Çalıştığı dönemi, Bretton Woods dönemi (1960-71) ve yüzen kur dönemi (1972-88) şeklinde ikiye ayırarak, ABD ile Fransa, Almanya, İtalya, Japonya ve İngiltere arasındaki ticaretin karşılıklı akışını incelemiştir. Gagnon'un elde ettiği bulgular, hem döviz kurundaki koşulsuz varyans olarak ölçülen değişkenliğin, hem de döviz kurunun koşullu varyans olarak ölçülen belirsizliğinin ticaretin akışını azalttığını göstermiştir.

Kroner ve Lastrapes (1993: 298-318), nominal döviz kurundaki değişkenlik ile ihracat akışı ve fiyatlar arasındaki ilişkiyi Almanya, Japonya, Fransa, ABD ve İngiltere'ye ait, 1973-90 yılları arasındaki dönemi kapsayan aylık verilerle analiz etmiştir. Bu çalışmada uygulanan model, ihracat miktarı, ihracat fiyatları ve spot döviz kurundaki değişimleri açıklayan üç eşitlikli bir sistemdir. İhracat hacmi ile fiyatı açıklayan ilk iki eşitlikte, GARCH -M modeli uygulanmıştır. Bu analizin sonuçları, döviz kurundaki değişkenliğin ticaretin hacminden daha çok ihracat fiyatlarını önemli ölçüde etkilediğini göstermiştir. Etki istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır.

Arslan ve van Wijnbergen (1993: 128-133)'de, 1980-87 döneminde Türkiye'nin ihracatında meydana gelen canlanmanın nedeninin, döviz kurundaki değer kaybı ve ihracatı teşvik eden uygulamalar (politikalar) olduğu belirtilmektedir. Bu çalışmada bunlardan hangisinin ihracat artışında daha etkili olduğunu belirlemek amacıyla ihracat arz ve talep denklemleri tahmin edilmektedir. Onlar ele alınan dönemde Türkiye'nin ihracatındaki artışta, döviz kurunun reel değer kaybına yol açan politikaların, ihracatı teşvik eden politikalarından daha fazla etkili olduğu sonucuna varmışlardır.

Caporale ve Doroodian (1994: 49-54)'ın çalışmasında, yüzen kur sisteminin yaygınlaştığı 1974-92 arası dönemde aylık veriler kullanılarak reel döviz kurundaki değişkenliğin, ABD nin Kanada'dan yaptığı ithalatın değerini

etkileyip etkilemediğini test etmek için GARCH-M modelinin iki değişkenli bir versiyonu kullanılmıştır. Bu çalışmada döviz kurunun değişkenliği, reel döviz kuru için bir GARCH (1,1) koşullu varyans spesifikasyonu kullanılarak ölçülmüştür. Bulgular, döviz kurundaki belirsizliğin ticaret akışı üzerinde negatif ve anlamlı bir etkiye sahip olduğunu göstermiştir.

Holly (1995: 381-91) döviz kurundaki belirsizliğin, İngiltere'nin imalat sanayi ihracatı üzerindeki etkisini araştırmıştır. Çalışmada, kısıtlı bir maliyet fonksiyonundan elde edilen bir arz ve talep yapısı kullanılmıştır. Böylece ilk olarak, döviz kurundaki değişkenliğin ihracat arzı ve talebi üzerindeki etkisi ayrı ayrı ölçülmüştür. Bu çalışmanın literatüre ikinci katkısı, döviz kurundaki değişkenliğin etkisini ölçmek için GARCH tahminlerinin kullanılmasıdır. Sonuçlar, döviz kurundaki değişkenliğin artmasının ihracat arzı üzerinde negatif anlamlı bir etki meydana getirdiğini, ancak ithalat talebi üzerindeki etkisinin anlamsız olduğunu göstermiştir.

Barlow ve Şenses (1995: 111-133), 1980' li yıllarda Türkiye'nin ihracatında meydana gelen artışın bu dönemde uygulanan politikalardan mı yoksa dış faktörlerden mi kaynaklandığını araştırmışlardır. Elde ettikleri sonuçlara göre Türkiye'nin sanayi ürünleri ihracatını ; sanayileşmiş ülkelerin gelirleri, dış faktörler, Türkiye'nin uyguladığı ihracat teşvikleri, petrol üreten ülkelerin gelir düzeyi ve reel döviz kuru etkilemektedir.

Uygur (1997), 1970 lerin sonundan 1990 lı yılların ortasına kadar olan dönemde Türkiye'nin izlediği ihracat politikalarını bir ihracat talebi denklemi ile tahmin ederek incelemiştir. Elde edilen bulgulara göre iç talep ve ihracatı teşvik politikaları ihracatı etkileyen önemli faktörlerdir. Ancak reel döviz kuru, kısa ve uzun dönemde ihracatı etkileyen en önemli değişkendir.

Şahinbeyoğlu ve Ulaşan (1999), 1987-98 döneminde Türkiye'nin reel ihracat arz ve talep fonksiyonlarını tahmin etmişlerdir. Elde edilen sonuçlar, reel ihracat arz ve talep fonksiyonlarının her ikisinin de fiyat ve gelir esnekliklerinin birden küçük olduğunu göstermiştir. Yani, bu sonuç döviz kurunun değeri ile ilgili politikaların dış ticaret dengesi üzerinde fazla etkili olmadığı anlamına gelmektedir.

McKenzie (1999: 71-106)'nin bu konudaki literatürün bir kısmının, kullanılan yöntemlerin sonuçları ile birlikte ayrıntılı bir dökümünün yapıldığı çalışmasında, iktisatçıların çok fazla çaba harcamalarına rağmen, döviz kurundaki değişkenliğin ticaretin akışı üzerindeki etkisinin teorik ve ampirik olarak halen çözülemediği belirtilmektedir. McKenzie, bu konudaki tartışmaların ve incelemelerin gelişimine katkıda bulunabilecek ve üzerinde

konsensüs sağlanabilecek temel konuların teşhis edilmesi için çalıştığını belirtmektedir.

Özbay (1999: 1-14)'ın Türkiye Ekonomisine ilişkin çalışmasında, GARCH modeli ile ölçülen döviz kurundaki belirsizliğin ihracat üzerindeki muhtemel etkisi, 1988: II-1997: II dönemi verileri kullanılarak araştırılmaktadır. Ampirik bulgular, döviz kurundaki belirsizliğin, ele alınan dönemde ihracatı negatif etkilediğini göstermekle birlikte, döviz kurundaki belirsizlik ile ihracat arasındaki ilişki istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır.

