

ANKARA ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

YÜKSEK LİSANS TEZİ

TÜRKİYE’NİN BORÇ STOKLARININ ENFLASYONA ETKİSİ:
MODELLEME VE ANALİZ

Ayhan TOPCU

İSTATİSTİK ANABİLİM DALI

ANKARA

2006

Her hakkı saklıdır

ÖZET

Yüksek Lisans Tezi

TÜRKİYE’NİN BORÇ STOKLARININ ENFLASYONA ETKİSİ MODELLEME VE ANALİZ

Ayhan TOPCU

Ankara Üniversitesi
Fen Bilimleri Enstitüsü
İstatistik Anabilim Dalı

Danışman: Doç.Dr. Fahrettin ARSLAN

Bu çalışmada Türkiye’nin 1995:1 – 2005:12 dönemi arasındaki iç ve dış borç stokları ile fiyatlar genel seviyesi (TEFE ve TÜFE) arasında kointegre bir ilişki olup olmadığı araştırılmıştır. Kointegrasyon testine geçebilmek için serilerin bütünleşme sıraları hesaplanmıştır. Her bir seriye birim kök testleri uygulanmış ve dört seride de birim köke rastlanmıştır. Daha sonra serilerin ilk farkları alınarak birim kök testi uygulanmış ve serilerin ilk farklarının durağan olduğu görülmüştür. Seriler aynı dereceden eş bütünleşik olduklarından kointegrasyon testi Engle and Granger (1987) ve Johansen (1988) metoduna göre yapılmıştır. Her iki yöntemde de seriler arasında kointegre bir ilişkiye rastlanmamıştır.

2006, 56 Sayfa

Anahtar Kelimeler: İç borç, dış borç, enflasyon, birim kök, kointegrasyon

ABSTRACT

Master Thesis

THE EFFECTS OF TURKEY’S DEBTS ON INFLATION FOR TURKEY: MODELLING AND ANALYSIS

Ayhan TOPCU

Ankara University

Graduate School of Natural and Applied Sciences

Department of Statistic

Supervisor: Assoc. Prof. Dr. Fahrettin ARSLAN

In this study, a possible cointegration relationship investigated between debt stocks – domestic and foreign debt stocks – and consumer - wholesale prices indices for the period 1995:01 – 2005:12 in Turkey. In order to search cointegration relationship, series are checked whether they are integrated at the same level or not. According to unit root tests, all series have unit roots at level, but the first differences of the series are stationary. As the series are integrated at the same order, cointegration tests proposed by Engle – Granger (1987) and Johansen (1988) are employed. As a result, it is observed that there is no cointegration relationship between debt stocks and inflation in the period investigated.

2006, 56 pages

Key Words: Domestic debts, foreign debts, inflation, unit root, cointegration

TEŞEKKÜR

Çalışmamda bana destek olan danışman hocam, Sayın Doç. Dr. Fahrettin ARSLAN'a, yardım ve önerileriyle beni yönlendiren, Doç. Dr. Yılmaz AKDİ'ye, desteğini her zaman hissettiğim Türker ONAT'a ve bugünlere gelmemi sağlayan, beni maddi ve manevi destekleyen aileme teşekkürlerimi sunarım.

Ayhan TOPCU

Ankara, Kasım 2006

İÇİNDEKİLER

ÖZET.....	i
ABSTRACT	iii
TEŞEKKÜR	iv
SİMGELER DİZİNİ	vii
ŞEKİLLER DİZİNİ	viii
ÇİZELGELER DİZİNİ	ix
1. GİRİŞ	1
2. KURAMSAL TEMELLER.....	3
3. BORÇLANMA	6
3.1 Borçlanma ve Enflasyon Kavramları.....	6
3.2 Türkiye'nin Borçlarının Gelişimi	7
3.3 Borçların Ekonomi Üzerindeki Etkisi.....	9
4. ZAMAN SERİLERİNDE TEMEL KAVRAMLAR.....	12
4.1 Zaman Serisi	12
4.2 Durağanlık	13
5. BAZI DURAĞAN ZAMAN SERİLERİ	17
5.1 Hareketli Ortalama MA(q) Serileri.....	17
5.2 Otoregresif AR(p) Seriler	21
6. DURAĞAN OLMAYAN ZAMAN SERİLERİ.....	25
6.1 Birim Köklü Seriler.....	26
6.1.1 Dickey – Fuller birim kök testi	27
6.1.2 Genişletilmiş Dickey – Fuller birim kök testi	34
7. ÇOK DEĞİŞKENLİ ZAMAN SERİLERİ	35
7.1 Temel Kavramlar	35
7.2 Vektör Otoregresif Seriler (VAR Modelleri).....	37
7.3 Kointegrasyon Analizi	39
7.3.1 Engle – Granger metodu	40
7.3.2 Johansen metodu	42
8. UYGULAMA.....	46

9. TARTIŞMA ve SONUÇ	52
KAYNAKLAR	54
ÖZGEÇMİŞ.....	56

SİMGELER DİZİNİ

ACF	Otokorelasyon Fonksiyonu (Auto Correlation Function)
AR	Otoregresif Zaman Serisi (Autoregressive Series)
ARMA	Otoregresif Hareketli Ortalama Zaman Serisi (Autoregressive Moving Average Series)
GSMH	Gayri Safi Milli Hasıla
GSYİH	Gayri Safi Yurtiçi Hasıla
HEGY	Hylleberg – Engle – Granger – Yoo
IMF	Uluslararası Para Fonu (International Monetary Fund)
MA	Hareketli Ortalama Serisi (Moving Average Series)
PACF	Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu (Partial Auto Correlation Function)
TEFE	Toptan Eşya Fiyat Endeksi
TÜFE	Tüketici Fiyat Endeksi
ÜFE	Üretici Fiyat Endeksi
VAR	Vektör Otoregresif Serisi (Vector Autoregressive Series)

ŞEKİLLER DİZİNİ

Şekil 8.1 İç Borç, Dış Borç Stokları, TEFE ve TÜFE serilerinin grafikleri	47
Şekil 8.2 Birinci farkı alınan iç borç, dış borç stokları, TEFE ve TÜFE serilerinin grafikleri.....	49

ÇİZELGELER DİZİNİ

Çizelge 8.1 Birim kök testi sonuçları.....	47
Çizelge 8.2 Birinci farkı alınmış seriler için birim kök testi sonuçları	48
Çizelge 8.3 Engle – Granger kointegrasyon testi sonuçları	50
Çizelge 8.4 Johansen kointegrasyon testi sonuçları.....	51

1. GİRİŞ

Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde borçlanma ülke ekonomisinin seyrinde önemli etkilere sahiptir. Borçlanmanın ekonomi üzerindeki etkisi, borçlanmanın yapıldığı yer, vade yapısı, borçlanmanın nerelerde kullanıldığı gibi faktörlere bağlıdır. Örneğin gelişmekte olan ülkelerde genellikle ekonomik büyümeyi finanse edecek miktarda yurtiçi tasarruf bulunmaz. Bu durumda yurtdışı borçlanma bu tasarruf açığını gidermede ve verimli alanlarda kullanarak büyümenin hızlandırılmasında kullanılabilir. Diğer taraftan, hükümetlerin özellikle seçim dönemlerinde artan kamu açıklarını finanse etmek için yurtiçinden yaptıkları borçlanma, mevcut yurtiçi tasarrufların devlet tarafından emilerek özel sektöre kullanılabilir fonların azalmasına ve böylece faiz oranlarının yükselmesi kanalıyla da büyüme üzerinde olumsuz etki göstermesine sebep olabilir.

Ülkemizde Cumhuriyet'in ilk yıllarında alınan dış borçlar, yatırıma dönüşmesi sebebiyle ülke kalkınmasına katkı sağlamıştır. Ancak daha sonraki yıllarda, alınan borçların verimli kullanılamaması sebebiyle, özellikle 1980'lerden günümüze kadar borçlar sürekli artmıştır. Borçların borçlarla ödenmesi, dış borçlanmanın uzantısı sayılan iç borçlanmanın kısa dönemli ve yüksek faizli oluşu, yatırımlara ayrılan payı azaltarak ülke ekonomisini olumsuz yönde etkilemiştir.

Bu çalışmanın amacı Türkiye'nin borç stoklarının ile fiyatlar genel seviyesinin uzun dönemdeki ilişkisini incelemektir. Ülkemizde, Şubat 2001'de bir ekonomik kriz meydana gelmiş, sonrasında "Güçlü Ekonomiye Geçiş" programı uygulamaya konulmuştur. Bu programla temel olarak, mali piyasaların iyileştirilmesi, enflasyonun düşürülmesi ve kamu finansmanının sorun yaratmadığı bir ortamda sürdürülebilir büyümenin sağlanması amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda çeşitli uygulamalara gidilmiştir. İç borcun bir kısmının dövize çevrilmesi de bu uygulamalardan biridir. Bu uygulama ile hem bankacılık sektörünün döviz açık pozisyonlarının giderilmesi hem de borçların daha uzun

vadeye yayılması amaçlanmış, sonuç olarak borçların TL - döviz kompozisyonunda değişme meydana gelmiştir. Uygulanan program sonrası TL'nin sürekli değerlendirildiği gözönüne alınarak borç kompozisyonundaki değişimin enflasyondaki düşüş süreci üzerinde etkili olabileceği düşüncesinden hareketle, bu çalışmada 1995 – 2005 yılları arasında Türkiye'nin aylık iç ve dış borç stokları ile fiyatlar genel seviyesinin uzun dönemli ilişkisi incelenecektir.

Çalışma dokuz bölümden oluşmaktadır. İlk bölüm giriş bölümüdür. İkinci bölümde kuramsal temeller verilmiştir. Üçüncü bölümde borçlanma, iç ve dış borçlar ve enflasyon kavramları üzerinde durulmuş, Türkiye'nin borçlarının gelişimi özetlenerek, borçların ekonomik etkileri üzerine görüşlere yer verilmiştir. Dördüncü bölümde zaman serileri hakkında temel bilgiler özetlenmiştir. Beşinci bölümde çeşitli durağan zaman serisi modelleri incelenmiştir. Altıncı bölümde durağan olmayan zaman serileri ve birim kök kavramı açıklanmış, Dickey and Fuller (1979), ve Genişletilmiş Dickey and Fuller (1981) birim kök testlerine yer verilmiştir. Yedinci bölümde çok değişkenli zaman serileri hakkında temel bilgiler verilerek kointegrasyon kavramı açıklanmış ve kointegrasyon analizinde Engle and Granger (1987) ve Johansen (1988) metodları anlatılmıştır. Sekizinci bölümde 1995:1 – 2005:12 döneminde Türkiye'nin aylık iç ve dış borç stok verileri modellenmiştir. Ayrıca bu serilerin durağan olup olmadıkları test edilmiştir. Diğer taraftan, iç ve dış borçlar ve TEFE - TÜFE arasındaki kointegrasyon ilişkisi araştırılmıştır. Tartışma ve Sonuç bölümünde ise incelenen dönemde araştırılan borç stokları ve fiyatlar genel seviyesi ilişkisi yorumlanmıştır.

