

Süleyman Demirel Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
Y.2004, C.9, S.2 s.325-340.

ENFLASYON VE DÖVİZ KURU İLİŞKİSİ: BİR EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ

THE RELATIONSHIP BETWEEN INFLATION AND EXCHANGE RATE: A COINTEGRATION ANALYSIS

Dr.Nihat IŞIK*
Doç.Dr.Mustafa ACAR**
H. Bayram IŞIK***

ÖZET

Bu çalışmanın amacı, 1982:01-2003:04 dönemi Türkiye ekonomisine ilişkin enflasyon ve döviz kuru verilerini kullanarak, bu iki değişken arasında eşbütünlük bir ilişkinin olup olmadığını araştırmaktır. Bu amaçla, Johansen'in (1988) çoklu eşbütünlük yöntemi ile parametreler tahmin edilmiş ve bahsedilen dönem için enflasyon ve döviz kuru serileri arasında uzun dönemli bir ilişki ortaya çıkmıştır. Ulaşılan sonuç, döviz kurunun %1 artması halinde enflasyonun yaklaşık % 0.9 artacağına işaret etmektedir.

ABSTRACT

This study analyzes whether there is cointegration between inflation and exchange rates. Based on monthly time series data for the period 1982:01-2003:04, parameters are estimated by using Johansen's (1988) multi-cointegration method. The results indicate that these two series are indeed cointegrated and inflation will rise by 0.9% in response to a 1% increase in the exchange rate.

Döviz kuru, enflasyon, eşbütünlük
Exchange rate, inflation, cointegration.

* Dr. Kırıkkale Univ. İİBF, İşletme Bölümü, nihatis@hotmail.com

** Doç.Dr. Kırıkkale Univ. İİBF, İktisat Bölümü, acarm@superonline.com

*** Dr. Ohio State Üniversitesi, Agricultural Environmental and Development Economics,
isik.1@osu.edu

1. GİRİŞ

Döviz kurları¹ açık ekonomilerde enflasyonist eğilimleri açıklamada önemli değişkenler arasında yer almaktadır. Kurlardaki yükselmenin bir maliyet unsuru olarak ithal mal fiyatlarına yansıdığı, bunun da iç piyasadaki fiyatlar genel düzeyini etkilediği yaygın bilinen bir gerçektir. Bu bağlamda kurlardaki değişim, ihracata ve ithalata konu nihai malların ve girdilerin fiyatlarını değiştirmesi, belirsizliğin yerli fiyatların belirlenmesinde hesaba katılan bir faktör olması ve ücret endekslemesi gibi çeşitli yollarla iç piyasada fiyatlar genel düzeyini etkilemektedir. Ayrıca bir devalüasyon-enflasyon sarmalından söz etmek de mümkündür.² Politika yapımcılarının uluslararası rekabet gücü kaygılarıyla reel döviz kurunu sabit tutmak istemeleri durumunda devalüasyon-enflasyon sarmalı ortaya çıkabilir. Dışarıdan gelen bir enflasyon şokunun ülkenin rekabet gücünü olumsuz etkilememesi için, para otoriteleri yerli paranın değerini düşürmeye zorlanabilir. Yerli paranın değer kaybetmesi enflasyonu daha da artırır. Böylece, enflasyon-devalüasyon süreci, para otoritesi yerli paranın reel değerini sabit tutmaya çalıştığı sürece, kendini tekrar eder (Agenor ve Hoffmaister, 1998).

Ekonomik krizlerin giderek daha sık yaşandığı ve bir ekonomiden diğerine hızlı bir biçimde yayılır hale geldiği küreselleşen günümüz dünyasında, olası krizlerin zararlı etkilerinden mümkün olan en az düzeyde etkilenmek için, ekonominin makro dengelerinin sağlam temellere oturtulması büyük önem taşımaktadır. Ekonomik istikrarın sağlanamamasının büyüme, istihdam, doğrudan yabancı yatırımlar vb. iktisadi hedeflerin tutturulması açısından maliyeti son derece yüksek olabilmektedir. Kalkınma için kaynak sıkıntısı çeken, dolayısıyla dışarıdan gelecek kaynağa ihtiyaç duyan gelişmekte olan ülkeler için istikrar özellikle önemlidir, çünkü sağlam ve kalıcı dış kaynak olan doğrudan yabancı sermaye yatırımlarının bir ülkede aradığı koşulların başında, siyasi ve ekonomik istikrar gelmektedir. İstikrarın sağlanması ise iktisadi politika yapımcılarının ekonomik göstergeler arasındaki ilişkileri isabetli teşhis edebilmeleriyle doğru orantılıdır.

Uzun yıllardır kaynak sıkıntısı ve kalkınma sorunlarıyla mücadele eden, IMF’le stand-by anlaşmaları çerçevesinde ekonomide istikrar arayan Türkiye için de enflasyon-döviz kuru ilişkisinin önemini ve güncelliğini koruduğu söylenebilir. Bu çerçevede bu çalışma, Johansen (1988) çoklu eşbütünlük analizi yöntemiyle Türkiye’de enflasyon ile döviz kuru arasında

¹ Döviz kurunun yerli para veya yabancı parayı referans alan farklı şekillerde tanımlanması mümkündür. Bu çalışmada döviz kuru, literatürde de daha yaygın olduğu gibi, 1 birim yabancı para karşılığında ödenmesi gereken yerli para miktarı olarak tanımlanmaktadır. Buna göre, esnek döviz kuru sisteminde döviz kurunun yükselmesi yerli paranın değer kaybetmesi (depreciation), döviz kurunun düşmesi ise yerli paranın değer kazanması (appreciation) anlamına gelmektedir. Sabit döviz kuru sistemi esas alındığında ise kuru yükselten bir devalüasyon kararı yerli paraya değer kaybettirirken, kuru düşüren revalüasyon kararı yerli paraya değer kazandırmaktadır.

² Enflasyon-döviz kuru sarmalı hakkında ayrıntılı bilgi için bkz. Öniş ve Özmucur (1990).

uzun dönemli bir ilişki olup olmadığını tespit etmeyi amaçlamaktadır. Çalışmanın bundan sonraki kısmı şu şekilde düzenlenmiştir.