Özatay (2000: 1-11), reel döviz kuru ve reel ihracat arasındaki uzun dönemli ilişkiyi, yabancı gelir ve reel döviz kurunun toplam ihracatın bir fonksiyonu olarak alındığı bir modelde incelemektedir. Sonuçlar, reel döviz kurunun katsayısının istatistiksel olarak anlamlı ve birden küçük olduğunu göstermiştir. Ancak yabancı gelirin katsayısı olarak anlamlı çıkmamıştır.

Sivri ve Usta (2001: 1-9), reel döviz kuru ile ihracat ve ithalat arasındaki ilişkiyi VAR modeli ile araştırmıştır. Onların yaptıkları varyans ayrıştırması göre; reel döviz kuru, ihracat ve ithalatın öngörü varyansının önemli bir bölümünü açıklamamaktadır. Onlar bu sonuçlara göre, reel döviz kurunun etkili bir dış ticaret politikası aracı olarak kullanılamayacağı sonucuna varmışlardır.

Aristotelous (2001: 87-94), döviz kurundaki değişkenliğin ve farklı döviz kuru rejimlerinin, 1889-1999 döneminde İngiltere'nin ABD'ye yaptığı ihracata etkisini araştırmıştır. Döviz kurundaki belirsizliğin ölçümü için, reel efektif döviz kurunun büyüme oranının hareketli standart sapması kullanılmıştır. Döviz kuru rejiminin etkisini ölçmek için de, kukla değişken (dummy) kullanılmıştır. Ampirik bulgular, döviz kurundaki değişkenliği ve farklı döviz kuru rejimlerinin ihracat hacmini etkilemediğini göstermiştir.

Vergil (2002: 83-99), reel döviz kurundaki değişkenliğin Türkiye'nin ABD ve üç AB ülkesine (Almanya, Fransa ve İtalya) yaptığı ihracat üzerindeki kısa ve uzun dönemli etkisini 1990(1)-2000(12) dönemine ilişkin aylık verileri kullanarak analiz etmektedir. Elde edilen sonuçlar, reel döviz kurundaki değişkenliğin reel ihracat üzerinde istatistiksel olarak anlamlı negatif bir etkiye sahip olduğunu göstermiştir.

De Vita ve Abbott (2004: 62-81), 1993-2001 arası döneme ilişkin aylık verileri kullanarak döviz kurundaki değişkenliğin, İngiltere'nin AB ülkelerine yaptığı ihracat üzerindeki etkisini ARDL (Autoregressive distributed lag) sınır testi yaklaşımı ile test etmektedir. Değişkenliğin ölçümünde, standart sapma, hareketli standart sapma ve ARCH yöntemleri ayrı ayrı kullanılarak en iyi değişkenlik ölçümü elde edilmeye çalışılmıştır. Sonuçlar, İngiltere'nin 14 AB

ülkesine yaptığı ihracatın, toplam olarak ve sektörel düzeyde genellikle gelir için esnek, ancak nispi fiyatlar için esnek olmadığını ve döviz kurundaki kısa dönemli değişimlerden genellikle etkilenmediğini göstermiştir. Modelin, döviz kurundaki uzun dönemli değişkenlik ölçüsü kullanılarak yeniden yapılan tahmininden elde edilen sonuçlar, döviz kurundaki belirsizliğin İngiltere'nin AB ülkelerine yaptığı ihracat üzerinde anlamlı negatif bir etki meydana getirdiğini göstermiştir.

Bu çalışmada döviz kurundaki değişkenliğin ihracat üzerindeki etkisi, kısıtsız bir hata düzeltme modeli çerçevesinde değerlendirilmektedir. Çalışmada kullanılan değişkenlerin, $I(0)$ ve $I(1)$ olduğu belirlenmiştir. Bu nedenle, verilerin bu özellikleriyle çalışma imkanı sağlayan ekonometrik teknikler kullanılmaktadır.

Bu çalışmanın planı şöyledir: 2. kısımda model, veriler ve uygulanan ekonometrik teknikler açıklanmaktadır. 3. kısımda döviz kurundaki değişkenliğin ölçümünde kullanılan yöntem açıklanmaktadır. 4. kısımda ampirik sonuçlar ve yorumları verilmektedir. 5. kısımda çalışma sonuçlandırılmaktadır.

I. YÖNTEM VE VERİLER

Eşbütünleşme analizinde yakın zamana kadar iki temel yaklaşım uygulanmıştır. Birincisi, Engle ve Granger (1987: 251-76)'in artıkların analizine dayalı olan iki aşamalı yöntemdir. İkincisi ise, Johansen'in (1988: 231-54) en çok olabilirlik indirgenmiş rank yöntemidir. Bu yöntemlerin her ikisinde de, modeldeki bütün bağımsız değişkenlerin $I(1)$ olup olmadığı bir ön test ile belirlenmektedir. Çünkü bir modelde $I(0)$ ve $I(1)$ değişkenlerinin her ikisinin de birlikte bulunması halinde, yukarıda belirtilen klasik eşbütünleşme testlerine dayalı olarak yapılan istatistiksel yorumlar artık geçerli olmamaktadır. Örneğin Harris (1995) bir modelde durağan, yani $I(0)$ değişkenler mevcut olduğu zaman, bu $I(0)$ değişkenlerin modeldeki diğer değişkenlerle sahte ilişkiler oluşturabileceğini, bu nedenle Johansen yöntemindeki iz (trace) ve maksimum öz değer testleri ile yorum yapmanın zor olacağını belirtmektedir. Rahbek ve Mosconi (1999: 76-91) de, Johansen yöntemindeki iz istatistiklerinin asimptotik dağılımında, hangi $I(0)$ açıklayıcı değişkenlerin sorun çıkaran parametreleri üretebileceğini göstermektedir.

Kremers vd., (1992: 325-348) sınırlı bir döneme ilişkin verileri kapsayan analizde, $I(1)$ olan değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmayabileceğini belirtmektedir. Yine Mah (2000 : 237-44) de HDM'nin; Johansen (1988: 231-

54) ile Johansen ve Juselius (1990: 169-210) yöntemlerinin, sınırlı bir döneme dayalı verilerle yapılan çalışmalar için güvenilir olmadığını iddia etmektedir.

$I(1)$ ve $I(0)$ değişkenlerin her ikisini de kapsayan uzun dönem eşbütünlük vektörlerin tahmininde ve yorumundaki bu güçlükler, yakın zamanlarda Pesaran vd., (1999: 1-23)'ın çalışmalarında değerlendirilmiş ve $I(1)$ ve $I(0)$ değişkenlerinin her ikisini de kapsayan bir modelde uzun dönemli ilişkinin mevcut olup olmadığını test etmek için kritik sınır değerlerinden oluşan yeni bir teknik geliştirilmiştir. Yani Pesaran vd., (2001: 1-22) in geliştirdiği sınır testi yaklaşımı ile değişkenlerin; $I(0)$, $I(1)$ veya karşılıklı olarak eşbütünel olmalarına bakmadan değişkenlerin düzey değerleri arasında bir eşbütünellik ilişkisinin mevcut olup olmadığını test etmek mümkündür.