2. KURAMSAL TEMELLER

Bütçe açıkları ve kamu borçlanması konusunda iktisadi akımların birbirinden farklı görüşleri vardır. Bu bölümde çeşitli iktisadi akımların bütçe açıkları, borçlanma ve etkileri konularındaki yaklaşımlarına değinilecektir.

Klasik iktisatçılar denk bütçe politikasını savunarak, devletin savaşlar ya da doğal afetler gibi olağanüstü durumlar dışında borçlanmasına karşı çıkmışlardır. Devletin bütçesini aile bütçesi gibi değerlendirerek gelirler oranında harcama yapılması gerektiğine dikkat çekmişlerdir. Buna göre devletin temel görevi olan kamusal mal ve hizmetleri sağlayabilmek için toplanan vergilerin, tıpkı tasarruflar gibi toplam arz ve toplam talep eşitliğinin kurulabilmesi için devlet tarafından tekrar harcanması gerekir. Bu sebeple devlet bütçesi denk olmalıdır.

Klasik iktisatçılar devletin ekonomideki ağırlığının olumsuzluğuna dikkat çekerek, borçlanma ile elde edilen fonların verimsiz çalışan devlet mekanizması tarafından yanlış kullanılacağını savunmuşlardır. Klasikçilere göre borçlanma gelecekte elde edilecek vergi gelirlerinin şu anda kullanılması anlamına gelmektedir. Bu yüzden borçlanma ile alınacak borç yükü gelecek nesillere çıkacaktır. Klasikçiler devletin bütçe açıklarını kapatmada vergilendirme dışında kullanacağı yöntemlere tümüyle karşıdılar.

Klasik iktisat okulu taraftarları vergilerin bir iktisat politikası aracı olarak kullanılmasına da karşı çıkmaktadırlar. Buna göre alınan vergiler adil olmalı, vergi oranı belli olmalı, uygun zamanlarda alınmalı ve verimli olmalıdır (Ersoy 1990).

1929 Dünya Ekonomik buhranı ile birlikte işsizlik ve üretim düşüklüğü klasik iktisadi düşünceye duyulan güveni sarsmıştır. John Maynard Keynes'in 1936 yılında yayınlanmış olan Genel Teori adlı kitabıyla birlikte özellikle II. Dünya savaşından sonraki yıllarda yeni iktisat politikaları uygulamaya geçirilmiştir. Ekonomi literatüründe önemli görüşlerden biri

olan Keynesyen yaklaşımda, klasik iktisatçıların denk bütçe politikası, yerini ekonomik denklik görüşüne bırakmıştır. Sağlanması gereken makro ekonomik denkliktir. Bu yaklaşımda, devletin ekonomik hayata müdahalesinin gerekliliği öne sürülerek maliye politikasının önemine değinilmiştir. Para politikasının tam istihdama erişmek için yetersiz kaldığı durumlarda, devlet bütçe açığı faktörünü göz önüne alan bir maliye politikası yoluyla ekonomiye müdahale etmelidir. Keynesyen yaklaşıma göre bütçe açıklarının fiyatlar genel düzeyine etkisi vardır ancak bu etki uygun maliye politikaları ile giderilebilir.

Friedman'ın 1956 yılında miktar teorisini yeniden formüle etmesiyle günümüzde karşılaşılan iktisadi sorunların temelinde parasal etkenlerin bulunduğunu savunan iktisadi akım, Monetarizm doğmuştur. Monetaristler hükümetlerin para ve mali araçlarla piyasaya müdahale etmesinin iktisadi istikrarsızlıklara neden olacağı gerekçesiyle, devlet müdahalesinin en aza indirilmesinden yanadırlar. Monetarist akımın öncüsü Friedman, para arzının genel dengeyi etkilemede önemli rolü olduğunu savunur (Ersoy 1990).

Monetaristler maliye politikasına çok az değinmişlerdir. Onlara göre para arzındaki değişme tüm işi yapmaktadır ve istikrar programı yalnızca para politikası üzerine yoğunlaşmalıdır (Parasız 1991).

Devletin bütçe açığını para arzında değişikliğe neden olmayan borçlanma yoluyla yani devlet tahvili satarak karşılanması durumunda, özel sektör ile kamu sektörü arasında oluşacak rekabet piyasa faiz haddini yükselterek, tasarruflar daha fazla faiz ödemeyi gerçekleştiren kamu sektörüne akacağı için özel sektör tarafından yapılan yatırımlarda bir azalma görülecektir. Monetaristler, “Crowding out” denilen bu etkinin varlığı nedeniyle bütçe açığının borçlanma ile finansmanına karşıdırlar.

Yeni klasik yaklaşımda, Barro (1974) tarafından ortaya atılan Ricardocu eşdeğerlik önermesi altında, bütçe açıklarının fiyatlar genel seviyesi üzerine önemli bir etkisi yoktur. Bu önermeye göre bütçe açığı - hükümet borcunun etkilerini değerlendirirken belirli bir

süre yaşıyan bireye deęil, sonsuza kadar yaşıyan aileye dayalı bir analiz yapmak gerekir. Bu açıdan bakılırsa, vergi indirimine dayalı borçlanma, bireylerin cari gelirlerini belki artırır ancak aile kaynaklarını arttırmaz. Ayrıca, bütçe açıklarının bugün yaratacağı etkiyi tahmin eden aileler, bu etkileri gidermek ve ortaya çıkabilecek vergi artışından etkilenmemek için tasarruflarını arttıracaklardır. Dolayısıyla bütçe açıklarına neden olan maliye politikalarının fiyatlar genel düzeyi üzerinde herhangi bir etkisi olmayacaktır.

3. BORÇLANMA

3.1 Borçlanma ve Enflasyon Kavramları

Kamu giderlerinin vergi, resim, harç, mülk ve teşebbüs gelirleri, vergi ve para cezaları gibi kamu gelirleri ile karşılanamadığı durumlarda devlet ihtiyaç duyduğu parayı borçlanma ile sağlar. Günümüzde vergilemenin alternatifi olarak görülen borçlanma, bütçe açıklarını kapatmada önemli bir finansal araç niteliğindedir.

Devlet borçları alındıkları yere göre ikiye ayrılır: İç borçlar ve dış borçlar:

İç borçlar, kamu bütçesinde yer alan hizmetlerin finansmanı için yurt içi kaynaklardan sağlanan, alırken ve ödenirken ülke toplam kaynaklarının artmasına ya da azalmasına yol açmayan kamu borçlanmasıdır. Bunlar, Hazine'nin ödemek durumunda olduğu borçlarla, bono ve tahviller tutarının toplamıdır. Tahvil, bir yıl ve daha fazla süreli, bono da esas olarak bir yıldan kısa süreli, çoğu kez aylık olarak belirtilen, borçlanma senetleridir. Tahvil orta ve uzun süreli, bono da kısa süreli borçlanmanın göstergesi sayılmaktadır.

İç borçların yeterli olmadığı durumlarda devlet yurtdışından borçlanır. İç borçlanma ile ülkenin kullanacağı kaynakların miktarını arttırmak mümkün değildir. Dış borçlanma ise iç kaynaklara ek kaynaklar getirir. Borçlanmanın şartları borcu alan ülke ve borcu veren ülke tarafından belirlenir. Ayrıca Dünya Bankası ve IMF gibi uluslararası kuruluşlardan da borç alınmaktadır. Dış borçlarla iç borçların miktarları açısından gelişmiş ülkelerle gelişmekte olan ülkeler arasında ciddi farklar vardır. Gelişmiş ülkelerde devlet gereksinim duyduğu borçlanmayı kendi iç kaynaklarından kolaylıkla sağlayabilmektedir. Az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde ise borçların büyük kısmını dış borçlar oluşturur.

Enflasyon, fiyatlar genel seviyesinde görülen sürekli ve belirgin artışlar şeklinde tanımlanmaktadır. Fiyatlar genel seviyesi, ekonomide seçilen belli bir mal ve hizmet sepetinin parasal karşılığıdır.

Türkiye’de enflasyonun hesaplanmasında TÜFE ve TEFE göstergelerinden yararlanılır. Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) belirli bir dönemde, belirli bir kitle tarafından tüketici mal ve hizmetlerine ödenen perakende fiyatlarındaki değişimdir. 2005 yılından itibaren Türkiye İstatistik Kurumu, TÜFE yerine Üretici Fiyat Endeksi (ÜFE)’yi kullanmaya başlamıştır. Toptan Eşya Fiyat Endeksi (TEFE) ise toptan satışa konu olan ürünlerin toptan fiyatlarındaki değişimdir.

3.2 Türkiye’nin Borçlarının Gelişimi

Türkiye Cumhuriyeti’nde alınan iç borçlar dış borçlardan daha sonradır. Cumhuriyetin ilk yıllarında Devlet Osmanlı Devleti’nden kalan dış borçları ödemek ve demiryolu gibi yatırımlar yapmak üzere borçlanmıştır.

İkinci Dünya Savaşından sonra Dünya ekonomisinin içinde bulunduğu ağır şartlar ülkemizi de etkilemiştir. Bütçe açıkları büyümüştür. Türkiye savaşa girmese de askeri harcamaları çok artmıştır. Bundan doğan bütçe açıklarını kapatmak için devlet borçlanmıştır. Bu arada Osmanlı Devleti’nden kalan borçlar 1943 yılında tamamen ödenmiştir.

1950 sonrasına baktığımızda borç miktarı sürekli artmıştır. 1960 yılında dış borçların ödenmesi için moratoryum ilan edilmiştir.

1970’li yılların ikinci yarısında Türkiye’nin dış borçları hızla artmış, 1974 Kıbrıs olayı ve petrol fiyatlarındaki hızlı artışıyla dış ödeme güçlükleri yaşanmış, ekonomik ilişkiler

içerisinde bulunduğumuz ÷lkelerde yaşanan ekonomik durgunluk ÷lkeyi bir borç bunalımına sokmuştur (Kepenek ve Yentürk 2005).

1960 – 1980 yılları arası iç borçların durumuna baktığımızda, henüz sermaye piyasasının gelişmemesi nedeniyle, özel tasarrufların tahviller ve hisse senedi olarak değerlendirilmesi alışkanlığı olmadığından iç borçlanmalar daha çok merkez bankası ve bankalar kaynaklıdır. Enflasyon nedeniyle, Devlet zamanla iç borçların yükünün hafiflemesinden yararlanmıştır. Ancak bu durum borçların geri ödemesini kolaylaştırırsa da Devlet için yeni borçlanmaları güçleştirmiştir (İnce 2001).