İkinci bölümde döviz kuru ve enflasyon arasındaki ilişki konusundaki teorik ve empirik literatür incelenmiştir. Daha sonra sırasıyla durağanlık ve durağan olmayan zaman serileri ile eşbütünlük konularına değinilmiştir. Üçüncü bölümde, 1982:01-2003:04 dönemi verileri kullanılarak, Türkiye’de döviz kuru ve enflasyon değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olup olmadığı belirlenmeye çalışılmıştır.³ Elde edilen bulgular sonuç bölümünde tartışılmıştır.

2. DÖVİZ KURU VE ENFLASYON ARASINDAKİ İLİŞKİ

2.1. Teorik Çerçeve

Döviz kurundaki yükselmenin enflasyonu nasıl etkilediğine ilişkin başlıca dört aktarım mekanizmasından söz etmek mümkündür.

Birincisi, küçük bir açık ekonomide yerli paranın yabancı paralar karşısında değer kaybetmesi ithalata ikame mallar ile ihracata konu malların fiyatlarını doğrudan etkiler. İkincisi, paranın değer kaybetmesi fiyatları, ithal girdi fiyatları yoluyla dolaylı olarak etkiler. İthal bir girdinin yerli para cinsinden fiyatının artması maliyetleri, dolayısıyla yerli nihai malların fiyatlarını artırır. Üçüncüsü, eğer yerli fiyat koyucular döviz kurunun seyrini hesaba katıyorlarsa, döviz kurundaki dalgalanmalar enflasyon oranını etkileyebilir. Döviz kurundaki, dolayısıyla yabancı para cinsinden fiyatlardaki belirsizlikler, iç fiyatları yükseltebilir. Son olarak, yabancı paralara ücretlerin endekslenmesi de paranın değerindeki düşmenin enflasyona yol açtığı bir başka mekanizmadır. Bu durumda, döviz kurlarındaki yükselme muhtemelen nominal ücretleri, dolayısıyla üretim maliyetlerini ve enflasyonu yükseltecektir (Agenor ve Montiel, 1996).

Benzer şekilde Woo (1984) da döviz kurunun yurtiçi enflasyonu etkilediği dört kanaldan söz etmektedir. 1) Tüketici fiyat endeksini doğrudan etkileyen ithal edilen tüketim mallarının fiyatları, 2) Yurtiçinde üretilen malların maliyetini doğrudan etkileyen ithal edilen girdilerin fiyatları, 3) Döviz kurunda meydana gelen hareketliliğin, doğrudan cari işlemler hesabına yansımaları sonucu cari işlemler hesabındaki değişimin toplam talebi etkilemesi, toplam talepte meydana gelen değişimin de yurtiçi fiyat seviyesine yansımaları, 4) Yabancı malların fiyatlarında ortaya çıkan artışın yurtiçinde üretilen ithalata rakip malların fiyatlarını artırıcı yönde etkilemesi.

³ Bu çalışmada enflasyon ölçütü olarak 1987=100 bazlı TEFİ değerleri esas alınmıştır. Döviz kuru verileri Merkez Bankası (www.tcmb.gov.tr), enflasyon verileri DİE'nin elektronik veri dağıtım merkezinden (www.die.gov.tr) temin edilmiştir.

Genelde döviz kurundaki değişme, özelde devalüasyon ile büyüme arasındaki ilişkinin irdelendiği Acar (2000)'de, paranın dış değerindeki değişimin çıktığı etkilediği on farklı kanaldan sözedilmektedir.⁴ Bunlardan yukarıda belirtilen ithalat maliyeti ve ithal girdi maliyeti kanallarının yanı sıra bir de reel balans kanalı söz konusudur. Buna göre, devalüasyon ticarete konu malların fiyatlarını ticarete konu olmayan mallara kıyasla artıracak, bu da fiyatlar genel düzeyinde bir artışa yol açacaktır. Fiyatlar yükseldikçe reel para balansları düşmektedir. Ticarete konu malların tüketim sepetindeki ağırlığı arttıkça, fiyatlar genel düzeyindeki artış da daha fazla olmaktadır.

Amitrano, Grawue ve Tullio (1997) yerli paranın değer kaybetmesinin enflasyonu etkilemesine ilişkin iki kanaldan söz etmektedir. Bunlardan ilki, yukarıda değinilen, yerli paranın değer kaybetmesinin ithal mallarının fiyatlarını artırması dolayısıyla enflasyonu yükseltici etki yapmasıdır. İkincisi, döviz kurunda meydana gelen artışın, yukarıda değinilen kanallardan iç fiyat düzeyini artırmasıdır. Buna göre ücret düzeyi yurtiçi fiyat düzeyindeki artışa uyum göstermekte ve yeniden ayarlanmaktadır. Bu araştırmacılara göre, döviz kuru-ithalat maliyeti-enflasyon etkileşim sürecini etkileyebilecek beş nokta vardır: 1) Döviz kurundaki yükselmenin kalıcı olarak görülmesi, 2) Paranın değer kaybetmesine eşlik eden yurtdışı fiyat artışlarının büyüklüğü, 3) Ekonominin dışa açıklık derecesi, 4) Ekonomide toplam talebin durumu, 5) Maliye politikasının bu değişkenlere etki derecesi.

Dornbusch (1987), döviz kurundaki hareketliliğin, fiyatlar genel seviyesi üzerindeki etkilerini endüstriyel organizasyon yaklaşımı ile ve farklı birçok model kullanarak açıklamıştır. Ülkelerin fiyat ayarlamaları, para birimleri cinsinden işgücü maliyetleri veriyken, ürün ikamesine, yurtiçi ve yurtdışı firmaların sayısına ve piyasanın yapısına bağlı olmaktadır.

Kısaca, genel olarak teorik düzeyde devalüasyonun (veya esnek döviz kuru sistemi bağlamında, yerli paranın değer kaybetmesinin) enflasyonu artırıcı bir etkisinin olması beklenmektedir.

2.2. Empirik Çalışmalar

Zaman serilerinde eşbütünleşme analizine yönelik ekonometrik çalışmalar 1980'lerin ortasında başlamış ve pek çok ekonometrisyen tarafından kabul görmüştür. Enflasyon ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi *VAR* (Vector Autoregression), *Granger nedensellik* ve *eşbütünleşme* gibi farklı yöntemler kullanarak inceleyen pek çok çalışma yapılmıştır.