Bu yöntem; yaygın olarak kullanılan eşbütünlük analiz yöntemlerinden Engle ve Granger (1987), Johansen (1988), Johansen ve Juselius (1990) un önerdikleri yöntemlere göre iki önemli avantaja sahiptir: Birincisi sınır testi tekniği, bağımsız değişkenlerin $I(0)$, $I(1)$ veya karşılıklı olarak eşbütünlük olmalarına bakılmaksızın uygulanabilmektedir. İkincisi ise bu yöntemle, az sayıda gözleme sahip olan verilerle de sağlam sonuçlar elde edilebilmektedir.

Bu çalışmada 1970 ve 2002 arasındaki dönemde döviz kurundaki değişkenliğin Türkiye'nin ihracatına etkisini tahmin etmek için yukarıda belirtilen tahmin yöntemi uygulanmaktadır. Yıllık verilerin kullanıldığı ihracat talebi eşitliği;

$$X_t = \xi_0 + \xi_1 y_t^* + \xi_2 p_t^x + \xi_3 v_t^e + \varepsilon_t \quad (1)$$

şeklinde gösterilebilir. Bu eşitlikte; X_t , Türkiye'nin önemli ticaret ortaklarına yaptığı toplam ihracat hacmi, p_t^x , Türkiye'nin ihracat fiyat indeksi ile dünya ihracat fiyat indeksi oranı, y_t^* , yabancı gelirleri gösteren bir değişken olarak reel GSYİH, v_t^e ise döviz kurundaki değişkenliktir. ξ_0 sabit terim, $i = 1, 2, 3$ olmak üzere ξ_i regresyon katsayıları ve (ε_t) de hata terimidir.

Yukarıda yer alan değişkenlerden X_t ; Türkiye'nin önemli ticaret ortaklarına yaptığı toplam ihracatın hacmini 'milyon ABD doları' olarak göstermektedir. Yani ihracat eşitliği, 8 ülkeye yapılan bütün malların ihracatını kapsamaktadır.¹ Nominal ihracat (\$) serisi ve nominal efektif döviz kuru serisi; DPT, Ekonomik ve Sosyal Göstergeler, 1950-2003 den alınmıştır. Kullanılan seriler dolar cinsinden GSYİH deflatörü (1995=100) ile reel hale getirilmiştir.

P_t serisi; nispi fiyat değişkenidir. Her ikisi de dolar cinsinden olan Türkiye'nin ihracat fiyat endeksinin (1995 = 100) dünya ihracat fiyat endeksine (1995 = 100) bölünmesi ile elde edilmiştir. (Türkiye'nin ihracat fiyat endeksi/Dünya ihracat fiyat endeksi) Birincisi, DİE ve DPT kaynaklarından; ikincisi ise IMF, Financial Statistics Yearbook'dan alınmıştır.

Dünya Bankası'nın veri bankasından alınan verilerden elde edilen Y_t serisi; Türkiye'nin en çok ticaret yaptığı 8 ülkenin (önemli dış ticaret ortaklarının) Türkiye ile yaptıkları ticarete göre ağırlıklı reel GSYİH'larını göstermektedir. Seri 'milyon ABD doları' ile ölçülmektedir. Dolar cinsinden GSYİH deflatörü (1995 = 100) ile reel hale getirilmiştir. Y_t serisi, aşağıdaki formül yardımıyla hesaplanmıştır:

$$Y_t^* = \sum_{i=1}^n \Phi_t^i (Y_t^i - x_t^i)$$

Burada Y_t^i , t yılında Türkiye'nin i inci ticaret ortağının nominal GSYİH'sını, x_t^i , Türkiye'nin bu ticaret ortağına t yılında yaptığı nominal ihracatı ve Φ_t^i , bu ticaret ortağının Türkiye'nin toplam ihracatındaki payını temsil etmektedir. Nominal seri, dolar cinsinden GSYİH deflatörü (1995 = 100) ile reel hale dönüştürülmüştür.

Sınır testi yaklaşımını tamamlamak için (1) numaralı eşitlik; kısıtsız HDM şeklinde aşağıdaki gibi bir modelle gösterilebilir:

$$\begin{aligned} \Delta \ln X_t = & \xi_0 + \sum_{i=0}^k \xi_{1i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k \xi_{2i} \Delta \ln P_{t-i} + \sum_{i=0}^k \xi_{2i} \Delta \ln v_t^e + \sum_{i=1}^k \xi_{3i} \Delta \ln X_{t-i} \\ & + \xi_4 \ln X_{t-1} + \xi_5 \ln Y_{t-1} + \xi_6 \ln P_{t-1} + \xi_7 \ln v_t^e + \xi_8 t_r + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

Yukarıdaki eşitlikte; $\Delta \ln X_t$, Türkiye'nin önemli dış ticaret ortaklarına yaptığı toplam ihracatın hacminin; $\Delta \ln Y_t$, Türkiye'nin ticaret ortaklarının ağırlıklı reel GSYİH'larının toplamının; $\Delta \ln P_t$, nispi fiyatların ve $\Delta \ln v_{t-1}^e$, döviz kurundaki değişkenliği temsil eden GARCH artık serisinin logaritmalarının ilk farklarıdır. $\ln X_t$, $\ln Y_t$, $\ln P_t$ ve $\ln v_t^e$ de, aynı serilerin düzey değerlerinin logaritmalarıdır. t dönemi ve t_r de trend terimini göstermektedir. ε_t seri korelasyonu olmayan ak gürültü hata sürecinin bir vektörüdür.

Sınır testi şöyle uygulanmaktadır: (2) numaralı ihracat talebi eşitliği EKK (en küçük kareler) yöntemiyle önce trendli ve trendsiz olarak iki kez tahmin edilmektedir. Sonra da uzun dönemli ilişkinin bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi; (2) numaralı eşitlikteki gecikmeli düzey değerlerinin ($\ln X_{t-1}$, $\ln Y_{t-1}$, $\ln P_{t-1}$ ve $\ln v_t^e$) katsayılarının ortak anlamını test etmek için bir F istatistiği kullanarak test edilmektedir. Yani test, gecikmeli düzey değişkenlerinin katsayılarına sıfır kısıtı getirilerek yapılmaktadır.