1980’li yıllara gelindiğinde sıkı tedbirler alınmış ve 1980 – 83 yıllarında enflasyon yavaşlamış, piyasa ekonomisi ve kamu harcamalarında düzenli bir durgunluk gözlenmiştir. 1985 – 1989 yılları arasında bütçe açıkları sürekli büyümüş, iç ve dış borçlar sürekli olarak artmıştır. 1980 yılında uygulamaya konulan 24 Ocak kararları dış borçlanma alanında önemli bir gelişmedir. Böylece, Türkiye’de bu tarihe kadar izlenen ithal ikameci sanayileşme politikalarından vazgeçilmiş ve dışa açık, ihracata yönelik sanayileşme politikaları uygulamaya geçirilmiştir. İhracata uygulanan teşvikler, bunlarla sağlanan yararlar yanında, kamu ve özel kesimde sanayi için kaynak sıkıntısı yaratmıştır. Bu da dış borçları olumsuz yönde etkilemiştir (Evgin 2000).

1990 yılından günümüze kadar iç borçlar sürekli bir artış göstermiştir. 1990 yılında toplam iç borç 19,53 milyar dolar iken 2005 yılında bu rakam 182 milyar dolara ulaşmıştır. İç borç stokunun 1990 yılında GSMH’ya oranı 14,4 iken 2005 yılında bu oran 50,3’e çıkmıştır. Bu oranlar borçlanmadaki hızlı artışı göstermektedir (www.hazine.gov.tr).

Dış borçlar 1994 ve 2001 kriz yılları haricinde sürekli artmıştır. 1994 ve 2001 yıllarında ekonomideki olumsuz gelişmeler nedeniyle Türkiye bu yıllarda dış piyasalardan borçlanmakta güçlük çekmiş, alınabilen borçların faiz oranları yüksek olduğundan dışborç

maliyeti artmış, iç borçlanmaya ağırlık verilmiştir. Kriz yıllarının sonrasında dış borçlar tekrar hızla artmıştır.

3.3 Borçların Ekonomi Üzerindeki Etkisi

Bütçe açıklarının finansmanında devletin kullanacağı yöntemler sırasıyla; vergi gelirlerinin artırılması, borçlanma (dış borçlanma, iç borçlanma ve merkez bankasından borçlanma) ve özelleştirme. Bu yöntemlerden borçlanmanın seçilmesi durumunda, borçlanmanın ekonomik etkileri ne kadar iyi bilinirse, mali politikalar saptanırken kullanılacak kaynaklar arasında veya parasal araçlar arasında borçlanmanın boyutunda o kadar iyi belirlenir. İç ve dış kaynaklardan sağlanan borçların ekonomik etkileri ayrı ayrıdır.

Dış borçlar alındıkları zaman milli geliri artırır, ekonomiye reel bir kaynak sağlar. Fakat faiz ve anapara ödemeleri yapıldığı zaman da ülkeden bir kaynağın çıkmasına neden olarak, milli geliri azaltan bir etki yaparlar. Bu yüzden dış borçların ekonomi üzerinde yaratacağı etkiler o borcun faiz oranı, vade yapısı gibi koşullarının yanısıra alınan borçların nasıl kullanıldığına da bağlıdır. Belirli ekonomik ve siyasal yüklere katlanılarak alınan dış borçların, özellikle döviz girişi sağlayan üretken yatırım alanlarında kullanılması yararlı olacaktır. Çünkü dış borç anapara ve faiz ödemeleri döviz olarak yapılacaktır. Bu durumda dış borçların ödenmesi sonuç olarak ülkenin dış satım ve turizm gelirlerine bağlı olacaktır. Dolayısıyla, dış borçlanma yoluyla sağlanan kaynakların verimli, ülkeye döviz girişi sağlayan yatırımlara yönlendirilmesi gereklidir.

İç borçlanmada başvuru kaynaklarından biri Merkez Bankası'dır. Hazinesin Merkez Bankasından borçlanmasına, yani Merkez Bankası'nın para basmasına emisyon denir. Emisyon durumunda piyasadaki para miktarı artacağından enflasyon yükselir.

Bütçe açıklarının süreklilik arz etmesi ve devletin kamu harcamalarını borçlanmaya başvurarak finanse etmeye yönelmesi durumunda borcun sürdürülebilirliği önem kazanmaktadır. Borcun sürdürülebilir olup olmadığı konusunda Borç/Gelir oranı önemlidir. Gelirin borca göre hızlı arttığı ekonomilerde bu oran düştüğü için sorun yoktur. Borcun artış hızının gelirden daha fazla olması durumunda ise bütçe açığı büyümektedir. Bu durum borçlanmanın ekonomideki ağırlığının artması anlamına da gelir. Bu oranın artmasının gelir dağılımı üzerinde de olumsuz etkileri vardır.

Devletin kamu harcamalarını iç boçlanma yoluyla finanse etmesi ile kısa dönemde faiz oranları artar ve faiz ödemeleri tekrar bütçe açıklarına katkı sağlar. İç borç faiz ödemelerinin her yıl katlanarak büyümesi bu finansman yönteminin bütçe açıklarını sürekli kılma eğilimini göstermektedir (Gürler 1998).

Borç faizleri normalde bütçe gelirleri ile karşılanır. Ancak faiz yükünün sürekli artması sonucunda bütçe gelirleri yetersiz kalır ve faiz ödemelerinin borçlanma ile karşılanması zorunlu olur. Borç stoku sürekli artar. Borçların faizlerinin bütçe gelirleri ile ödenmeyip sürekli borçlanma suretiyle ödenmesi borç kısır döngüsünün göstergesidir.

Bu konuda Sargent and Wallace'ın (1981) "hoş olmayan monetarist aritmetik" adlı bir çalışması bulunmaktadır. Bu çalışmada Sargent ve Wallece kısa vadede borç alınarak bütçe açıklarının finansmanı mümkün olsa da, orta ve uzun vadede bunun kaçınılmaz olarak enflasyon yaratacağını ileri sürmüşlerdir. Bu önermeye göre sürekli kamu açıklarının olduğu bir ekonomide para politikası maliye politikasının etkisi altındadır. Çünkü kamu açıkları ya borçlanarak ya da parasal genişleme (senyoraj) ile kapatılmaktadır. Maliye politikasının etkin olduğu bir ekonomide hükümetler bütçe açıklarını enflasyonu önlemek amacıyla borçlanma ile finanse ederler. Ancak borçlanma devam ettikçe reel faizler artacak ve sonuçta faizler bile borçlanma yoluyla ödenecektir. Bu durumda faiz ödemeleri ve borç stoku öyle bir büyür ki, borçlar borçlarla ödenemez duruma gelir ve hükümetin para basmaktan başka çaresi kalmaz. Böyle bir durumun enflasyonist etkileri, başlangıçta bütçe

açığının para basılarak finanse edilmesi ile ortaya çıkacak enflasyonist etkilerden daha fazla olacaktır.

Günümüz ekonomistlerinin çoğu borçlanmanın ekonomi üzerinde enflasyonist etki yaratacağı görüşünü ileri sürmektedirler. Bu görüş sahipleri, tezlerini ileri sürerken; devletin borçlanma yoluyla topladığı kaynakların kullanım biçimi, ekonominin sunum düzeyi, para arzı, kredi düzeyi, talep düzeyi konularında çeşitli varsayımlar yaparak, ekonomik modellerini oluşturmaktadırlar. Enflasyon başlangıçta kamu giderlerini azaltıcı (ya da bütçe açığını giderici) bir etki yapsa da sonradan yükselen fiyatlar nedeni ile gider arttırıcı etki yapar ve bu da yeni borçlanmalara yola açar. Buna göre enflasyon bütçe açıklarını arttırmakta, bütçe açıkları da enflasyonu hızlandırmaktadır. Özellikle sürekli hale gelen bütçe açıkları, enflasyonu da sürekli hale getirmektedir. Hem de enflasyonun oranını gittikçe daha da yükselterek. Bunun anlamı faizlerin de enflasyonla birlikte yükselmesidir (İnce 2001).

4. ZAMAN SERİLERİNDE TEMEL KAVRAMLAR

4.1 Zaman Serisi

Bir zaman serisi, bir rasgele değişkenin aldığı değerler kümesidir. Bu veriler hisse senedi fiyatları gibi günlük, Merkez Bankasının yayımladığı para arzı gibi haftalık, işsizlik oranı, Tüketici Fiyat Endeksi gibi aylık GSMH gibi üç aylık, hükümet bütçeleri gibi yıllık, İmalat Sanayii Anketleri gibi beş yıllık, nüfus sayımları gibi on yıllık aralarla düzenli olarak toplanabilir. Bazen veriler, GSYİH yada Tüketici harcamalarında olduğu gibi hem üç aylık hem yıllık olabilir (Gujarati 1999).

Özellikle ekonomik verilerin önemi düşünüldüğünde geleceğe yönelik plan yapılırken, geçmişte ne olduğunu anlamamız önemlidir. Zaman serileri analizi verilerin geçmişteki değerlerine bakarak gelecekte alacağı değerleri öngörebilmeyi sağlar. Başarılı bir öngörü için verilerin yapısı analiz edilmekte ve en uygun model bulunmaktadır.

Bir işletme, işletme ve pazarlama verileri ile işletme politikalarını belirlerken zaman serileri analizlerini kullanır. Meteorolojide yapılan çalışmalarda günlük ortalama hava sıcaklıkları, ortalama yağış miktarı, günlük nem miktarı gibi zaman serileri kullanılır. İktisadi verilerin büyük bir kısmı zaman serileridir. Devlet uygulayacağı ekonomik politikaları oluştururken ekonomik verilerin önceden tahminlerine dayanarak çalışmalarını yapar. Devlet, genellikle makro ekonomik değişkenlerle ilgili öngörülerde bulunmaktadır. Kısa, orta ve uzun vadede uygulanacak ekonomik politikanın belirlenmesinde bu öngörüler önemli rol oynamaktadır. Ve tüm bu çalışmalar için zaman serileri analiz tekniklerini kullanmaktadır.

Bu çalışmada inceleyeceğimiz 1995- 2005 yılları arasında Türkiye'nin aylık iç ve dış borç stok verileri ve aylık TEFE, TÜFE göstergeleri birer iktisadi zaman serileri örneğidirler. Borçlar ile fiyatlar genel seviyesi arasındaki ilişki, enflasyon hedeflerinin öngörülmesi açısından önemlidir. Ele alınan dönemde; yukarıda detaylı olarak anlatılan

borçlanma ve fiyatlar genel düzeyinin uzun dönem ilişkisinin incelenmesinde ve serilerin modellenmesinde zaman serileri analizlerini kullanacağız.

Zaman serileri analizinde bir çok istatistiki sonuç çıkarım çalışılan serilerin durağan olduğu varsayımına dayanır. Aşağıda durağanlık kavramından kısaca bahsedilecektir.

4.2 Durağanlık

Ortalamasıyla varyansı zaman içinde değişmeyen ve iki dönem arasındaki kovaryans bu kovaryansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olan zaman serisi için durağandır denir.

Tanım 4.1

$\{Y_t : t \in T\}$ zaman serisi,

- i) $E(Y_t) = \mu$ beklenen değeri zamana göre değişmiyor.
- ii) $Cov(Y_t, Y_s)$ kovaryansı sadece $|t - s|$ nin bir fonksiyonudur. (yada $Cov(Y_t, Y_{t+h})$ sadece h nin bir fonksiyonudur)

şartlarını sağlıyor ise $\{Y_t : t \in T\}$ zaman serisine zayıf durağan veya kısaca durağandır denir

Bir çok istatistiki sonuç çıkarım serinin durağanlığına dayanmaktadır. Bu yüzden seri durağan değilse, öncelikle durağan hale getirilmelidir. Durağan olmayan zaman serilerine ileride değinilecektir.