Öniş ve Özmucur (1990), 1981-1987 dönemi aylık verileri kullanarak yaptıkları dört değişkenli—parasal taban, fiyat düzeyi, ihracat ve döviz

⁴ Bir kısmı döviz kurunun enflasyonu etkilemesi yoluyla işleyen bu kanallar şunlardır: ithalat maliyeti, reel balanslar, gelir dağılımı, dış borç, spekülasyon talebi, vergiler, ithal girdi maliyetleri, ücret endeksleme, ticaretin serbestleştirilmesi ve işletme sermayesi maliyeti (Acar, 2000: 64-69).

kuru—VAR analizinde, Türkiye'deki enflasyonun saf parasal bir olgu olmadığı, kısır döngü hipotezinin⁵ Türkiye için geçerli olduğu sonucuna varmaktadırlar. Bu çalışmanın diğer bulguları arasında, döviz kurunun değer kaybetmesinin enflasyon üzerinde güçlü bir etkiye sahip olması ve parasal tabanın içselliği yer almaktadır.

Ülengin (1995) Türkiye ekonomisi için bütçe açığı, parasal büyüme, enflasyon, döviz kuru ve üretim gibi temel iktisadi değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerini incelemiştir. Çalışmada 1981-1992 dönemine ait üçer aylık rezerv para, TEFE, sanayi üretim endeksi, dolar kuru ve bütçe açığı değişkenleri kullanılarak, beşli modeller dahilinde Granger nedenselliği test edilmiştir. Yapılan test sonucunda dolar kuru ile fiyatlar, bütçe açığıyla rezerv para, rezerv parayla dolar kuru arasında çift yönlü; buna karşılık rezerv paradan fiyatlara, fiyatlardan bütçe açığına, sanayi üretim endeksinden fiyatlara doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Terzi ve Zengin (1996) Türkiye ekonomisi için döviz kuruyla fiyatlar arasındaki ilişkiyi aylık tüketici fiyatları endeksi ve doların TL kuruna ilişkin 1982:1-1996:6 dönemine ait verileri kullanarak incelemiştir. Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisinin Durbin-Watson (CIDW), Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme testlerini kullanarak incelendiği çalışmada, her üç test sonucunda da döviz kuru ve fiyat serilerinin eşbütünleşik oldukları tespit edilmiştir.

Telatar ve Kazdağlı (1998) Türkiye ile önde gelen dört ticaret ortağı—Fransa, Almanya, İngiltere ve ABD—için döviz kuru ve fiyat düzeyleri arasındaki ilişkiyi, TEFE ve bu ülkelerin paralarıyla TL arasındaki döviz kurlarının aylık değerlerini, Engle-Granger eşbütünleşme testini kullanarak incelemiştir. Çalışmada hiçbir ülke için bu iki değişken arasında uzun dönem ilişkisi bulunamamış, bu nedenle de Türkiye ile sözkonusu ülkeler arasında satınalma gücü paritesinin geçerli olmadığı sonucuna varılmıştır.

Kholdy ve Sohrabian (1990), ABD'nin dış ticaretinde önemli yer tutan Almanya, Kanada ve Japonya'yı kapsayan çalışmalarında, 1973-1988 dönemine ilişkin aylık Alman markı, Kanada doları ve Japon yeninin ABD dolar kuru ve bu ülkelerin tüketici ve toptan eşya fiyatları endeks değerlerini kullanarak Granger nedensellik analizi yapmışlardır. Analiz sonucunda, TEFE ile ölçüldüğü zaman Almanya ve Japonya için fiyatlar genel düzeyiyle döviz kuru arasında çift yönlü; Kanada için sadece döviz kurundan TEFE'ye

⁵ Kısır döngü hipotezi, esnek döviz kuru rejimi altında meydana gelecek dışsal bir şokun döviz kurunu, onun da enflasyonu etkilemesi, artan enflasyonun yeniden döviz kurunda değişmeyi zorlaması ve bu suretle yüksek kur ile enflasyonun birbirini besler hale gelmesini ifade etmektedir. Buna göre örneğin, reel veya finansal sektörden kaynaklanacak dışsal bir bozulma döviz kurunu yükseltecek, yükselen kur sonucu ithal mallar daha pahalı hale gelecek, bu da yurtiçi fiyatları artıracaktır. Ülke içinde artan fiyatların kurun tekrar yükselmesine (yerli paranın değer kaybetmesine) neden olmasıyla yüksek kur-enflasyon kendi kendini besler bir nitelik kazanmaktadır (Bond, 1980).

doğru olmak üzere tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Fiyatlar genel düzeyi TÜFE ile ölçüldüğü takdirde sözkonusu ülkelerden hiç biri için döviz kuru ile fiyatlar arasında nedensellik ilişkisi bulunamamıştır.

Manning ve Andianacos (1993) ABD'nin esnek döviz kuru sistemi dönemine tekabül eden 1973-1991 arası aylık yen/dolar döviz kuru TÜFE, geniş tanımlı para stoku göstergesi olarak M2, kişisel gelir ve on yıl vadeli devlet tahvil faizleri değişkenlerini kullanarak, iki aşamalı Engle-Granger eşbütünlüme yöntemiyle serilerin uzun dönem ilişkisini incelemiştir. Eşbütünlüme testi sonucu TÜFE, döviz kuru, para stoku, faiz oranları ve kişisel gelir değişkenleri arasında sözü edilen dönemde her hangi bir uzun dönem ilişkisinin bulunmadığı sonucuna varılmıştır. Bunun üzerine Granger nedensellik testi denenmiş ve TÜFE, para stoku ve döviz kuru değişkenlerinden TÜFE'nin diğerlerinden daha fazla dışsal değişken özelliği taşıdığı ve fiyat değişmelerinin para stoku ve döviz kuru değişmelerine neden olduğu tespit edilmiştir. Döviz kuru ve para stokundan fiyatlara doğru bir nedensellik ilişkisi bulunamamakla birlikte, döviz kurundan para stoku ve faiz oranlarına doğru tek yönlü bir ilişki bulunmuştur.