Buradaki ortak anlamlılık testi; biçimsel olarak sıfır ve alternatif hipotezlerle ve sırayla trendsiz ve trendli modeller için şöyle gösterilebilir:

$$\begin{aligned} H_0 : \xi_4 = \xi_5 = \xi_6 = \xi_7 = 0 & \qquad H_0 : \xi_4 = \xi_5 = \xi_6 = \xi_7 = \xi_8 = 0 \\ H_A : \xi_4 \neq \xi_5 \neq \xi_6 \neq \xi_7 \neq 0 & \quad \text{ve} \quad H_A : \xi_4 \neq \xi_5 \neq \xi_6 \neq \xi_7 \neq \xi_8 \neq 0 \end{aligned}$$

Bu yöntemde kullanılan test prosedürü, F testine dayanmaktadır. Ayarlanan kritik değerler $I(1)$ ve $I(0)$ değişkenlerinin her ikisini de bağdaştırmaktadır. Test istatistiği (F), tahmin edilen bir hata düzeltme modelindeki düzey değişkenlerine dışlayıcı kısıtlamalar konularak elde edilmektedir.

İki asimptotik kritik sınır değeri; sistemin değişkenleri $I(d)$ ($0 \leq d \leq 1$) olduğu zaman; küçük değer olarak, sadece $I(0)$ değişkenlerini alarak ve büyük değer olarak da, sadece $I(1)$ değişkenlerini alarak, eşbütünlük ilişkisinin belirlenmesinde bir test imkanı sağlamaktadır. Hesaplanan F istatistiği, eğer kritik üst sınır değerinden büyükse; o zaman değişkenlerin bütünleşme derecesi ne olursa olsun [$I(1)$ veya $I(0)$] uzun dönemli bir ilişkinin mevcut olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilecektir. Yani değişkenler arasında bir uzun dönemli ilişkinin varlığı kabul edilecektir. Ancak F değeri eğer kritik alt sınır değerinden küçükse, bu durumda da değişkenlerin bütünleşme derecesi ne olursa olsun [$I(1)$ veya $I(0)$] sıfır hipotezi reddedilemeyecektir. Yani, bir uzun dönemli ilişkinin mevcut olmadığı anlaşılacaktır.

Eğer F istatistiği kritik sınır değerlerinin arasında kalırsa, o zaman kesin yorum yapılabilmesi için her değişkenin bütünleşme derecesinin bilinmesi gerekmektedir.

Kritik değerler aynı zamanda farklı deterministik terimli modeller için de mevcuttur: Sabit terimsiz ve trendsiz, kısıtsız sabit terimli ve trendsiz, kısıtlı sabit terimli ve trendsiz, kısıtsız sabit terimli ve kısıtsız trendli, kısıtsız sabit terimli ve kısıtlı trendli gibi.

II. DEĞİŞKENLİĞİN ÖLÇÜMÜ

Döviz kurundaki değişkenliğin etkisini ölçmek için kullanılan değişkenlik ölçülerinin seçimi de önemlidir. Önceleri, döviz kurundaki belirsizliğin dış ticarete etkisini inceleyen ampirik çalışmalarda, döviz kurundaki değişkenliğin yerine ikame olarak döviz kurunun örneklem standart sapması kullanılmıştır. Ancak çalışmalar bu konuda birbirleriyle çatışan bulgular ortaya koymuşlardır. Bu nedenle daha sonraki ampirik çalışmalar, döviz kurundaki değişkenliği temsil için, döviz kurundaki değişme oranının hareketli standart sapmasını kullandılar. Örneğin Chowdhury (1993: 705) çalışmasında, Bretton Woods sisteminin 1973 yılında çöküşünden sonra, döviz kurundaki yüksek değişkenliğin uluslar arası ticarete bir azalmaya yol açacağı hipotezini destekleyen net sonuçlar elde etmiştir. Bazı çalışmalar da belirsiz veya zayıf sonuçlar elde etmiştir. Bu çalışmalarda kullanılan hareketli standart sapma yöntemi birçok açıdan eleştirilmiştir.

Değişkenlik ölçümünde kullanılan hareketli standart sapma yöntemine alternatif olarak bu çalışmada; koşullu varyans ölçümü kullanılmaktadır. ARCH modeli olarak bilinen ve Engle (1983: 286-301) tarafından geliştirilen bu yöntem, döviz kurundaki belirsizliği ölçmede yaygın olarak kullanılmaktadır.² ARCH süreci; döviz kurundaki değişkenliği bir koşullu varyans olarak, (3) numaralı eşitlikten elde edilen artıkların karesinin bir ARIMA (p,d,q) sürecini kullanarak tahmin etmektedir. ARIMA (p,d,q) modeli aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$\Delta e_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta e_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j \Delta \mathcal{G}_{t-j} + \mu_t \quad (3)$$

Yukarıdaki eşitlikte e_t , otoregresif (AR) terimi, \mathcal{G}_t hareketli ortalama (MA) terimini ve μ_t hata terimini göstermektedir. Döviz kurunun bir martingale süreci (McCurdy ve Morgan (1987: 136-37) izlediğini varsayarak, varyansının ve koşullu ortalamasının:

$$e_t = \mathbf{x}_t \beta + \mu_t, \quad (4)$$

$$\mu_t / y_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (5)$$

$$\sigma_t^2 = y_t \alpha \quad \text{olduğunu varsayalım.}$$

Yukarıdaki eşitlikte e_t ; yıllık olarak $t-1$ ve t arasında, efektif döviz kurundaki (R) değişmedir. \mathbf{x}_t ; e_t nin koşullu ortalaması ($\mathbf{x}_t \beta$) ya katkıda bulunan ve t döneminde elde edilebilir olan Ω_t bilgi kümesindeki dışsal değişkenlerin bir vektörüdür. Modeldeki \mathbf{x}_t vektöründe, bir sabit ile Engle (1983: 286-301) de

açıklanan LM (Langrage çarpanı) testi kullanılarak belirlenen gecikmeli değişkenler yer almaktadır. σ_t^2 , hata teriminin varyansıdır. \mathbf{y}_t ; t döneminde bilgi kümesinde yer alan zayıf dışsal değişkenlerin bir vektörüdür.

$(e_t, \mathbf{x}_t, \mathbf{y}_t)$ ile ilgili n gözlemlili bir örnekte; $(\hat{\alpha}_t, \hat{\beta}_t)$ vektör parametrelerinin tahminleri, en çok olabilirlik yöntemi ile yapılabilir.

$$\ln(L) = -(n/2) \cdot \ln(2\pi) - (1/2) \sum_{t=1}^n \ln(\hat{\sigma}_t^2) - \sum_{t=1}^n (\hat{\mu}_t^2 / \hat{\sigma}_t^2) \quad (6)$$

Yukarıdaki eşitlikte; $\hat{\mu}_t$, tahmin edilen artıklar $(e_t - \mathbf{x}_t \hat{\beta}_t)$ ve σ_t^2 de, tahmin edilen varyansdır $(\mathbf{y}_t \hat{\alpha}_t)$. Yine tahmin edicinin fayda fonksiyonunun uygun bir şekilde sahip olduğunu varsayarak bu, yani zamana göre değişen varyans $\hat{\sigma}_t^2$, t dönemi ile $t-1$ dönemi arasında döviz kurundaki 1 dönemlik değişmeyi kapsayan belirsizliğin ölçümü olarak yorumlanabilir.