Herhangi iki deęişkenin deęerleri arasında birlikte deęişimin bir ölçüsü olarak hesaplanan kovaryans ve korelasyon katsayıları, zaman serilerinde deęişkenin gecikmeli deęerleri arasında hesaplanarak, otokovaryans ve otokorelasyon adını alır.

Tanım 4.2

Bir $\{Y_t : t \in T\}$ zaman serisinin otokovaryans fonksiyonu,

$$\gamma(h) = \text{Cov}(Y_t, Y_{t+h}) \quad (4.1)$$

olarak tanımlanır.

Eđer $\gamma(h)$, durağan bir $\{Y_t : t \in T\}$ zaman serisinin otokovaryans fonksiyonu ise, aşağıdaki özellikleri sağlar.

i) $\gamma(-h) = \gamma(h)$ ($\gamma(h)$ fonksiyonu simetriktir).

ii) $|\gamma(h)| \leq \gamma(0)$, $\forall h$ için.

iii) $\sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma(h_j - h_k) a_j a_k \geq 0$, $\forall a_i \in R, \forall n \in N$ için. ($\gamma(h)$ fonksiyonu pozitif tanımlıdır).

Tanım 4.3

Otokovaryans fonksiyonu yardımıyla bir $\{Y_t : t \in T\}$ zaman serisinin otokorelasyon fonksiyonu,

$$\rho(h) = \frac{\gamma(h)}{\gamma(0)} = \frac{Cov(Y_t, Y_{t+h})}{\sqrt{Var(Y_t)Var(Y_{t+h})}} \quad (4.2)$$

olarak tanımlanır.

Eğer $\rho(h)$, durağan bir $\{Y_t : t \in T\}$ zaman serinin otokorelasyon fonksiyonu ise, aşağıdaki özellikleri sağlar.

i) $\rho(-h) = \rho(h)$ ($\rho(h)$ fonksiyonu simetriktir)

ii) $|\rho(h)| \leq 1, \forall h$ için.

iii) $\sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \rho(h_j - h_k) a_j a_k > 0, \forall a_i \in R, \forall n \in N$ için. ($\rho(h)$ fonksiyonu negatif olmayan tanımlıdır)

Tanım 4.4

Herhangi bir $\{Y_t : t \in T\}$ zaman serisi için; Y_t nin $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-h}$ üzerine regresyonunun yapılmasıyla elde edilen Y_{t-h} nin katsayısı h inci kısmi otokorelasyon olarak tanımlanır ve $\phi(h)$ ile gösterilir.

Kısmi otokorelasyon fonksiyonu, serinin otokorelasyon fonksiyonu yardımıyla kolayca hesaplanmaktadır: ρ_h ler serinin otokorelasyonlarını göstermek üzere, P_h matrisini aşağıdaki gibi tanımlayalım.

$$P_h = \begin{bmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \cdot & \cdot & \rho_{h-1} \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & \cdot & \cdot & \rho_{h-2} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \rho_{h-2} & \rho_{h-3} & \rho_{h-4} & \cdot & \cdot & \rho_1 \\ \rho_{h-1} & \rho_{h-2} & \rho_{h-3} & \cdot & \cdot & 1 \end{bmatrix} \quad (4.3)$$

Şimdi P_h matrisinin son kolonunu oluşturan $\tilde{c}' = (\rho_{h-1}, \rho_{h-2}, \dots, \rho_1, 1)$ vektörünün $\tilde{a}' = (\rho_1, \rho_2, \dots, \rho_{h-1}, \rho_h)$ vektörü ile değiştirilmesinden oluşan P_h^* matrisini yazalım:

$$P_h^* = \begin{bmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \cdot & \cdot & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & \cdot & \cdot & \rho_2 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \rho_{h-2} & \rho_{h-3} & \rho_{h-4} & \cdot & \cdot & \rho_{h-1} \\ \rho_{h-1} & \rho_{h-2} & \rho_{h-3} & \cdot & \cdot & \rho_h \end{bmatrix} \quad (4.4)$$

h inci kısmi korelasyon $\phi(h) = \frac{\det(P_h^*)}{\det(P_h)}$ olarak hesaplanır (Enders1995).

Yukarıda tanımı verilen otokovaryans, otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları zaman serileri modellerinin tahmini ve teşhisi konusunda kesin bilgi vermesede oldukça kullanışlı araçlardır. Zaman serilerinin durağanlığının belirlenmesinde otokorelasyonların azalış hızları bize ön bilgi verir. Yavaş azalan otokorelasyonlar durağan dışılığın göstergesidir. Azalma hızlı ise serinin durağan olduğu söylenebilir.

5. BAZI DURAĞAN ZAMAN SERİLERİ

5.1 Hareketli Ortalama MA(q) Serileri

Beklenen değeri sıfır olan herhangi bir $\{e_t : t \in T\}$ zaman serisinin otokovaryans fonksiyonu,

$$\gamma(h) = \begin{cases} \sigma^2 & , \quad h = 0 \\ 0 & , \quad d.d \end{cases} \quad (5.1)$$

şeklinde ise $\{e_t : t \in T\}$ zaman serisine Beyaz Gürültü (White Noise) serisi denir.

Bir beyaz gürültü serisi $e_t \sim WN(0, \sigma^2)$ olarak gösterilir ve serinin otokorelasyon fonksiyonu da,

$$\rho(h) = \begin{cases} 1 & , \quad h = 0 \\ 0 & , \quad d.d \end{cases} \quad (5.2)$$

şeklindedir.

$e_t \sim WN(0, \sigma^2)$, q sonlu bir doğal sayı ve $\beta_q \neq 0$ olmak üzere q . dereceden hareketli

ortalama serisi $Y_t - \mu = e_t + \sum_{j=1}^q \beta_j e_{t-j}$ şeklinde verilir. $Y_t \sim MA(q)$ ile gösterilir.

Burada μ serinin beklenen değeridir.

Serinin otokovaryans fonksiyonu:

$$\gamma(h) = \begin{cases} \sigma^2 \sum_{j=0}^{q-h} \beta_j \beta_{j+h} & 0 \leq h \leq q \\ 0 & d.y \end{cases} \quad (5.3)$$

ve otokorelasyon fonksiyonunda:

$$\rho(h) = \begin{cases} \frac{\sum_{j=0}^{q-h} \beta_j \beta_{j+h}}{\left(\sum_{j=0}^q \beta_j^2 \right)^{-1}} & 0 \leq h \leq q \\ 0 & d.y \end{cases} \quad (5.4)$$

şeklindedir. Görüldüğü gibi hareketli ortalama serileri q sonlu olduğu sürece her zaman durağandır (Akdi 2003).

Şimdi q nun sonsuza gittiğini düşünelim. Yani Y_t zaman serisi,

$$Y_t - \mu = e_t + \sum_{j=1}^{\infty} \beta_j e_{t-j} \quad (5.5)$$

şeklinde verilsin. Serinin durağanlığını inceleyelim. $\beta_0 = 1$ olmak üzere seri,

$$Y_t = \mu + \sum_{j=0}^{\infty} \beta_j e_{t-j} \quad (5.6)$$

şeklinde yazılabilir. Serinin beklenen değerini hesaplayalım;

$$E(Y_t) = E\left(\mu + \sum_{j=0}^{\infty} \beta_j e_{t-j}\right) = \mu + E\left(\sum_{j=0}^{\infty} \beta_j e_{t-j}\right) \quad (5.7)$$

olup,

$$E\left(\sum_{j=0}^{\infty} \beta_j e_{t-j}\right) = \sum_{j=0}^{\infty} \beta_j E(e_{t-j}) \quad (5.8)$$

Eşitliği sadece $\sum_{j=0}^{\infty} |\beta_j| < \infty$ için geçerlidir. (Monoton yakınsaklık teoreminden dolayı) Bu koşul üzerinden işleme devam edersek;

$$E(Y_t) = \mu + \sum_{j=0}^{\infty} \beta_j E(e_{t-j}) = \mu \quad (5.9)$$

Ve otokovaryans fonksiyonu,

$$\gamma(h) = \text{Cov}(Y_t, Y_{t+h}) = \text{Cov}\left(\mu + \sum_{j=0}^{\infty} \beta_j e_{t-j}, \mu + \sum_{k=0}^{\infty} \beta_k e_{t+h-k}\right) \quad (5.10)$$

$$= \sum_{j=0}^{\infty} \sum_{k=0}^{\infty} \beta_j \beta_k \text{Cov}(e_{t-j}, e_{t+h-k}) = \sigma^2 \sum_{j=0}^{\infty} \beta_j \beta_{j+h} \quad (5.11)$$

olarak elde edilir.

Yani $e_t \sim WN(0, \sigma^2)$ ve $\sum_{j=0}^{\infty} |\beta_j| < \infty$ olmak üzere,

$$Y_t = \mu + \sum_{j=0}^{\infty} \beta_j e_{t-j} \quad (5.12)$$

şeklinde verilen $MA(\infty)$ serisinin beklenen değeri ve otokovaryans fonksiyonu zamandan bağımsız olup, seri durağandır.

Şimdi $e_t \sim WN(0, \sigma^2)$ ve $|\rho| < 1$ olmak üzere (5.12) eşitliğinde $\mu = 0$ ve $\beta_j = \rho^j$ alalım.

Bu durumda $Y_t = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j e_{t-j}$ olur. Y_t ve ρY_{t-1} leri açık olarak yazarsak,

$$Y_t = e_t + \rho e_{t-1} + \rho^2 e_{t-2} + \rho^3 e_{t-3} + \dots + \rho^j e_{t-j} + \dots \quad (5.13)$$

$$\rho Y_{t-1} = \rho e_{t-1} + \rho^2 e_{t-2} + \rho^3 e_{t-3} + \dots + \rho^j e_{t-j} + \dots \quad (5.14)$$

olup, birinci eşitlikten ikincinin çıkartılmasıyla;

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t \quad (5.15)$$

serisine ulaşılır. Bu seriye birinci dereceden otoregresif zaman serisi denir. Ve seri $|\rho| < 1$ için durağandır.

Gerçekten de $|\rho| < 1$ ise $Y_t = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j e_{t-j}$ ile verilen $MA(\infty)$ serisinin beklenen değeri hesaplanırken $\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j = \frac{1}{1-\rho} < \infty$ olup sınırlı yakınsaklık teoreminin koşulları sağlandığından sonsuz toplam dışarı alınabilir. Serinin beklenen değeri,

$$E(Y_t) = E\left(\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j e_{t-j}\right) = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j E(e_{t-j}) = 0 \quad (5.16)$$

Otokovaryans fonksiyonu,

$$\gamma(h) = \rho^h \sigma^2 \sum_{j=0}^{\infty} \rho^{2j} = \rho^h \sigma^2 \frac{1}{1-\rho^2} = \rho^h \gamma(0) \quad (5.17)$$

Ve otokorelasyon fonksiyonu,

$$\rho(h) = \frac{\gamma(h)}{\gamma(0)} = \frac{\rho^h \gamma(0)}{\gamma(0)} = \rho^h \quad (5.18)$$

olarak bulunur. Serinin beklenen değeri ve otokovaryans fonksiyonu zamana bağlı olmadığından $|\rho| < 1$ koşulu için seri durağandır.