Islam ve Ahmed (1999) Güney Kore ile ABD arasında satınalma gücü paritesinin geçerliliğini inceledikleri araştırmalarında Kore'yi yerli, ABD'yi yabancı ülke olarak kabul etmiş ve 1971-1996 dönemi TÜFE ve döviz kuru verilerini kullanarak, iki aşamalı Engle-Granger ve Johansen testiyle bu değişkenler arasında eşbütünlüme ilişkisi olup olmadığını araştırmışlardır. Birinci test sonucunda nominal döviz kurlarıyla nispi fiyatlar arasında zayıf bir ilişki bulunurken, Johansen testinde daha güçlü bir ilişki bulunmuştur. Fakat Johansen yöntemiyle tahmin edilmiş uzun dönem denkleminde nominal döviz kurlarıyla nispi fiyatlar arasında satınalma gücü paritesinin öngördüğü gibi tam bir ilişki bulunamamıştır.⁶ Ayrıca Granger nedensellik testi sonucunda döviz kurlarından nispi fiyatlara doğru tek yönlü bir ilişki tespit edilmiştir.

Görüldüğü gibi döviz kuru-enflasyon ilişkisini konu alan çok sayıda çalışma mevcut olup, bunlar arasında sözkonusu iki değişken arasındaki ilişkinin niteliği, yönü ve aralarında uzun dönemli bir ilişkinin bulunup bulunmadığı konusunda tam bir mutabakat bulunmamaktadır. Bu durum, bu alanda yeni empirik çalışmalara gereksinim olduğunu ima etmektedir.

3. DURAĞANLIK KAVRAMI VE DURAĞAN OLMAYAN ZAMAN SERİLERİ

Zaman serileri, *durağan* ve *durağan olmayan* zaman serileri olmak üzere ikiye ayrılır. İncelenen zaman süresince serinin aritmetik ortalaması ve varyansı sistematik bir değişme göstermiyorsa, veya seri periyodik dalgalanmalardan arınmışsa, böyle zaman serilerine *durağan* zaman serileri

⁶ “Tam ilişki”den kastedilen, nominal döviz kuru-nispi fiyatlar eşitliğidir.

denir (Kayım, 1985: 13). Durağan ve durağan olmayan şeklindeki bir ayrım zaman serisi analizinde büyük önem taşır. Bunun nedeni, zaman serisi analizleri için geliştirilmiş olan olasılık teorilerinin sadece durağan zaman serileri için geçerli olmasıdır. Zaman serilerinde durağan olmama durumu genelde, “zamanla değişen ortalama,” ve “zamanla değişen varyans” olmak üzere iki şekilde ortaya çıkmaktadır.

Durağanlık zaman serisi analizleri için oldukça önemli olmasına rağmen, iktisadi zaman serileri genellikle durağan değildir ve trend, konjonktürel dalgalanmalar, mevsimsel dalgalanmalar ve arıza hareketler gibi zaman serilerini etkileyen birtakım faktörler içerirler (Nelson and Plosser, 1992: 139). Bunlardan uygulamada daha çok üzerinde durulan faktörler trend ve mevsimsel dalgalanmalardır. Örneğin iktisadi bir zaman serisi trend unsurundan dolayı durağan değilse, bu durumda, durağan olmama durumunun deterministik trendden mi, yoksa stokastik trendden mi kaynaklandığının belirlenmesi gerekmektedir. Serilerde deterministik bir trend varsa, seriyi trendden arındırmak için, zaman unsuru modele dahil edilmeli ve bu işlem sonucunda trendden arındırılmış serilere eşbütünleşme analizi uygulanmalıdır. Trend stokastik ise, bu serileri durağan hale getirmek için fark alma işlemi uygulanmaktadır. Durağan olmayan bir iktisadi zaman serisinin “d” defa fark alınır ve bu işlem sonucu seri durağan hale gelirse, bu seriye $I(d)$, d’inci sıradan fark alınmış seri denir. Durağan hale getirilmiş bir seri $I(0)$ ’dır (Metin, 1993: 98).

Serilerin durağan olmaması ekonometrik çalışmalar açısından sorun yaratan bir durumdur. Kimi çalışmalar durağan olmayan zaman serilerini kullanarak yapılan regresyonların sonuçlarının güvenilir olmadığına işaret etmektedir. Newbold ve Davies tarafından yapılan Monte Carlo çalışmaları sonucunda, stokastik trende sahip iki değişken arasındaki regresyon sonuçlarının güvenilir olmadığına dair bulgular elde edilmiştir. Aynı çalışmanın bulguları çerçevesinde, regresyon analizinin trend içermeyen veriler için anlamlı olacağı sonucuna da varılabilir (Köse, 1998: 21-22). Serilerin durağanlaştırılmasının nedeni, hata terimine ait varsayımların sağlanabilmesi, yani hata teriminin sıfır ortalamalı, sabit varyanslı hale getirilmesidir.

Eğer seri trend içeriyorsa, regresyon, gerçek olmaktan ziyade sahte (spurious) olabilir. İlişkinin sahte olup olmaması serinin durağan olup olmamasıyla yakından ilgilidir. Stokastik sürecin durağan olması şartları sabit aritmetik ortalama (μ), sabit varyans (σ^2) ve gecikme mesafesine bağlı kovaryans (γ_k) olarak sıralanabilir (Ertek, 1996: 379-380).

Durağan olmayan zaman serisini durağan hale getirmek için, genellikle *fark* veya *logaritma* alma gibi yöntemler kullanılmaktadır. Fark alma yönteminin kullanımı oldukça basit olmakla birlikte, fark alma işleminin kaç kez yineleneneğinin belirlenmesi bir sorun oluşturmaktadır. Genellikle birinci ya da ikinci dereceden ardışık farklar, durağanlığın sağlanması için yeterlidir.

Serilerin logaritmaları alındıktan sonra durağanlaşması daha kolay olmaktadır. Durağan olmayan, ancak, fark alma işlemi sonucu durağan hale dönüştürülmüş serilere uygulanan modellere *entegre modeller* veya *durağan olmayan doğrusal stokastik modeller* adı verilir (Özmen, 1986: 26-27).

4. EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ

Eşbütünleşme analizi, aynı sırada bütünleşik zaman serileri arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığını ortaya çıkarmak için geliştirilmiş bir yöntemdir. Bu yöntem, düzey değerlerinde durağan olmayan, ancak aynı dereceden farkları alındığında durağan hale gelen serilerin, orijinal değerlerinin analizde kullanılmasına imkân vermektedir. Fark alma işlemi sadece serinin taşıdığı kısa dönemli şokların etkilerinin değil, aynı zamanda uzun dönemli ilişkilerin de ortadan kalkmasına neden olmaktadır. Dolayısıyla fark alma işlemiyle durağanlaştırılmış seriler arasındaki regresyon analizleri, uzun döneme ait bilgilerin fark alma işlemi sırasında kaybolması nedeniyle herhangi bir uzun dönem ilişkisi vermeyecektir. Bu nedenle eşbütünleşme yöntemi fark alma yoluyla değişkenler arasında kısa ve uzun dönemli bilgilerin kaybolmaması açısından avantaj sağlayan bir yöntemdir. Ayrıca, her bir eşbütünleşik serinin hata düzeltme modelinin kurulabilmesi, uzun ve kısa dönem ilişkileri ayırt etme imkânı sağlamaktadır.

Zaman serisi değişkenlerinin eşbütünleşme özellikleri, modelin tanımlama aşamasında uygulamalı çalışmaların yapılmasını ve bazı ekonomik hipotezlerin test edilmesini sağlar. Zaman serilerinin eşbütünleşme istatistiksel gösterimi, uzun dönem denge ilişkilerinin teorik gösterimine karşılık gelir. İthalat, ihracat, enflasyon, faiz oranı, fiyat, ücret ve kamu harcamaları gibi değişkenler, uzun dönem denge ilişkilerinin araştırılabileceği ekonomik değişkenlerden birkaçıdır.

X_t ve Y_t gibi iki değişkene ait zaman serisi arasında herhangi bir ilişki yoksa, bu iki serinin grafiği birbirinden gitgide uzaklaşacaklardır. Bu durum, bu iki değişken arasında uzun dönemli bir sabit ilişkinin varlığının kabul edilmesi için herhangi bir teorik neden bulunmadığına işaret eder. Buna karşılık iki seri arasında bir uzun dönemli ilişki varsa, serilerin değerleri zamanla artsa bile, bu iki seri grafik üzerinde birbirinden uzaklaşmayacaktır. Durağan olmayan iki veya daha çok değişken arasında uzun dönemde bir ilişki varsa, uzun dönemli bu ilişkiden sapmaların geçici olması beklenir. Sapmaların geçici olduğu durumda ise, değişkenler birbiriyle eşbütünleşiktir denir.

Durağan olmayan bir değişken seti ile kurulan bir model, eğer Klasik Enküçük Kareler (KEK) yöntemi ile tahmin edilirse, değişkenler herhangi bir şoktan sonra ıraksayabilir. Bu durum, farkları alınarak durağanlaşan serilerde çok önemli olabilecek bilgilerin kaybolmasına neden olacak ve uzun dönem ilişkileri içermeyecektir. Oysa, ekonomi teorileri uzun dönem ilişkiler üzerine

kurulmuşlardır. Tamamen kısa dönem ilişkiler üzerine kurulu olan modellerin uzun dönem denge ilişkisi üzerine herhangi bir şey söylemesi mümkün değildir. Ayrıca bu tür modeller, öngörü dönemi uzadıkça çok kötü tahminler vermeye başlayacaktır. Eşbütünleşmenin önemi işte bu noktada ortaya çıkmaktadır. Eşbütünleşme, durağan olmayan seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi tanımlar. Bir başka deyişle eşbütünleşme, hataların kısa dönem dengesizlikleri gösterdiği durumlarda, zaman serisi değişkenleri arasındaki uzun dönemli ilişkiyi belirlemektedir.

Durağanlık dereceleri birbirinden farklı olan veri setinin modellenmesi önemli sakıncalara yol açar. Bunun nedeni, durağan bir seri ile durağan olmayan bir serinin bileşiminin durağan olmayan bir seri olmasıdır (Charemza and Deadman, 1992: 149).

4.1. Çok Aşamalı Tahmin Yöntemi

Johansen (1988) tarafından önerilen yaklaşımın kullanılmasının iki nedeni vardır: a) İlgilenilen değişkenler için eşbütünleşme vektörlerinin maksimum sayısını belirlemek, b) Eşbütünleşme vektörünün ve ilgili parametrelerin en çok olabirlik tahminlerini elde etmek. Johansen tarafından geliştirilen çoklu eşbütünleşme yöntemi şu şekilde açıklanabilir:

X_t , (NX1) boyutlu bir zaman serisi vektörü olup,

$$A(L) X_t = c + d\theta_t + v_t$$

şeklinde ifade edilir. Burada c sabit terimi, θ_t ise deterministik—trend ve mevsimlik—kukla değişkenleri temsil etmektedir.

$$A(L) = I_N + A_1L + A_2L^2 + \dots$$

ifadesi ise, gecikme işlemcisi L'nin matriks polinomudur. v_t , ortalaması sıfır, varyansı Ω olan, normal dağılıma sahip hata terimidir.

Vektör otoregresyon (VAR) modelini kullanarak bütün değişkenleri (X_t 'leri) kendi geçmiş ve deterministik değişkenler üzerine koşullandırarak ifade etmek mümkündür.

$$D(X_t | X_{t-1}, \theta, \mu)$$

$$\text{Burada, } X_{t-1} = (X_1, X_2, \dots, X_{t-1})$$

Geleneksel ekonometrik modellere alternatif bir yöntem olarak Sims (1980) tarafından önerilen VAR analizi, değişkenler arasındaki karşılıklı ilişkileri ortaya çıkararak makro ekonomik politikaların şekillendirilmesi amacıyla kullanılmaktadır. VAR yaklaşımı son yıllardaki bir çok uygulamalı çalışmada ekonometristlerin benimsediği bir yöntem olmuştur. VAR

modeliyle politika analizi, Granger nedensellik testi, öngörü hatasının varyans ayırıştırması ve etki-tepki fonksiyonu vasıtasıyla yapılmaktadır.