Döviz kurunun ilk momentinin; bir MA(1) süreci tarafından oluşturulduğu söylenebilir. MA (1) süreci; (1) numaralı eşitlikten yararlanarak şöyle gösterilebilir:

$$\Delta e_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \mu_t \quad (7)$$

Burada ε_t , hareketli ortalama (MA) terimini, μ_t de artık terimini göstermektedir. Pagan, Hall ve Trivedi (1983: 592) ye göre eğer μ_t ak gürültü ise; artıkların varyansı, değişkenliğin ölçümü için uygun olabilecektir. Ayrıca (7) numaralı eşitlikten elde edilen artıklarda, otokorelasyon olmadığı varsayılmaktadır.

Döviz kurunun (e_t) ikinci momenti; (8) numaralı eşitliğin tahmini ile üretilmektedir ve parametreler pozitifdir.

$$\sigma_t^2 = h_0 + h_1 \mu_{t-1}^2 \quad (8)$$

Bu çalışmada değişkenliğin oluşturacağı etkiyi elde etmek için, yani döviz kurunun değişkenliğini modelleyebilmek için, Engle (1982: 987-1007) ve Bollerslev (1986: 307-27) tarafından geliştirilen GARCH modeli kullanılmaktadır.³ GARCH modeli, koşullu varyanslardaki momenti elde etmede kullanılan yararlı bir yöntemdir. GARCH modelinde koşullu varyans aşağıdaki gibi bir ARIMA sürecini izlemektedir:

$$V_t = \sigma_t^2 = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \mu_{t-p}^2 + \sum_{j=1}^q \gamma_j \sigma_{t-1}^2 + \eta_t \quad (9)$$

(9) numaralı eşitlikte yer alan GARCH (p,q) modeli, rastgele hatanın (the random disturbance) koşullu varyansının hata karelerinin eski hareketlerine doğrusal olarak bağlı olmasını sağlamaktadır.

GARCH modeli, kararlaştırılan p ve q için, daha yüksek dereceleri ve optimal değerleri hesaba katmasına rağmen bir GARCH (1,1) sürecinin mali zaman serilerinin çoğunluğu için genellikle yeterli olduğu görülmektedir. (Bollerslev, 1986) Bu çalışmada kullanılan döviz kuru ($\ln k_{t-1}$) için, bir stokastik GARCH (1, 2) modelinin uygun olduğuna karar verilmiştir. Aşağıdaki (10) numaralı eşitlik bu çalışmadaki GARCH(1, 2) sürecini temsil etmektedir:

$$V_t = \sigma_t^2 = \beta_0 + \beta_1 \mu_{t-1}^2 + \gamma_1 \sigma_{t-1}^2 + \gamma_2 \sigma_{t-2}^2 + \eta_t \quad (10)$$

Eviews 3.1 ile elde edilen GARCH tahminleri aşağıda verilmiştir:

$$V_t = \sigma_t^2 = 0.0563 + 0.3405 \mu_{t-1}^2 - 0.4024 \sigma_{t-1}^2 - 0.4204 \sigma_{t-2}^2 + \eta_t \quad (11)$$

(3.893) (3.285) (-2.634) (-2.152)

Burada parantez içinde verilen değerler "t" istatistiği değerleridir.

III. AMPİRİK SONUÇLAR

Pesaran vd., (1999) un geliştirdiği yaklaşım, $I(0)$ ve $I(1)$ değişkenlerinin her ikisinin de modelde yer almasına ve bunlar arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını test etmeye imkan sağlamaktadır. Ancak, bağımlı değişkenin yine $I(1)$ olması ve bağımsız değişkenlerin de $I(2)$ ve daha yüksek bütünleşme derecesine sahip olmaması gerekmektedir.

Bu nedenle değişkenlerin $I(1)$ den daha yüksek bütünleşme derecesine sahip olmadığından emin olmak ve değişkenlerin zaman serilerine ilişkin özelliklerini belirlemek için, modeldeki serilerinin her birisinin birim kök testleri yapılmıştır. ADF (Augmented Dickey-Fuller) testlerinin sonuçları Tablo 1'de verilmektedir. Döviz kuru değişkeni (V_t) ile yabancı geliri temsil eden değişken (Y_t) düzeyde durağandır. Diğer bütün değişkenler $I(1)$ 'dir.

Tablo 1: Serilerin ADF Birim Kök Testi

Değişkenler	ADF Değerleri (k=1)	
	Normal	İlk fark
x_t	0.274	-4.452*
y_t^*	-2.678***	-5.854*
p_t^x	-1.033	-4.493*
v_t^e	-4.885*	-6.713*

*(***) %1 (%10) anlam düzeyini göstermektedir.

Uygun gecikme uzunluğunu (k) ve bir deterministik doğrusal trende ihtiyaç olup olmadığını belirlemek için (2) numaralı model EKK yöntemi ile iki kez tahmin edilmiştir. İlk tahmin; $k = 1, 2, \dots, 4$ gecikmeleri için doğrusal bir zaman trendi dahil edilerek, ikincisi ise aynı gecikmeler için trendsiz olarak yapılmıştır. Gözlem sayısı az olduğu için en çok 4 gecikme değeri kullanılabilmiştir. Bütün regresyon modelleri, 1970-2002 dönemini kapsamaktadır. Tablo 1'de sırasıyla; Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwarz Kriteri (SC) ve Lagrange Çarpanı (LM) Testi değerleri yer almaktadır.

Tablo 2: İhracat Talebi Eşitliğinin Gecikme Sayısının Seçimi için İstatistikler

k	Deterministik Trendli			Deterministik Trendsiz		
	AIC	SC	LM (p)	AIC	SC	LM (p)
0	-0.697	-0.276	1.196/0.319	-0.584	-0.210	2.496/0.102
1	-0.930	-0.317	0.517/0.602	-0.726	-0.161	0.298/0.744
2	-0.902	-0.093	0.166/0.847	-0.716	0.044	0.127/0.880
3	-0.837	0.170	0.522/0.600	-0.494	-0.465	0.210/0.811
4	-4.584	-3.374	6.065/0.00	-2.643	-1.482	0.357/0.703

Not: k , (2) numaralı modelin gecikme sayısını göstermektedir. AIC ve SC; Akaike ve Schwarz Bilgi Kriterleridir. LM değerleri de artıkların seri korelasyon testinden elde edilen LM istatistikleridir.