5.2 Otoregresif AR(p) Seriler

Yukarıda bir $MA(\infty)$ serisinden $Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t$ şeklinde birinci dereceden bir otoregresif zaman serisi elde ettik. Genel olarak birinci dereceden bir otoregresif seri, $e_t \sim WN(0, \sigma^2)$ olmak üzere,

$$(Y_t - \mu) = \rho(Y_{t-1} - \mu) + e_t \quad (5.19)$$

şeklinde verilir ve $AR(1)$ olarak gösterilir. Denklemden de görüldüğü gibi, serinin şimdiki değeri, serinin bir önceki dönem değeri ve bir beyaz gürültü terimine bağlıdır

Burada $|\rho| < 1$ ve $\mu = 0$ olduğunu varsayalım. Seri,

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t \quad (5.20)$$

şekline dönüşür (Aksi halde $X_t = Y_t - \mu$ dönüşümü yapılabilir ve bu dönüşümle de beklenen değer sıfır olmaktadır). Ve serinin varyansı,

$$Var(Y_t) = \gamma(0) = Var(\rho Y_{t-1} + e_t) = \rho^2 Var(Y_{t-1}) + Var(e_t) + 2\rho Cov(Y_{t-1}, e_t) \quad (5.21)$$

$$= \rho^2 Var(Y_{t-1}) + \sigma^2 \quad (5.22)$$

$$= \rho^2 \gamma(0) + \sigma^2 \quad (5.23)$$

şeklinde yazılabilmektedir. Diğer taraftan $h > 0$ için,

$$\gamma(h) = Cov(Y_t, Y_{t+h}) = Cov(\rho Y_{t-1} + e_t, Y_{t+h}) \quad (5.24)$$

$$= \rho Cov(Y_{t-1}, Y_{t+h}) + Cov(e_t, Y_{t+h}) \quad (5.25)$$

$$= \rho Cov(Y_{t-1}, Y_{t+h}) \quad (5.26)$$

$$= \rho Cov(Y_{t-1}, Y_{t+h}) \quad (5.27)$$

$$= \rho \gamma(h-1) \quad (5.28)$$

olmaktadır. Bu işlemlerden elde edilen

$$\gamma(0) = \rho^2 \gamma(0) + \sigma^2 \quad (5.29)$$

$$\gamma(h) = \rho \gamma(h-1) \quad (5.30)$$

eşitliklerine Yule – Walker denklemleri adı verilir. (5.29) eşitliğinden serinin varyansı,

$$\gamma(0) = \frac{\sigma^2}{1 - \rho^2} \quad (5.31)$$

(5.30) eşitliğinin ardışık olarak yazılmasıyla serinin otokovaryans fonksiyonu,

$$\gamma(h) = \rho^h \gamma(0) = \rho^h \frac{\sigma^2}{1 - \rho^2} \quad (5.32)$$

Ve buradan serinin otokorelasyon fonksiyonu,

$$\rho(h) = \rho^h \quad (5.33)$$

olarak bulunur.

$p \geq 1$ olmak üzere (bir doğal sayı), p . dereceden bir otoregresif zaman serisi; $e_t \sim WN(0, \sigma^2)$ ve μ serinin beklenen değeri olmak üzere,

$$(Y_t - \mu) = \sum_{i=1}^p \rho_i (Y_{t-i} - \mu) + e_t \quad (5.34)$$

şeklinde verilir ve $AR(p)$ ile gösterilir.

Burada p otoregresif zaman serisi modelinin derecesini, $\rho_i : i = 1, 2, 3, \dots, p$ ler ve σ^2 modelin parametrelerini göstermektedir.

$AR(p)$ için Yule – Walker denklemleri:

$$\gamma(0) = \rho_1 \gamma(1) + \rho_2 \gamma(2) + \dots + \rho_p \gamma(p) + \sigma^2 \quad (5.35)$$

$$\gamma(h) = \rho_1 \gamma(h-1) + \rho_2 \gamma(h-2) + \dots + \rho_p \gamma(h-p) \quad (5.36)$$

şeklindedir.

Bir serinin durağan olup olmadığını araştırmak için hesaplanan beklenen değer ve otokovaryans fonksiyonu, $AR(p)$ serileri için her zaman çok kolay hesaplanamayabilir. Bu yüzden durağanlığı araştırmak için serinin karakteristik denkleminin köklerine bakılır.

Bir $AR(p)$ serisinin karakteristik denklemi:

$$m^p - \sum_{i=1}^p \rho_i m^{p-i} = 0 \quad (5.37)$$

şeklindedir. Ve serinin durağan olabilmesi için karakteristik denklemin bütün köklerinin mutlak değerce 1 den küçük olması gerekir. Serinin karakteristik denkleminin köklerinden en az bir tanesi mutlak değerce 1 ve ya 1 den büyükse seri durağan değildir. Karakteristik denklemin köklerinden en az bir tanesi mutlak değerce 1'e eşit ise bu tür serilere birim köklü zaman serileri denir.

6. DURAĞAN OLMAYAN ZAMAN SERİLERİ

Ekonometrik zaman serilerinin önemli bir kısmı durağan değildir. Ancak zaman serilerinde yapılan analizler serinin durağan olduğu varsayımına dayanır. Bu yüzden durağanlık kavramı önemlidir.

Bir zaman serisinin durağanlığı için iki koşulumuz vardı; serinin beklenen değerinin zamana bağlı olmaması ve serinin otokovaryans fonksiyonunun zamandan bağımsız olması. Durağan olmayan zaman serilerinde herhangi bir trend vardır. Eğer serinin beklenen değeri zamana bağlı ise seri deterministik trend (zaman serisinin zaman içinde sürekli artış veya azalış göstermesi) içerir. Durağan olmama durumu serinin otokovaryans fonksiyonundan kaynaklanıyorsa seri stokastik trend (zaman serisinin zaman içinde sürekli artış ya da azalış göstermemesi, azalırken artışların, artarken azalışların gözlenmesi) içerir.

Biraz daha açarsak:

$$Y_t = Y_{t-1} + \mu \quad (6.1)$$

modelini ele alalım. Bu modeli:

$$Y_t = Y_0 + t\mu \quad (6.2)$$

şeklinde yazabiliriz. Bu serinin beklenen değeri zamana bağlı olup, modeldeki $\{t\mu\}$ serisine deterministik trend adı verilir.

$$Y_t = Y_{t-1} + e_t \equiv Y_0 + \sum_{j=1}^t e_j \equiv Y_0 + S_t \quad (6.3)$$

modelindeki S_t serisine stokastik trend adı verilir.

Bir seri deterministik trend ile stokastik trendin toplamı şeklinde yazılabilir

$$Y_t = \mu + Y_{t-1} + e_t \equiv Y_0 + t\mu + \sum_{j=1}^t e_j \equiv Y_0 + t\mu + S_t \quad (6.4)$$

modelindeki $\{t\mu + S_t\}$ deterministik ve stokastik trendlerin birleşimidir (Akdi 2003).

Durağan ve durağan olmayan (birim köklü) seriler arasında önemli farklar bulunur. Durağan bir serinin uzun dönemde öngörülleri ortalamaya yaklaşır. Durağan olmayan zaman serilerinde ise bu gerçekleşmez. Durağan bir zaman serisi zamanla değişmeyen sonlu bir varyansa sahipken, durağan olmayan bir zaman serisinin varyansı zamandan bağımsızdır ve $t \rightarrow \infty$ için sonsuza yaklaşır. Durağan zaman serilerinde parametrelerin tahmin edicileri asimptotik olarak normal dağılıma sahiptir. Durağan olmayan zaman serilerinde ise asimptotik dağılımlar farklıdır.

6.1 Birim Köklü Seriler

Otoregresif zaman serilerini incelerken, serinin karakteristik denkleminin köklerinden en az birinin mutlak değerce 1'e eşit olması durumunda seri durağan değildir ve böyle serilere birim köklü zaman serileri denir demiştik. Eğer köklerden sadece bir tanesi 1'e eşit ise serinin bir birim kökü vardır ve böyle serilere birinci dereceden bütünleşik zaman serileri denir. Serinin karakteristik denkleminin p tane kökü 1'e eşit ise bu durumda serinin p tane birim kökü vardır ve seri p. dereceden bütünleşik zaman serisidir.

Otokorelasyon fonksiyonu herhangi bir zaman serisinde trendin olup olmadığını kabaca gösterir. Yavaş azalan bir ACF büyük bir karakteristik kökün, doğru birim kök sürecinin ya da trend durağan sürecin göstergesidir. Formal testler sistemin trend içerip içermediğini ve bu trendin deterministik ya da stokastik olup olmadığını belirlemede yardımcı olur. Fakat bu testler yaklaşık birim kök ya da birim kök sürecini ayırmada pek etkin değildirler (Enders 1995).

Birim köklerin varlığını test eden bir çok yöntem vardır. Ancak biz burada en yoğun kullanılan ve parametrelerin en küçük kareler tahmin edicilerinin dağılımına dayanarak geliştirilen Dickey – Fuller birim kök testini açıklayacağız.

6.1.1 Dickey – Fuller birim kök testi

Parametrelerin en küçük kareler tahmin edicilerinin dağılımından yola çıkarak birim kökün varlığını test eden Dickey – Fuller testi başlangıçta $AR(1)$ serisi için geliştirilmiş olup daha sonra $AR(p)$ serileri için genişletilmiştir.

$e_t \sim WN(0, \sigma^2)$ olmak üzere

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t, \quad t = 1, 2, 3, \dots, n \quad (6.5)$$

şeklinde verilen $AR(1)$ modelini gözönüne alalım. ρ nun en küçük kareler tahmin edicisi,

$$\hat{\rho}_n = \frac{\sum_{t=1}^n Y_t Y_{t-1}}{\sum_{t=2}^n Y_{t-1}^2} \quad (6.6)$$

şeklinde olacaktır. Burada Y_t yerine $\rho Y_{t-1} + e_t$ yazılırsa

$$\hat{\rho}_n = \frac{\sum_{t=1}^n (\rho Y_{t-1} + e_t) Y_{t-1}}{\sum_{t=2}^n Y_{t-1}^2} = \rho + \frac{\sum_{t=1}^n e_t Y_{t-1}}{\sum_{t=2}^n Y_{t-1}^2} \quad (6.7)$$

olur. $\hat{\rho}_n$ en küçük kareler tahmin edicisinin asimptotik dağılımını bulabilmek için $\sum_{t=1}^n e_t Y_{t-1}$

ve $\sum_{t=2}^n Y_{t-1}^2$ istatistiklerinin yakınsama hızlarının bilinmesi gerekmektedir.