Johansen modelinin yeniden yazılmasıyla

$$\Delta X_t = -\sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_p + c + t + d\sigma + \varepsilon_t \text{ ifadesi elde}$$

edilir. Burada

$$\Pi_i = -\left(I_N + \sum_{j=1}^i A_j \right) \text{ ve } \Pi = -\left(I_N + \sum_{j=1}^p A_j \right) \text{ olup, } p$$

gecikme sayısını göstermektedir.

Hata terimleri arasındaki otokorelasyonu giderecek biçimde gecikme sayıları belirlenir. Hata terimi ε_t , $t=(1,2,\dots,T)$ olmak üzere p boyutlu, bağımsız, ortalaması sıfır, varyansı Σ olan, durağan Gaussian değişkenlerdir. Yukarıdaki denklemde

$$\Pi = \alpha\beta' \quad (1)$$

uzun dönem tepki matrisidir. Burada, α ve β matrisleri $(N \times r)$ boyutlu olup, N değişken sayısını, r ise, eşbütünleşme vektör sayısını gösterir. β matrisi eşbütünleşme ilişkileri katsayı matrisidir. α matrisinin elemanları ise, her bir eşbütünleşme vektörünün parametrelerine ilişkin ağırlıkları verir.

$$|\mu S_{kk} - S_{k0} S^{-1}_{00} S_{0k}| = 0 \quad (2)$$

Burada, S_{00} , ΔX_t 'nin $\Delta X_{t-1}, \dots, \Delta X_{t-k+1}$ üzerine regresyonundan elde edilen artık moment matrisi; S_{kk} , X_{t-k} 'nin $\Delta X_{t-1}, \dots, \Delta X_{t-k+1}$ üzerine regresyonundan elde edilen artık moment matrisi, S_{0k} ise çapraz çarpım moment matrisidir.

Bundan sonra her μ_i için Olabilirlik Oran (Likelihood Ratio—LR) istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanır.

$$LR = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \mu_i) \quad (3)$$

“En fazla r adet eşbütünleşik vektör vardır” şeklindeki yokluk hipotezi altında LR istatistiği, sayısal olarak Johansen (1988) tarafından tablolaştırılmış asimptotik bir dağılıma sahiptir. Test işlemi “VAR modelinde eşbütünleşme yoktur” yani $r = 0$ dır hipotezinin testi ile başlar. Bu hipotez reddedilmemişse test işlemi durur, çünkü eşbütünleşik vektörlerin varlığına

dair bir kanıt bulunamamıştır. Hipotez reddedilebilmişse, $r \leq 1$, $r \leq 2$, gibi hipotezlerin ardışık olarak testi ile işlem sürdürülür.

Eşbütünleşik vektörler olarak β 'nın sütunları ekonomik bir yoruma sahip olduğundan denklem (1)'deki β matrisinin elemanları üzerinde yoğunlaşılması gerekir. Normalizasyon işleminden sonra eşbütünleşik vektörler uzun dönem parametreler olarak yorumlanabilir. Denklem (1)'deki α matrisinin elemanları ise β matrisinin hesaplanmasından sonra bulunur. Bu matrisin elemanları da ekonomik bir yoruma sahiptir. α matrisi, ilgili değişkenlerin denge ilişkisindeki hatalarını düzeltme hızı katsayıları olarak yorumlandığından, *düzeltilme matrisi* olarak adlandırılır.

5. ENFLASYON VE DÖVİZ KURU İLİŞKİSİ ÜZERİNE BİR EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ

Bu bölümde, ilk bölümdeki teorik açıklamaların ışığı altında, 1982:01-2003:04 dönemi aylık enflasyon ve döviz kuru verileri kullanılarak, enflasyon ve döviz kuru değişkenleri arasında eşbütünleşik bir durum olup olmadığı araştırılmaktadır.⁷ İncelenen model şudur:

$$E_t = c + b_1 DK_t + u_t \quad (4)$$

Daha önce de değinildiği gibi, serilerin durağan olmamaları, kendileriyle ilgili analizlerin güvenilir sonuçlar vermemesine yol açtığı için, serilerin durağanlaştırılması gerekmektedir. Bu nedenle eşbütünleşme analizine geçmeden önce, enflasyon (E) ve döviz kuru (DK) değişkenlerinin durağanlığının araştırılması gerekmektedir.

Serilerin durağanlığını araştırmak için birim kök (unit-root) testi yapılabilir. Logaritmaları alınan seriler daha kolay durağan hale geldiği için, öncelikle E ve DK değişkenlerinin logaritmaları alınmıştır. Değişkenlerin birim kök içerip içermedikleri, Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi kullanılarak test edilmiştir. Test işlemi yapılırken sabit ve trend içeren model dikkate alınmıştır. Logaritmik hale getirilen değişkenlerin düzeylerine ilişkin birim-kök test sonuçları Tablo 1'de yer almaktadır. Hipotezler,

$$H_0 = \text{Seri durağan değildir (birim kök içerir),}$$

$$H_1 = \text{Seri durağandır (birim kök içermez)}$$

şekindedir.

Tablo 1'den de görülebileceği gibi, her iki seri de düzeyde durağan değildir. Bu nedenle serilerin birinci sıra farkları alınarak test işlemi tekrar

⁷ Modelin tahmini için EViews paket programı kullanılmıştır.

yapılmıştır. Tablo 1 incelendiğinde logaritmik birinci sıra farkı alınmış enflasyon ve döviz kuru serilerinin durağan olduğu görülmektedir.

Tablo 1: LE ve LDK değişkenlerinin düzey ve birinci sıra fark için birim-kök testi sonuçları⁸

Değişken	Düzye*	Birinci sıra fark*
LE	-1.794 (1)	-9.713 (1)
LDK	-2.539 (1)	-8.469 (1)

* 0.01, 0.05 ve 0.10 önem seviyesinde MacKinnon kritik değerleri sırasıyla, -3.9976, -3.4288 ve -3.1376'dır.

Bu durumda, her iki seri de, birinci sıra fark durağan, I(1), olduğu için artık bu iki seri arasında eşbütünleşik bir ilişki olup olmadığını araştırmak mümkündür.