Tablo 2 incelendiğinde AIC ve SC değerlerine göre; hem trendli hem de trendsiz yapılarda gecikme sayısı "4" olan modelin seçilmesi gerekmektedir. Ancak sınır testinin geçerliliği bakımından en önemli varsayım artıklarda seri korelasyonun bulunmamasıdır. Gecikme sayısı "4" olan deterministik trendli modelde seri korelasyon sorunu bulunduğu için, gecikme sayısı "1" olan trendli modelin seçilmesi gerektiği anlaşılmaktadır.⁴

Tablo 3'de; doğrusal trendli yapıda katsayılar kısıtsız ve kısıtlı olarak; (2) numaralı eşitlikteki uzun dönemli ilişkinin varlığını test etmek için yapılan tahminlerden elde edilen F ve t istatistiklerinin değerleri verilmektedir. F_{IV} ve F_V istatistikleri sırayla; (2) numaralı modelde deterministik trendli olarak; $\xi_4 = \xi_5 = \xi_6 = \xi_7 = \xi_8 = 0$ ve $\xi_4 = \xi_5 = \xi_6 = \xi_7 = 0$ kısıtlamalarının testinden elde edilmiştir.

Tablo 3: Uzun Dönem İhracat Talebi Eşitliğinin Anlamlılık Testi için F ve t İstatistikleri

K	Deterministik Trendli		
	F_{IV}	F_V	t_V
1	11.201 ^a	12.581 ^a	-4.103

Not: k ; (2) numaralı modelde kullanılan bağımsız değişken sayısıdır. F_{IV} , (2) numaralı eşitlikteki, gecikmeli düzey değişkenlerinin ve trend teriminin katsayılarına sıfır kısıtlaması getirilerek (Wald testi ile) elde edilen F istatistiğidir. F_V , (2) numaralı modeldeki gecikmeli düzey değişkenlerin katsayılarına sıfır kısıtlaması (Wald testi) ile elde edilen F istatistiğidir. (Yani (2) numaralı eşitliğin deterministik trendli olarak; F_{IV} , $\xi_4 = \xi_5 = \xi_6 = \xi_7 = \xi_8 = 0$ kısıtlamaları ile F_V ; ise; $\xi_4 = \xi_5 = \xi_6 = \xi_7 = 0$ kısıtlamaları ile elde edilmiştir). t_V , (2) numaralı eşitliğin doğrusal deterministik trendli olarak EKK yöntemi ile tahmininden elde edilen $\ln X_{t-1}$ 'in katsayısının (ξ_4) t değeridir. (^a), 0.05 anlam düzeyinde ilgili istatistiğin; kritik üst sınırı değerinden daha büyük olduğunu göstermektedir.

Sonuçların yorumlanabilmesi için Tablo 3'deki istatistiklerin; Pesaran'ın çalışmasında yer alan Tablo C1 ve C2 de verilen kritik sınır değerleriyle karşılaştırılması gerekmektedir. (Bkz. Pesaran vd., 2001, T1-T5).

İlk olarak *sınır F* testini ele alalım. Trendli modelde $k = 3$ için F_{IV} (11.201) istatistiği; (0.05) anlam düzeyinde (3.38-4.23) olan kritik üst sınır değerinden büyüktür. Yine $k = 3$ için trendli modelde; F_V (12.581) istatistiği; (0.05) anlam düzeyinde (4.01-5.07) olan kritik üst sınır değerinden büyüktür. Dolayısıyla, bu serilerin $I(0)$, $I(1)$ veya karşılıklı olarak eşbütünlük olmalarına bakmaksızın uzun dönemli ilişkinin bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi, hem F_{IV} (11.201) ve hem de F_V (12.851) değeri için reddedilmektedir. Bu sonuç, ihracat hacmi ile diğer bütün bağımsız değişkenlerin eşbütünlük oldukları, yani bu değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunduğu anlamına gelmektedir.

İkinci olarak Tablo 3'de verilen ' t ' istatistiği yani t_v ; (2) numaralı eşitliğin $k = 3$ için doğrusal trendli olarak EKK ile tahmininden elde edilen b_4 katsayısının ' t ' testi değeridir (Bkz. Pesaran vd., 2001, C2.v.). Bu testin sonucunda elde edilen t_v (-4.103) değeri, (3.41-4.16) olan kritik üst sınır değerinden büyük değildir. Ancak üst sınır değerine çok yakındır. Bununla birlikte sıfır hipotezi ' t ' testine göre de reddedilememektedir.

Test sonuçları özetlenecek olursa, F testlerinden elde edilen sonuçlar; ihracat talebi ile gelir değişkeni, nispi fiyat değişkeni ve döviz kurundaki değişkenliği temsil eden değişkenin eşbütünleşik olduklarını, yani bu değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunduğunu göstermektedir. (2) numaralı eşitliğin kısıtsız hata düzeltme modelinin EKK ile tahmin edilen sonuçlar Tablo 4'te verilmektedir.

Tablo 4: Türkiye'nin İhracat Talep Fonksiyonunun Kısıtsız Hata Düzeltme Modelinin Tahmin Edilen Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	t istatistiği
Sabit	6.292	3.930*
Trend	0.039	4.314*
$\Delta \ln X_{t-1}$	-0.219	-1.269
$\Delta \ln Y_t$	-0.005	-0.279
$\Delta \ln Y_{t-1}$	-0.018	0.736
$\Delta \ln P_t$	-2.010	-2.432*
$\Delta \ln P_{t-1}$	-0.577	-0.903
$\Delta \ln v_t^e$	0.002	0.266
$\Delta \ln v_{t-1}^e$	0.025	2.306**
$\ln X_{t-1}$	-0.377	-4.103*
$\ln Y_{t-1}$	-0.058	-1.071
$\ln P_{t-1}$	-0.558	-2.774*
$\ln v_{t-1}^e$	-0.030	-1.425

Not: *%1, **%5, ***%10 anlam düzeyidir. Bağımlı değişken; $\Delta \ln X_t$, $R^2 = 0.67$ dir. Gözlem sayısı; 29, dönem; 1974-2002 dir.

8 ülkeye yapılan toplam ihracat için nispi fiyat değişkeninin katsayısı anlamlı, işareti beklenildiği gibi negatiftir. Fiyat esnekliği ($-\xi_6/\xi_4$) de beklenildiği gibi negatiftir (-1.480).⁵ Böylece uzun dönemde Türkiye'nin ihracat talebi, fiyatlar için esnektir. Yabancı gelir değişkeninin katsayısı anlamsızdır. (2) numaralı modelde döviz kurundaki değişkenliği temsil eden (V_t) değişkeninin işareti negatif, ancak anlamsızdır.