$|\rho| < 1$ ise, yani seri durağan ise;

$$\sum_{t=1}^n e_t Y_{t-1} = O_p(\sqrt{n}) \quad (6.8)$$

ve

$$\sum_{t=2}^n Y_{t-1}^2 = O_p(n) \quad (6.9)$$

olur (Fuller 1996).

$n \rightarrow \infty$ için

$$\hat{\rho}_n = \rho + \frac{1}{\sqrt{n}} \frac{\sum_{t=1}^n e_t Y_{t-1}}{\sum_{t=2}^n Y_{t-1}^2} \xrightarrow{P} \rho \quad (6.10)$$

olup, ρ 'nın en küçük kareler tahmin edicisi tutarlıdır. $n \rightarrow \infty$ için $\sqrt{n}(\hat{\rho}_n - \rho)$ nin asimptotik dağılımı,

$$\sqrt{n}(\hat{\rho}_n - \rho) \xrightarrow{D} N(0, 1 - \rho^2) \quad (6.11)$$

olur (Fuller 1996).

$\rho = 1$ olması durumunda

$$Y_t = Y_{t-1} + e_t, \quad t = 1, 2, 3, \dots, n \quad (6.12)$$

şeklinde olur ve $Y_0 = 0$ olduğu düşünüldüğünde, modelimiz

$$Y_t = \sum_{j=1}^t e_j \quad (6.13)$$

şeklinde olacaktır.

Buradan

$$\sum_{t=1}^n e_t Y_{t-1} = \sum_{t=1}^n e_t \sum_{j=1}^{t-1} e_j = \frac{1}{2} \left[\left(\sum_{t=1}^n e_t \right)^2 - \sum_{t=1}^n e_t^2 \right] = \frac{1}{2} \left[Y_n^2 - \sum_{t=1}^n e_t^2 \right] \quad (6.14)$$

olup,

$$\hat{\rho}_n - 1 = \frac{\sum_{t=1}^n e_t Y_{t-1}}{\sum_{t=2}^n Y_{t-1}^2} \quad (6.15)$$

haline gelir. Şimdi bu eşitliğin pay ve paydasında yer alan istatistiklerin yakınsama hızları Fuller (1996) da,

$$E\left[\sum_{t=2}^n Y_{t-1}^2\right] = E\left[\sum_{t=1}^{n-1} \left(\sum_{i=1}^t e_i\right)^2\right] = \frac{1}{2}n(n-1)\sigma^2 = O(n^2) \quad (6.16)$$

$$\text{Var}\left[\sum_{t=2}^n Y_{t-1}^2\right] = \sum_{t=1}^{n-1} 2(t\sigma^2)^2 + 2\sum_{j=1}^{n-2} 2(n-1-j)(j\sigma^2)^2 \quad (6.17)$$

$$\text{Var}\left[\sum_{t=2}^n Y_{t-1}^2\right] = \frac{1}{3}n(n-1)(n^2 - n + 1)\sigma^4 = O(n^4) \quad (6.18)$$

$$\text{Var}\left[\sum_{t=2}^n e_t Y_{t-1}\right] = \sum_{t=1}^{n-1} t\sigma^4 = \frac{1}{2}n(n-1)\sigma^4 = O(n^2) \quad (6.19)$$

$$\text{Cov}\left[\sum_{t=2}^n e_t Y_{t-1}, \sum_{t=2}^n Y_{t-1}^2\right] = \frac{1}{3}n(n-1)(n-2)\sigma^4 = O(n^3) \quad (6.20)$$

şeklinde hesaplanmış olup, buradan pay ve paydanın yakınsama hızları $\sum_{t=2}^n Y_{t-1}e_t = O_p(n)$

ve $\sum_{t=2}^n Y_{t-1}^2 = O_p(n^2)$ olup, $n(\hat{\rho}_n - 1) = O_p(1)$ şeklindedir. Yani $\hat{\rho}_n - 1$ in yakınsama hızı n 'dir

(Fuller 1976). $n(\hat{\rho}_n - 1)$ istatistiğinin dağılımı bilindiğinde bu istatistik verilen herhangi bir serinin birim köklü olup olmadığının testinde kullanılabilir. Kritik değerleri hesaplanmış olan bu istatistiğin dağılımına Dickey Fuller dağılımı denir. Bu dağılım,

$$n(\hat{\rho} - 1) = \frac{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t Y_{t-1}}{\frac{1}{n^2} \sum_{t=2}^n Y_{t-1}^2} = \frac{1}{2} \frac{([W^2(1) - 1])}{\int_0^1 W(t)dt} \quad (6.21)$$

şeklinde de ifade edilmektedir. Burada $W(t)$, $[0,1]$ aralığı üzerinde tanımlı Standart Brownian Hareketidir (Chan 2004).

$Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t$ modelinde birim kökün varlığını test etmek için en küçük kareler yönteminden elde edilecek olan t - istatistiği de kullanılabilir.

Bu istatistik,

$$s^2 = \frac{1}{n-2} \sum_{t=2}^n \hat{e}_t^2 = \frac{1}{n-2} \sum_{t=2}^n (Y_t - \hat{\rho} Y_{t-1})^2 \quad (6.22)$$

olmak üzere,

$$\hat{\tau} = \frac{(\hat{\rho} - 1)}{\left[s^2 \left(\sum_{t=2}^n Y_{t-1}^2 \right)^{-1} \right]^{1/2}} \quad (6.23)$$

şeklinde olup, bildiğimiz t - dağılımı değildir, Dickey Fuller dağılımı olarak bilinir.

Şimdiye kadar serinin ortalamasını sıfır kabul ettik. Serinin ortalaması sıfır değilse model $(Y_t - \mu) = \rho(Y_{t-1} - \mu) + e_t$ şeklinde olup, hesaplanması gereken test istatistikleri değişecektir. Modeli $\alpha_0 = \mu(1 - \rho)$ olmak üzere, $Y_t = \alpha_0 + \rho Y_{t-1} + e_t$ şeklinde yazabiliriz.

Buradan ρ ' nun en küçük kareler tahmin edicisi;

$$\hat{\rho}_\mu = \frac{\sum_{t=2}^n (Y_t - \bar{Y}_{(0)})(Y_{t-1} - \bar{Y}_{(1)})}{\sum_{t=2}^n (Y_{t-1} - \bar{Y}_{(1)})^2} \quad (6.24)$$

olarak hesaplanır. Burada $i = 0,1$ için $\bar{Y}_{(i)} = \frac{1}{n-1} \sum_{t=2}^n Y_{t-i}$ dir. $n(\hat{\rho}_\mu - 1) = O_p(1)$ olup bu istatistik de serinin birim kök içerip içermediğini test eder (Fuller 1976). Benzer şekilde en küçük kareler yöntemi ile elde edilen t - türü istatistik için de $\hat{\tau}_\mu$ tabloları mevcuttur.

Modelde lineer bir trend varsa yani model

$$Y_t = \theta_0 + \theta_1 t + \rho Y_{t-1} + e_t \quad (6.25)$$

şeklinde ise birim kökün varlığını test etmek için $n(\hat{\rho}_\tau) - 1$ istatistiği kullanılır, ayrıca t - türü istatistik için yine $\hat{\tau}_\tau$ tabloları mevcuttur.

$AR(1)$ için birim kökün nasıl test edildiğinden bahsettik. Eğer seri $AR(p)$ ise, yani

$$Y_t = \sum_{j=1}^p \alpha_j Y_{t-j} + e_t \quad (6.26)$$

şeklinde ise karakteristik denklemi,

$$m^p - \sum_{i=1}^p \alpha_i m^{p-i} = 0 \quad (6.27)$$

şeklinde olup, bu denklemin köklerinden en az bir tanesinin mutlak değerce 1 e eşit olması yani, serinin birim köklü olması için gerek ve yeter şart $\sum_{j=1}^p \alpha_j = 1$ olmasıdır. Modeli

$$\theta_1 = \sum_{j=1}^p \alpha_j \text{ ve } \theta_i = -\sum_{j=2}^p \alpha_j \text{ olmak üzere,}$$

$$Y_t = \theta_1 Y_{t-1} + \sum_{j=2}^p \theta_j (Y_{t-j} - Y_{t-j+1}) \quad (6.28)$$

şeklinde yazabiliriz. Bu durumda $H_0 : \theta_1 = 1$ hipotezi serinin birim köklü olup olmadığını test eder. Ve c herhangi bir sabit olmak üzere, $nc(\hat{\theta}_1 - 1) = O_p(1)$ olup asimptotik dağılımı $n(\hat{\rho} - 1)$ istatistiğinin dağılımı ile aynıdır.

6.1.2 Genişletilmiş Dickey – Fuller birim kök testi

Dickey and Fuller (1979) birim kök testinde modeldeki e_t hata terimlerinin beyaz gürültü özelliği taşımadığı, otokorelasyonlu oldukları anlaşılarak bu sorunu gidermek için Dickey and Fuller (1981) tarafından Genişletilmiş Dickey – Fuller birim kök testi önerilmiştir. Bu testte hataların otokorelasyonlarının kaldırılması amacıyla regresyona açıklayıcı değişken olarak bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri eklenmiştir. Burada Y_t serisi, sırasıyla modelde kesme ve trendin olmaması, modelin sadece kesme değeri içermesi ve modelde hem kesme hemde trend bulunması durumlarına göre,

$$\Delta Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (6.29)$$

$$\Delta Y_t = \phi + \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (6.30)$$

$$\Delta Y_t = \theta_0 + \theta_1 t + \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (6.31)$$

şeklinde yazılır. Y_t nin $Y_{t-1}, \nabla Y_{t-1}, \dots, \nabla Y_{t-p}$ üzerine regresyonu yapılarak Y_{t-1} 'in katsayısı tahmin edilir ve

$$\hat{\tau} = \frac{\hat{\alpha}_1}{S_{\alpha_1}} \quad (6.32)$$

istatistiği kullanılır. Kritik değerler ise her üç durum için de Dickey – Fuller testinde kullanılan $\tau, \tau_\mu, \tau_\tau$ kritik değerleri ile aynıdır.

7. ÇOK DEĞİŞKENLİ ZAMAN SERİLERİ

Buraya kadar geçmiş değerinden etkilenen tek değişkenli zaman serileri ve modelleri hakkında özet bilgi verildi. Ancak bir zaman serisi kendinden başka değişkenlere de bağlı olabilmektedir. Tek değişkenli zaman serileri analizleri ile ortaya çıkaracağımız sonuçlar serilerin birbiriyle ilişkisini açıklayamaz, bu yüzden serilerin birlikte incelenmesine ihtiyaç duyulmuştur.