Johansen çoklu eşbütünleşme analizine başlamadan önce, yapılması gereken önemli bir iş uygun gecikme sayısının belirlenmesidir. Bu amaçla oldukça yaygın olarak kullanılan kriterlerden birisi *Akaike Bilgi Kriteri*dir. Verilerin aylık olması dolayısıyla maksimum gecikme sayısı 12 olmak üzere, birinci gecikmeden başlayarak 12'ye kadar, her bir gecikme için hesaplanmış olan Akaike Bilgi Kriteri değerleri Tablo 2'de sunulmuştur.

Tablo 2: Gecikme sayılarına göre Akaike Bilgi Kriteri Değerleri

Gecikme	Akaike Bilgi Kriteri
1	-4.655*
2	-4.645
3	-4.637
4	-4.628
5	-4.622
6	-4.611
7	-4.600
8	-4.591
9	-4.586
10	-4.574
11	-4.573
12	-4.593

Tablo 2'den de görüldüğü gibi, en uygun gecikme sayısı, Akaike Bilgi Kriteri değerinin mutlak değer olarak en yüksek olduğu, 1'dir. Dolayısıyla eşbütünleşme testinde bu gecikme sayısı kullanılmış olup, elde edilen test sonuçları Tablo 3'te verilmiştir.

⁸ Burada, LE ve LDK'nın başındaki L, değişkenlerin logaritmalarının alınmış olduğuna işaret etmektedir.

Tablo 3: Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Eigen Değeri	Trace İstatistiği	%5 Kritik Değer	%1 Kritik Değer
0.210001	66.75238	19.96	24.60
0.026717	6.878509	9.24	12.97
Eigen Değeri	Maksimum Eigen İstatistiği	%5 Kritik Değer	%1 Kritik Değer
0.210001	59.87387	15.67	20.20
0.026717	6.878509	9.24	12.97

Tablo 3 incelendiğinde, gerek Trace, gerekse de maksimum Eigen değeri, hem %5 hem de %1 anlamlılık düzeyinde enflasyon ve döviz kuru değişkenleri arasında *bir* eşbütünleşik (cointegrated) denklem olduğunu göstermektedir. Seriler arasında eşbütünleşik vektör(ler) olup olmadığının test edilmesiyle ilgili hipotezler şu şekilde formüle edilebilir:

$H_0: r = 0$ (Seriler arasında eşbütünleşme yoktur)

$H_1: r + 1$ (Seriler arasında eşbütünleşme vardır)

Normalleştirilmiş eşbütünleşik denklem aşağıdaki gibi tahmin edilmiştir:

$$LE_t = -5.572476 + 0.898857(LDK_t) \quad (5)$$

standart hata (0.33225)

Bu sonuca göre, LDK_t değişkeninin tahmin edilen katsayısı anlamlıdır. Bu durumda, H_1 hipotezi kabul edilerek, Türkiye’de enflasyon ve döviz kuru değişkenleri arasında incelenen dönemde bir eşbütünleşmenin (uzun dönemli bir ilişki) olduğu sonucuna varılır.

(5) nolu denklemden de görüleceği gibi, döviz kuru değişkeninin katsayısı yaklaşık 0.9 olarak bulunmuştur. Bu bulgunun iktisadi açıdan ima ettiği şey, döviz kurunun %1 artması halinde enflasyonun %0.9 artacağı, yani döviz kurundaki artışın hemen hemen aynı oranda enflasyona yansıtacağıdır.

6. SONUÇ

İstikrar programlarının ana unsurları arasında yeralan enflasyon ve döviz kuru arasındaki etkileşim mekanizmasının anlaşılması, bir değişkenin diğerini ne yönde ve ne oranda etkilediğinin belirlenmesi makro politikaların başarı şansını artıran bir faktördür. Bu bağlamda döviz kurları açık ekonomilerde enflasyonist eğilimleri açıklamada yararlanan önemli değişkenler arasında yer almaktadır. Kurlardaki değişme, ihracata ve ithalata konu nihai malların ve girdilerin fiyatlarını değiştirmesi, belirsizliğin yerli fiyatların tespit edilmesinde hesaba katılan bir faktör olması ve ücret endekslemesi gibi çeşitli yollarla iç piyasada fiyatlar genel düzeyini

etkilemektedir. Örneğin döviz kurunun yükselmesi ithal mallarının fiyatlarını yükseltecek, ithal malların pahalılaşması yurtiçinde üretilen malların da fiyatlarında bir artışı teşvik edecektir. Daha önemlisi, ithal girdi fiyatlarının yükselmesinin bu girdileri kullanan sektörlerde girdi maliyetlerini artırmak yoluyla toplam üretim maliyetlerini yükselterek, maliyet enflasyonuna yol açacak olmasıdır.

Bu çalışmada, 1982:01-2003:04 dönemi aylık enflasyon ve döviz kuru verileri kullanılarak, Türkiye’de enflasyon ve döviz kuru değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığı araştırılmıştır. Birim kök testi sonucunda, her iki değişkene ait serinin de birinci sıra farkının durağan olması nedeniyle, bu iki seri arasında bir eşbütünlük yapının olup olmadığı incelenmiştir. Bu kapsamda, Johansen’in (1988) çoklu eşbütünlük yöntemi ile parametreler tahmin edilmiş ve iki seri arasında uzun dönemli bir ilişkinin varolduğu belirlenmiştir.

Yapılan tahmin sonucu Öniş ve Özmucur (1990) ile Terzi ve Zengin (1996)’nın da bulgularını teyit eder biçimde, döviz kuru ile enflasyon arasında oldukça güçlü bir ilişkinin bulunduğu işaret etmektedir. Daha özelden bu çalışmanın sonucu, döviz kurunun %1 artması halinde bunun enflasyonu yaklaşık olarak %0.9 artıracak olduğunu göstermektedir.

Türkiye’nin ithalatının kompozisyonu genel olarak toplam ithalatın çok büyük bölümünün sermaye malları ve aramaları (hammadde) gibi, bir anlamda yerli üretimin devamı için zorunlu olarak ithal edilen mallardan oluşmaktadır.⁹ Dolayısıyla döviz kurlarının enflasyon üzerindeki etkisinin, toplam ithalat içinde çok küçük bir paya sahip olan tüketim mallarından çok, ithalat içindeki payı bunun 8-9 katı daha yüksek olan ithal girdiler yoluyla gerçekleştiğini söylemek mümkündür.