Bu sonuçlar Türkiye'nin ihracat talebinin, uzun dönemde fiyat değişmelerinden etkilendiğini göstermektedir. Ancak yabancı gelirden ve döviz kurunun değişkenliğinden önemli ölçüde etkilenmediğini göstermektedir. Çünkü bu iki değişkenin katsayısı çok küçük, yani sıfıra yakındır ve üstelik istatistiksel olarak da anlamsızdır.

Tekrar ifade etmek gerekirse buradan döviz kurundaki değişkenliğin ihracat hacmi üzerinde etkisinin olmadığı gibi bir sonuca varmak mümkündür. Döviz kurundaki değişkenliğin anlamlı bir sonuç ortaya koyamamasının bazı nedenleri olabilir. Türkiye, 1971 yılında Bretton Woods sisteminin çöküşünden sonra bir müddet daha sabit kur rejimini sürdürmeye çalışmıştır. Bazen devalüasyonlar yapılmıştır. 1980, 1994 ve 2001 gibi kriz dönemlerinde döviz kurlarında aşırı yükselmeler meydana gelmiştir. 1981 yılından itibaren günlük kur ayarlamalarına başlanmıştır. 1986 yılından itibaren de kambiyo rejimi serbestleştirilmeye başlanmıştır. Ancak Türkiye'de döviz kuru birçok dönemde baskı altında kalmıştır. Bu durum zaman zaman devam etmektedir. Döviz kuru rejiminde görülen bu değişimler, döviz kurundaki değişkenliğin ölçümü üzerinde de bozucu bir etki meydana getirebilir ve ticaretin yapısında da değişmeye yol açabilir (Kenen and Rodrik, 1986: 313; Aristotelous, 2001: 2-4).

Döviz kurundaki değişkenliğin, Türkiye'nin 8 ülkeye yaptığı ihracatın hacmi üzerindeki etkisini inceleyen analizden elde edilen bulguları yeniden test etmek için, yani (2) numaralı eşitlikteki $(\xi_t V_t)$ teriminin ihracat üzerinde yol açtığı ve (2) numaralı eşitliğin tahmini ile elde edilen etkiyi yeniden değerlendirmek için, döviz kuru değişkenliğinin bulunmadığı bir model yeniden tahmin edilmiştir. Bu iki tahmin değerleri arasındaki farkın analizinin sonuçları Tablo 5 de verilmektedir.

Tablo 5: Döviz Kuru Değişkenliğinin Dışlanmasıyla Elde Edilen Ortalama Potansiyel Etki

Ortalama potansiyel etki :	0.0111
t- testi değeri (p değeri):	1.01 (0.321)

Tablo 5 de yer alan sonuçlar, modelde V_t serisinin yer almasının, X_t serisinin ortalamasını 0.0111 kadar arttırdığını göstermektedir. Bununla birlikte bu değişikliğin istatistiksel olarak anlamlı olmaması ($t < 2$, $p > 0.05$), Tablo 4'de verilen sonuçların bu testle de doğrulandığı anlamına gelmektedir.

SONUÇ

Bu çalışmada döviz kurundaki değişkenliğin Türkiye'nin 1970-2002 döneminde önemli dış ticaret ortaklarına yaptığı ihracat üzerindeki etkisi, yeni

geliştirilmiş olan bir eşbütünleşme tekniği kullanılarak incelenmektedir. Bu çalışmada kullanılan değişkenler, $I(0)$ ve $I(1)$ den oluşmaktadır. Bu nedenle kullanılan ekonometri tekniği çalışmanın yapısına uygundur.

Elde edilen sonuçlara göre, ihracat hacmi ile diğer değişkenler arasında anlamlı bir uzun dönem ilişkisi bulunmaktadır. Türkiye'nin 8 ülkeye ihracatı, nispi fiyat bakımından esnek bulunmuştur (-1.480). Buna karşılık, yabancı gelirin ve döviz kurundaki değişkenliğin Türkiye'nin ihracatı üzerindeki etkisi istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır.

Sonuç olarak bu çalışmadan elde edilen bulgular, incelenen dönemde döviz kurundaki değişkenliğin Türkiye'nin ihracatı üzerinde anlamlı bir uzun dönemli etkiye sahip olmadığını göstermiştir.

NOTLAR

¹ Bu çalışmada Türkiye'nin ticaret ortakları olarak son yıllarda Türkiye'nin ihracatının yaklaşık yüzde 55 ini kapsayan; Almaya, ABD, İngiltere, İtalya, Fransa, İspanya, Hollanda ve İsviçre'nin verileri kullanılmıştır.

² ARCH modeli, artıklar büyük olduğu zaman onları bir araya toplamak için uygundur.

³ GARCH1 terimine ait t testi sonucu 3.285 olarak elde edilmiştir. Yani birinci dereceden GARCH terimi istatistiksel olarak önemli bulunduğu için GARCH modelinin yapılması uygun görülmüştür. Aynı şekilde ARCH1 terimine ait t testinin sonucu -2.634 ve ARCH2 terimine ait t testinin sonucu da -2.152 olarak bulunduğu, yani 1.ve 2. dereceden ARCH terimleri istatistiksel olarak anlamlı bulunduğu için de GARCH(1,2) modeli seriye uygun bulunmuştur. Ayrıca modelin hataları da incelenmiş ve hataların istatistiksel varsayımları sağladığı görülmüştür. Sonuç olarak belirtilen nedenler GARCH modelinin seçiminde esas alınmıştır.

⁴ (2) numaralı modelin tahmininde, bütün değişkenler için aynı gecikme sayısı kullanılmıştır. Uygun gecikme sayılarının belirlenmesinde AIC, SC kriterleri ve LM test sonuçları esas alınmıştır.

⁵ Tahmin edilen kısıtsız HDM'den; uzun dönem nispi fiyat ve gelir esneklikleri sırasıyla; $(-\xi_6/\xi_4)$ ve $(-\xi_6/\xi_4)$ den elde edilmektedir. (Bardsen, 1989 : 345-50)

KAYNAKÇA

Andrew, A. and A.C. Darnell (2001) "The Influence of Exchange Rate Variability on UK Exports", **Applied Economics Letters**, 8, 47-9.

Aristotelous, K. (2001) "Exchange-Rate Volatility, Exchange-Rate Regime, and Trade Volume: Evidence From UK-US Export Function (1889-1999)", **Economics Letters**, 72, 87-94.