Gerçek hayatta bir çok iktisadi seri birbirinden ayrı düşünülemez. Örneğin gelir ve gider, ithalat ve ihracat, dış ticaret dengesi – döviz kuru arasındaki ilişki gibi. Bu çalışmada enflasyon ile iç ve dış borçlar arasındaki ilişki çok değişkenli zaman serileri analiz teknikleri kullanarak incelenecektir. Ancak öncelikle çok değişkenli zaman serileri ile ilgili temel kavramları açıklayacağız. İki seri arasında araştıracağımız ilişki ilk olarak regresyon ilişkisini çağırırsa da burada regresyonda olan bağımsız değişken rolündeki değişken bağımlı değişken rolündedir. Ayrıca regresyondaki bağımsız değişken deterministik iken zaman serilerinde stokastiktir.

Çok değişkenli zaman serilerinde de tek değişkenli de olduğu gibi yapılan analizler durağanlık varsayımına dayanır. Aşağıda, çok değişkenli zaman serilerinde durağanlık kavramı ile, serinin bileşenleri arasındaki durağan ilişki (kointegrasyon) ve bu ilişkinin nasıl belirlendiği hakkında bazı özet bilgiler verilecektir.

7.1 Temel Kavramlar

Çok değişkenli zaman serilerinde durağanlık tek değişkenli de olduğu gibidir. Durağanlık kavramına geçmeden önce; bir $\tilde{Y} = (Y_1, Y_2, Y_3, \dots, Y_k)'$ k – boyutlu rasgele vektörünün beklenen değeri,

$$E(\underset{\sim}{Y}) = [E(Y_1), E(Y_2), E(Y_3), \dots, E(Y_k)]' \quad (7.1)$$

ve varyans- kovaryans matrisi,

$$Var(\underset{\sim}{Y}) = \begin{bmatrix} Cov(Y_1, Y_1) & Cov(Y_1, Y_2) & \cdot & \cdot & \cdot & Cov(Y_1, Y_k) \\ Cov(Y_2, Y_1) & Cov(Y_2, Y_2) & \cdot & \cdot & \cdot & Cov(Y_2, Y_k) \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ Cov(Y_k, Y_1) & Cov(Y_k, Y_2) & \cdot & \cdot & \cdot & Cov(Y_k, Y_k) \end{bmatrix} \quad (7.2)$$

şeklindedir.

Tanım 7.1

Verilen herhangi bir $\{Y_t : t \in T\}$ k - değişkenli vektör zaman serisi eğer,

i) $E(\underset{\sim}{Y}_t) = \mu$, t den bağımsız,

ii) $\Gamma(h) = Cov(\underset{\sim}{Y}_t, \underset{\sim}{Y}_{t+h}) = E(\underset{\sim}{Y}_t \underset{\sim}{Y}_{t+h}') - E(\underset{\sim}{Y}_t)E(\underset{\sim}{Y}_{t+h})'$

sadece h 'nin bir fonksiyonudur (t ' den bağımsızdır).

şartlarını sağlıyorsa $\{\underset{\sim}{Y}_t : t \in T\}$ zaman serisine durağandır denir.

Burada

$$E(\underline{Y}_t) = [E(Y_{1,t}), E(Y_{2,t}), E(Y_{3,t}), \dots, E(Y_{k,t})] \quad (7.3)$$

ve

$$\Gamma(h) = \begin{bmatrix} Cov(Y_{1,t}, Y_{1,t+h}) & Cov(Y_{1,t}, Y_{2,t+h}) & \dots & \dots & Cov(Y_{1,t}, Y_{k,t+h}) \\ Cov(Y_{2,t}, Y_{1,t+h}) & Cov(Y_{2,t}, Y_{2,t+h}) & \dots & \dots & Cov(Y_{2,t}, Y_{k,t+h}) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ Cov(Y_{k,t}, Y_{1,t+h}) & Cov(Y_{k,t}, Y_{2,t+h}) & \dots & \dots & Cov(Y_{k,t}, Y_{k,t+h}) \end{bmatrix} \quad (7.4)$$

dir. Ayrıca tek değişkenli zaman serilerindeki otokovaryans fonksiyonunun simetri özelliği,

$$\Gamma(-h) = [\Gamma(h)]' \quad (7.5)$$

şeklinde olacaktır (Akdi 2003).

7.2 Vektör Otoregresif Seriler (VAR Modelleri)

Beklenen değer vektörü $\underline{0}$ ve varyans – kovaryans matrisi V olan k - boyutlu rasgele vektörleri için eğer otokovaryans fonksiyonu,

$$\Gamma(h) = \begin{cases} \sigma^2 V & , \quad h = 0 \\ 0 & , \quad d.d \end{cases} \quad (7.6)$$

şeklinde ise $\{e_t\}$ serisi bir beyaz gürültü serisidir. $e_t \sim WN(0, \sigma^2 V)$ şeklinde gösterilir.

$e_t \sim WN(0, \sigma^2 V)$ olmak üzere, birinci dereceden bir vektör otoregresif zaman serisi,

$$Y_t = AY_{t-1} + e_t \quad (7.7)$$

olarak verilir ve $VAR(1)$ şeklinde gösterilir. Burada $\sigma^2 V$ beyaz gürültü serisinin varyans – kovaryans matrisini, A ’da parametre matrisini göstermektedir.

Tek değişkenli otoregresif serilerde serinin karakteristik denkleminin kökleri bize serinin durağan olup, olmadığını gösteriyordu. Aynı şekilde vektör otoregresif serilerde de serinin durağanlığı için karakteristik denklemin köklerine bakılır. Eğer karakteristik denklemin bütün kökleri mutlak değerce 1 den küçük ise seri durağandır, 1’den büyük veya eşit ise durağan değildir.

(7.7) ile verilen $VAR(1)$ modelinin karakteristik denklemi,

$$\det(A - \lambda I) = 0 \quad (7.8)$$

olarak verilir.

p. dereceden bir vektör otoregresif serisi, $e_t \sim WN(0, \sigma^2 V)$ olmak üzere,

$$Y_{\sim t} = A_1 Y_{\sim t-1} + A_2 Y_{\sim t-2} + \dots + A_p Y_{\sim t-p} + e_{\sim t} \quad (7.9)$$

şeklindedir ve $VAR(p)$ ile gösterilir. Burada A_i , $i = 1, 2, \dots, p$ 'ler parametre matrisleridir.

(7.9) ile verilen $VAR(p)$ modelinin karakteristik denklemi,

$$\det \left(\lambda^p I_p - \sum_{i=1}^p A_i \lambda^{p-i} \right) = 0 \quad (7.10)$$

olarak verilir.

7.3 Kointegrasyon Analizi

Kointegrasyon kavramı kısaca tek tek durağan olmayan birden çok zaman serisinin lineer bir birleşimlerinin durağan olması anlamına gelmektedir.

Tanım 7.2

$Y_{\sim t} = (Y_{1,t}, Y_{2,t}, \dots, Y_{k,t})'$ k - değişkenli vektör zaman serisi verilsin. Bu vektör zaman serisinin her bir bileşeni aynı dereceden bütünleşik, durağan olmayan zaman serileri olmak üzere, eğer $\beta' Y_{\sim t}$ lineer birleşimi durağan oluyorsa $Y_{\sim t}$ vektör zaman serisine kointegrasyonludur denir. Buradaki β' vektörü sıfırdan farklı ve $(k \times 1)$ boyutlu olup, kointegrasyon vektörü adını alır (Hamilton 1994).

Birden fazla zaman serisinin kointegrasyonlu olması bunların uzun dönemde birlikte hareket ettiklerini ifade etmektedir. Tek başlarına durağan olmayan aynı dereceden bütünleşik zaman serilerinin lineer bir birleşimlerinin durağan olması değişkenlerin eşzamanlı bir ilişki içersisinde olduğunu ortaya koyar.

Kointegrasyon ilişkisinin varlığını sınamak için uygulamada en çok kullanılan iki yöntemden kısaca bahsedeceğiz. Engle – Granger ve Johansen metodları. Bunlardan Engle and Granger (1987)'nin önerdiği, en küçük kareler yöntemine dayanmaktadır, kısaca regresyondan elde edilen artıklar serisi durağan ise seri kointegrasyonludur. Ancak yöntem iki değişkenli bir sistem için önerilmiştir. Johansen metodu ise ikiden fazla değişkene de uygulanabilmektedir.

7.3.1 Engle – Granger metodu

Durağan olmayan herhangi bir seri, durağan ve durağan olmayan serilerin bir lineer birleşimi olarak yazılabilir. İki değişkenli $Y_{\sim t}$ serisinin bileşenleri $Y_{1,t}$ ve $Y_{2,t}$ olmak üzere,

$$Y_{1,t} = a_{11}U_t + a_{12}S_t \quad (7.11)$$

$$Y_{2,t} = a_{21}U_t + a_{22}S_t \quad (7.12)$$

olarak yazılabilir. Burada S_t durağan bir seriyi, U_t ise durağan olmayan bir seriyi göstermektedir. Burada her iki seride durağan değildir. Ancak,

$$R_t = Y_{2,t} - \frac{a_{21}}{a_{11}}Y_{1,t} = \left(a_{22} - \frac{a_{21}a_{12}}{a_{11}} \right) S_t \quad (7.13)$$

serisi durağandır.

$$R_t = \begin{pmatrix} -\frac{a_{21}}{a_{11}}, 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{1,t} \\ Y_{2,t} \end{pmatrix} = \underset{\sim}{\beta}' \underset{\sim}{Y}_t \quad (7.14)$$

şeklinde yazılır. Yani $\underset{\sim}{Y}_t$ serisi kointegrasyonlu olup, $\underset{\sim}{\beta}' = \begin{pmatrix} -\frac{a_{21}}{a_{11}}, 1 \end{pmatrix}$ kointegrasyon vektörüdür.

Buradaki R_t serisi $Y_{2,t}$ serisinin $Y_{1,t}$ üzerine regresyonu yapıldığında elde edilen artıklar serisine benzemektedir. Engle – Granger metodu bu artıklar serisinin durağan olup olmadığını sınar. Eğer artıklar serisi durağan ise seri kointegrasyonludur.

Durağan olmayan serilerinin uzun dönemde birlikte hareket edip etmediklerini sınavan Engle - Granger Kointegrasyon metodu özet olarak 2 adımdan oluşur.

Birinci adımda, Dickey – Fuller, Genişletilmiş Dickey Fuller gibi testler kullanılarak her bir değişkenin durağanlığı sınanır ve bütünleşim derecesi belirlenir. Eğer her iki değişken de durağansa kointegrasyon analizine gerek yoktur. Durağan olmayan serilerin aynı dereceden bütünleşik olması gerekmektedir. Değişkenler farklı dereceden bütünleşik iseler kointegrasyonlu olmadıklarını söylemek mümkündür. Değişkenler aynı dereceden bütünleşik iseler, ikinci adıma geçilir.

İkinci adımda ,

$$Y_{2,t} = \alpha + \beta Y_{1,t} + e_t \quad (7.15)$$

formuyla verilen uzun dönem denge ilişkisi tahmin edilir. Eğer değişkenler kointegrasyonlu ise en küçük kareler ile elde edilen kointegrasyon parametreleri α ve β nın tahmin edicileri tutarlıdır. Stock (1987), α ve β nın en küçük kareler tahmin edicilerinin durağan değişkenlerle yapılan en küçük kareler modelinden daha hızlı yakınsak olduğunu kanıtlamıştır.