İstikrar programlarının ana unsurları arasında yer alan enflasyon ve döviz kuru arasındaki etkileşim mekanizmasının anlaşılması ve uygulanacak makro politikalarda hesaba katılması politika yapıcıların ihmal etmemeleri gereken bir husustur. Bu değişkenler arasındaki aktarım mekanizmasının iyi bilinmesi daha sağlıklı bir istikrar programı ve makro ekonomik politikaların üretilmesine imkân verecektir.

⁹ Türkiye’nin dış ticaret istatistikleri, son yıllarda tüketimin payı kısmen artsa da, uzun yıllardır toplam ithalat içinde yatırım malları ve hammadde ithalatının çok büyük bir paya sahip olduğunu göstermektedir. Örneğin 1980, 1985, 1990, 1995 ve 2000 yıllarında sermaye malları ve hammadde ithalatının toplam ithalat içindeki payı sırasıyla yüzde 98, 92, 86, 88 ve 86’dir. 1990’lı yıllar boyunca da bu oran yüzde 86 ile yüzde 94 arasında değişmektedir (DİE, 1999, 2000; TCMB, 2000).

KAYNAKÇA

1. Acar, M. (2000) "Devaluation in Developing Countries: Expansionary or Contractionary?," *Journal of Economic and Social Research* 2(1): 59-83.
2. Agenor, P.R. ve P.J. Montiel (1996) *Development Macroeconomics*, Princeton: Princeton Univ. Press.
3. Agenor, P.R. ve A.W. Hoffmaister (1998) "Money, Wages and Inflation in Middle-Income Developing Countries," Unpublished IMF Working Paper.
4. Amitrano, A., P.D. Grauwe, G. Tullio (1997) "Why Has Inflation Remained So Low After the Large Exchange Rate Depreciations of 1992?," *Journal of Common Market Studies*, 35(3): 329-346.
5. Bond, M.E. (1980) "Exchange Rates, Inflation and Vicious Circles," *IMF Staff Papers*, 27: 679-711.
6. Charemza, W.W. ve D.F. Deadman (1992). *New Directions in Econometric Practice – General to Specific Modelling, Cointegration and Vector Autoregression – Printed and Bound in Great Britain by Billing and Sons Ltd., Worcester.*
7. DİE (2000) *İstatistik Yıllığı 1999*, Ankara. DİE.
8. Dornbusch, R. (1987) "Exchange Rates and Prices," *American Economic Review*, 77(1): 93-106.
9. Engle, R. ve C. Granger (1987) "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, (35): 251-276.
10. Ertek, T. (1996). *Ekonometriye Giriş*, İkinci baskı , İstanbul : Beta basım yayım.
11. Ghosh, A.R., J.D. Ostry, A-M. Gulde, H.C. Wolf (1997) "Does the Exchange Rate Regime Matter for Inflation and Growth?," *IMF Working Paper*, 95/127.
12. İslam, A.M. ve S.M. Ahmed (1999) "The Purchasing Power Parity Relationship: Causality and Cointegration Tests Using Korea-U.S. Exchange Rate and Prices," *Journal of Economic Development*, 24(2): 95-111.
13. Johansen, S. (1988) "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, (12): 231-254.
14. Kayım, H. (1985) *İstatistiksel Ön Tahmin Yöntemleri*, Ankara: Hacettepe Üniversitesi Yayın No.11.

15. Koldhy S. ve A. Sohrabian (1990) “Exchange Rates and Prices: Evidence From Granger Causality Tests,” *Journal of Post Keynesian Economics*, 13(1): 71-78.
16. Köse, N. (1998) “Vektör Otoregressif Modeller Üzerine Bir İnceleme.” Yayınlanmamış Doktora Tezi. Ankara: Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
17. Manning, L. ve D. Andrianacos (1993) “Dolar Movements and Inflation: A Cointegration Analysis,” *Applied Economics*, 25: 1483-1488.
18. Metin, K. (1993). “Türk Ekonomisinin Uzun Dönem Enflasyon Analizi: Bir Ampirik Yaklaşım,” *Ekonomik Yaklaşım*. 4(8): 97-115.
19. Nelson, C.R. and C.I.Plosser (1992) “Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications,” *Journal of Monetary Economics*, Vol.10.
20. Öniş, Z. ve S. Özmucur (1990) “Exchange Rates, Inflation and Money Supply in Turkey: Testing the Vicious Circle Hypothesis,” *Journal of Development Economics*, 32: 133-154.
21. Özmen, A. (1986) *Zaman Serisi Analizinde Box-Jenkins Yöntemi ve Banka Mevduat Tahmininde Uygulama Denemesi*, Eskişehir: Anadolu Univ. Yayını.
22. Sims, C.A. (1980) “Macroeconomics and Reality,” *Econometrica*, 48(1): 1-48.
23. Strauss, J. (1995) “Real Exchange Rates, PPP and the Relative Prices of Nontraded Goods,” *Southern Economic Journal*, 61(4): 991-1005.
24. TCMB(2000) *Yıllık Rapor*, Ankara: TCMB.
25. Telatar, E. ve H. Kazdağlı (1998) “Re-examine the Long-run Purchasing Power Parity Hypothesis for a High Inflation Country: the Case of Turkey 1980-1993,” *Applied Economics Letters*, 5: 51-53.
26. Terzi, H. ve H. Zengin (1996) “Türkiye’de Kur ve Enflasyon Arasındaki Nedensellik İlişkisi Üzerine Bir İnceleme,” *Marmara Üniv. İstatistik ve Ekonometrik Araştırma ve Uygulama Merkezi Dergisi*, Sayı 1, ss. 3-15.
27. Ülengin, B. (1995) “Bütçe Açığı, Parasal Büyüme, Enflasyon, Döviz Kuru ve Üretim Arasındaki Nedensellik İlişkileri: Türkiye Üzerine Bir Uygulama,” *ODTÜ Gelişme Dergisi*, 22(1): 101-116.
28. Woo, W.T. (1984) “Exchange Rates and the Prices of Nonfood, Nonfuel Products,” *Brooking Papers on Economic Activity*, 2: 511-530.