- Arize, A.C. (1993) "Conditional Exchange-Rate Volatility and the Volume of Foreign Trade: Evidence from Seven Industrialized Countries", **Southern Economic Journal**, 64, 235-54.
- Arslan, I. and S. van Wijnbergen (1993) "Export Incentives, Exchange Rate Policy and Export Growth in Turkey", **The Review of Economics and Statistics**, 75(1), 128-33.
- Asseery, A. and D.A Peel (1991) "The Effects of Exchange Rate Volatility on Exports", **Economics Letters**, 37, 173-77.
- Bardsen, G. (1989) "Estimation of Long Run Coefficient in Error Correction Models", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 51, 345-50.
- Barlow, R. and F. Şenses (1995) "The Turkish Export Boom: Just Reward or Just Lucky", **Journal of Development Economics**, 48, 111-133.
- Bollerslev, T. (1986) "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", **Journal of Econometrics**, 31, 307-27.
- Caporale, T. and K. Doroodian (1994) "Exchange Rate Variability and the Flow of International Trade", **Economics Letters**, 46, 49-54.
- Chowdhury, A. R. (1993) "Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence from Error-Correction Models", **The Review of Economics and Statistics**, 75(4), 700-6.
- Cushman, D. O. (1983) "The Effects of Real Exchange Rate Risk on International Trade", **Journal of International Economics**, 15, 45-63.
- De Grauwe, P. (1988) "Exchange Rate Variability and the Slowdown in the Growth of International Trade", **IMF Staff Papers**, 35, 63-84.
- De Vita, G. and A. Abbott (2004) "The Impact of Exchange Rate Volatility on UK Exports to EU Countries", **Scottish Journal of Political Economy**, 51, 62-81.
- Devlet İstatistik Enstitüsü (2003) **İstatistik Göstergeler, 1923-2002**, Ankara: DİE.
- Devlet Planlama Teşkilatı (2004) **Ekonomik ve Sosyal Göstergeler, (1950-2003)**, Ankara: DİE.
- Engle, R.F. and C.V.J. Granger (1987) "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", **Econometrica**, 55, 251-76.
- Engle, R.F. (1982) "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", **Econometrica**, 50, 987-1007.

- Engle, R.F. (1983) "Estimates of the Variance of US Inflation Based upon the ARCH Model", **Journal of Money, Credit and Banking**, 286-301.
- Franke, G. (1991) "Exchange Rate Volatility and International Trading Strategy", **Journal of International Money and Finance**, 10, 292-307.
- Gagnon, J. E. (1993) "Exchange Rate Variability and the Level of International Trade", **Journal of International Economics**, 34, 269-87.
- Harris, R. (1995) **Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling**, New York: Prentice Hall, Inc.
- Holly, S. (1995) "Exchange Rate Uncertainty and Export Performance: Supply and Demand Effects", **Scottish Journal of Political Economy**, 42, 381-91.
- Hooper, P. and S.W. Kohlhagen (1978) "The Effects of Exchange Rate Uncertainty on The Prices and Volume of International Trade?", **Journal of International Economics**, 483-511.
- Johansen, S. (1988) "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," **Journal of Economic Dynamics and Control**, 12(1), 231-54.
- Johansen, S. and K. Juselius (1990) "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 52, 169-210.
- International Monetary Fund (2003) **Financial Statistical Yearbook**, Washington: D.C. World Bank Database.
- Kenen, P. and D. Rodrik (1986) "Measuring and Analysing the Effects of Short-Term Volatility on Real Exchange Rates", **The Review of Economics and Statistics**, 68, 11-15.
- Koray, F. and W.D. Lastrapes (1989) "Real Exchange Rate Volatility and U.S. Bilateral Trade: A VAR Approach", **The Review of Economics and Statistics**, 71, 708-12.
- Kremers, J.J.M., N.L. Ericsson AND J. Dolado (1992) "The Power of Cointegration Tests", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 54, 325-48.
- Kroner, K.F. and W.D. Lastrapes (1993) "The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade: Reduced form Estimates Using the GARCH-in-Mean Model", **Journal of International Money and Finance**, 12, 298-318.
- Kumar, R. and R. Dhawan (1991) "Exchange Rate Volatility and Pakistan Exports to the Developed World, 1974-85", **World Development**, 19, 1225-40.

- Mah, J.S. (2000) "An Empirical Examination of the Disaggregated Import Demand of Korea – the Case of Information Technology Products", **Journal of Asian Economics**, 11, 237-44.
- McCurdy, T. and I. Morgan (1987) "Tests of the Martingale Hypothesis for Foreign Currency Futures with Volatility", **International Journal of Forecasting**, 3, 131-48.
- McKenzie, M.D. (1999) "The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade Flows", **Journal of Economic Surveys**, 13(1), 71-106.
- Medhora, R. (1990) "Exchange Rate Variability on Trade: The Case of the West African Monetary Union's Imports", **World Development**, 18(2), 313-24.
- Özatat, F. (2000) "A Quarterly Macroeconometric Model for a Highly and Indebted Country: Turkey", **Economic Modelling**, 17(1), 1-11.
- Özbay, P. (1999) "The Effect of Exchange Rate Uncertainty on Exports: A Case Study for Turkey", **The Central Bank of the Republic of Turkey, Research Department Working Papers**, <http://www.tcmb.gov.tr/~research/discus/dpaper36.pdf>
- Pagan, A. R., A. D. Hall and P.K. Trivedi (1983) "Assessing the Variability of Inflation", **Review of Economic Studies**, 585-96.
- Pagan, A.R. (1984) "Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors", **International Economic Review**, 25, 221-47.
- Peree, E. and A. Steinherr (1989) "Exchange Rate Uncertainty and Foreign Trade", **European Economic Review**, 33, 1241-64.
- Pesaran, H., Y. Shin and R.J.Smith (2001) "Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", **University of Cambridge, Revised – DAE Working Paper**, No. 9907, (<http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/pss1r1.pdf>)
- Pozo, S. (1992) "Conditional Exchange Rate Volatility and the Volume of International Trade: Evidence from the early 1990's", **The Review of Economics and Statistics**, 74, 325-29.
- Rahbek, A. and R. Mosconi (1999) "Cointegration Rank Inference with Stationary Regressors in VAR Models", **Econometrics Journal**, 2, 76-91.
- Sercu, P.(1992) "Exchange Rates, Volatility and the Options to Trade", **Journal of International Money and Finance**, 11, 579-93.
- Sivri, U. and Usta, P. (2001) "Reel Döviz Kuru, İhracat ve İthalat Arasındaki İlişki", **Uludağ Üniversitesi İİBF Dergisi**, 19(4), 1-9.

Őahinbeyođlu, G. and B. UlaŐan (1999) "An Empirical Examination of the Structural Stability of Export Function: The Case of Turkey", **TCMB, Research Department**, No. 9907.

Thursby, M.C. and J.G. Thursby (1987) "Bilateral Trade Flows, the Linder Hypothesis and Exchange Risk", **The Review of Economics and Statistics**, 69, 488-95.

Uygur, E. (1997) "Export Policies and Export Performance: The Case of Turkey", **ERF Working Paper Series**, No. 9707.

Vergil, H. (2002) "Exchange Rate Volatility in Turkey and Its Effect on Trade Flows", **Journal of Economic and Social Research**, 4(1), 83-99.