Değişkenlerin kointegrasyonlu olup olmadığına karar vermek için uzun dönem ilişkisinin artıkları tahmin edilir. Eğer tahmin edilen bu artıkların durağan oldukları bulunursa $Y_{1,t}$ ve $Y_{2,t}$ serileri kointegrasyonludur denir. Artıkların $\hat{e}_t$ tahminlerinin durağanlığının sınanmasında Dickey – Fuller testi kullanılabilir. Ancak elimizde artıklar yerine artıkların tahminleri olduğundan Dickey – Fuller standart tablo değerleri kullanılmaz. Bu yüzden kritik değerler için Engle and Yoo (1987)’ya bakılabilir.

7.3.2 Johansen metodu

Johansen metodunda serinin kointegrasyon sınamasında parametre matrisinin özdeğerlerinden yararlanılmaktadır.

p. dereceden bir vektör otoregresif zaman serisi,

$$Y_{\sim t} = \sum_{i=1}^p A_i Y_{\sim t-i} + e_{\sim t} \quad (7.16)$$

ile verilsin. Burada, $e_{\sim t} \sim WN(0, \sigma^2 V)$ olup, $Y_{\sim t} = (Y_{1,t}, Y_{2,t}, \dots, Y_{k,t})'$ şeklinde k değişkenli zaman serisi vektörünü, A_i ($i = 1, 2, \dots, p$)’ler de $k \times k$ boyutlu parametre matrislerini göstermektedir.

(7.16) eşitliğinin her iki tarafından $Y_{\sim t-1}$ çıkarılırsa,

$$\Delta Y_{\sim t} = (A_1 - I)Y_{\sim t-1} + \sum_{i=2}^p A_i Y_{\sim t-i} + e_{\sim t} \quad (7.17)$$

eşitliği elde edilir. (7.17) eşitliğinin sağ tarafına $(A_1 - I)Y_{\sim t-2}$ ifadesi eklenip çıkarılırsa,

$$\Delta Y_{\sim t} = (A_1 - I)\Delta Y_{\sim t-1} + (A_1 + A_2 - I)Y_{\sim t-2} + \sum_{i=3}^p A_i Y_{\sim t-i} + e_{\sim t} \quad (7.18)$$

elde edilir. (7.18) eşitliğinin sağ tarafına $(A_2 + A_1 - I)Y_{\sim t-3}$ ifadesinin eklenip çıkartılmasıyla,

$$\Delta Y_{\sim t} = (A_1 - I)\Delta Y_{\sim t-1} + (A_1 + A_2 - I)\Delta Y_{\sim t-2} + (A_2 + A_1 - I)Y_{\sim t-3} + \sum_{i=3}^p A_i Y_{\sim t-i} + e_{\sim t} \quad (7.19)$$

eşitliği elde edilmektedir. İşlemlere ardışık olarak devam edilirse denklem,

$$\Delta Y_{\sim t} = \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta Y_{\sim t-i} + \Pi Y_{\sim t-p} + e_{\sim t} \quad (7.20)$$

şekline dönüşür. Burada,

$$\Pi_i = A_1 + A_2 + \dots + A_i - I, \quad i = 1, 2, \dots, p-1 \quad (7.21)$$

$$\Pi = A_1 + A_2 + \dots + A_p - I \quad (7.22)$$

dir. Johansen yöntemi Π matrisinin rankına dayanır. $\text{Rank}(\Pi) = r$ olsun. Eğer,

i) $r = k$ ise sistem durağandır

ii) $r = 1$ ise bir tane kointegrasyon vektörü vardır ve ΠY_{t-p} ifadesi hata düzeltme terimidir.

iii) $1 < r < k$ ise birden fazla kointegrasyon vektörü vardır.

Π matrisinin rankının r olması birbirinden lineer bağımsız r tane kointegrasyon ilişkisi olması anlamına gelir. Bu durumda $k - r$ tane de birim köklü lineer birleşim vardır. Burada,

$H_0 : r \leq r_0$ (en az r_0 tane birbirinden lineer bağımsız kointegrasyon ilişkisi vardır)

yokluk hipotezi,

$H_a : r > r_0$

alternatif hipotezine karşı test edilmelidir. Burada olabilirlik oran istatistiği,

$$LR = \frac{\left[\prod_{i=0}^k (1 - \hat{\lambda}_i) \right]^{n/2}}{\left[\prod_{i=0}^{r_0} (1 - \hat{\lambda}_i) \right]^{n/2}} = \left[\prod_{i=r_0+1}^k (1 - \hat{\lambda}_i) \right]^{n/2} \quad (7.23)$$

şeklinde olup, λ_i 'ler Π matrisinin özdeğerleri ve $\hat{\lambda}_i$ 'lerde λ_i 'lerin en çok olabilirlik tahmin edicileridir. Buradan,

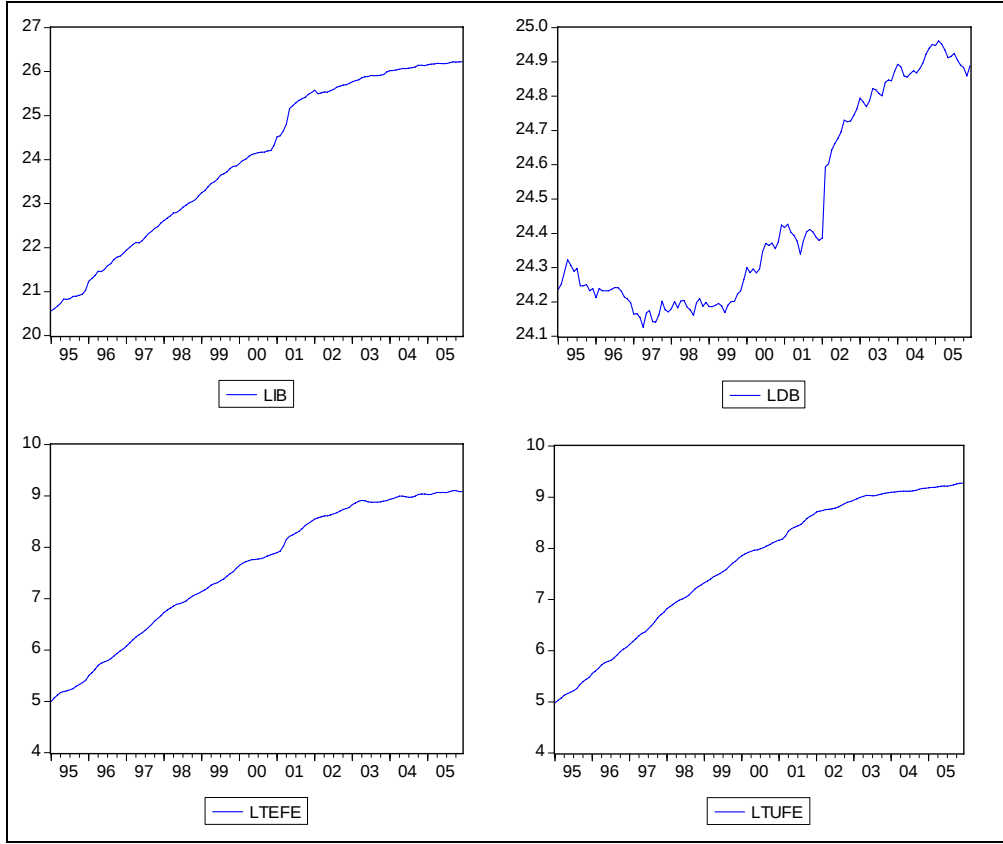
$$\lambda_{trace} = -n \sum_{i=r_0+1}^k \ln(1 - \lambda_i) \quad (7.24)$$

test istatistiği için kritik değerler üretilmiştir (Johansen 1988). Eğer test istatistiğinin aldığı değer, kritik değerden büyük ise $H_0 : r \leq r_0$ veya $H_0 : r = r_0$ yokluk hipotezi reddedilir. Yani r_0 'dan daha fazla lineer bağımsız kointegrasyon ilişkisi vardır. Eğer H_0 reddedilemezse, r_0 tane kointegrasyon ilişkisi mevcuttur.

8. UYGULAMA

Çalışmanın bu bölümünde Türkiye'nin iç ve dış borç stokları ile TEFE ve TÜFE serileri arasındaki olası kointegrasyon ilişkisi incelenecektir. İncelemede kullanılan veriler 1995:01 – 2005:12 dönemini kapsamaktadır. İç ve dış borç stok verileri Başbakanlık Hazine Müsteşarlığı'ndan, TEFE ve TÜFE verileri TÜİK'den alınmıştır. Yapılan tüm analizlerde serilerin logaritmaları kullanılmıştır. Serilerin logaritmalarının alınmasının nedeni düzeyde üstel bir büyüme gösteren serinin logaritması alındığında büyümenin lineer hale dönüşmesi, logaritmanın alınması ile varyansın stabilize olması ve aykırı gözlemlerin etkilerinin azalmasıdır. Ayrıca yapılan logaritmik dönüşüm serilerin yapısal özelliklerini bozmamaktadır (Franses and McAleer 1998).

Logaritması alınmış iç borç, dış borç, TEFE ve TÜFE serilerinin grafikleri Şekil 8.1'de verilmiştir. Grafiklerde LIB, log(İç Borç)'u, LDB, log(Dış Borç)'u, LTEFE, log(TEFE)'yi ve LTUFE de log(TÜFE)'yi temsil etmektedir. Grafiklerden anlaşılabileceği üzere İç borç, TEFE ve TÜFE serileri artan bir trende sahiptir. Şekil 8.1'de gösterilen serilerin grafiklerinden her dört serinin de durağan bir yapıda olmadığı seziliyor. Serilere ADF birim kök testi uygulanmış ve sonuçlar Çizelge 8.1'de gösterilmiştir. ADF birim kök testine göre, her seri için τ_μ ve τ_τ değerleri hesaplanarak, kritik değerlerle karşılaştırılmıştır. TEFE ve TÜFE enflasyon serileri artan bir trende sahip olduğundan bu seriler için τ_τ değerinin kritik değerlerle karşılaştırılması doğru olacaktır. Çizelge 8.1'de kritik değerler karşılaştırma kolaylığı açısından parantez içinde gösterilmiştir. TEFE ve TÜFE serileri için hesaplanan τ_τ değerleri, kritik değerlerden büyük olduğundan, “Seri birim köke sahiptir” boş hipotezi red edilememektedir. Aynı şekilde İç borç ve dış borç serileri için hesaplanan τ_μ ve τ_τ değerleri, kritik değerlerden büyük olduğundan boş hipotez reddedilememektedir. Bu bize dört serinin de durağan olmadığı ve birim köke sahip olduğu sonucunu verir.



Şekil 8.1 İç Borç, Dış Borç Stokları, TEFE ve TÜFE serilerinin grafikleri

Çizelge 8.1 ADF Birim kök testi sonuçları

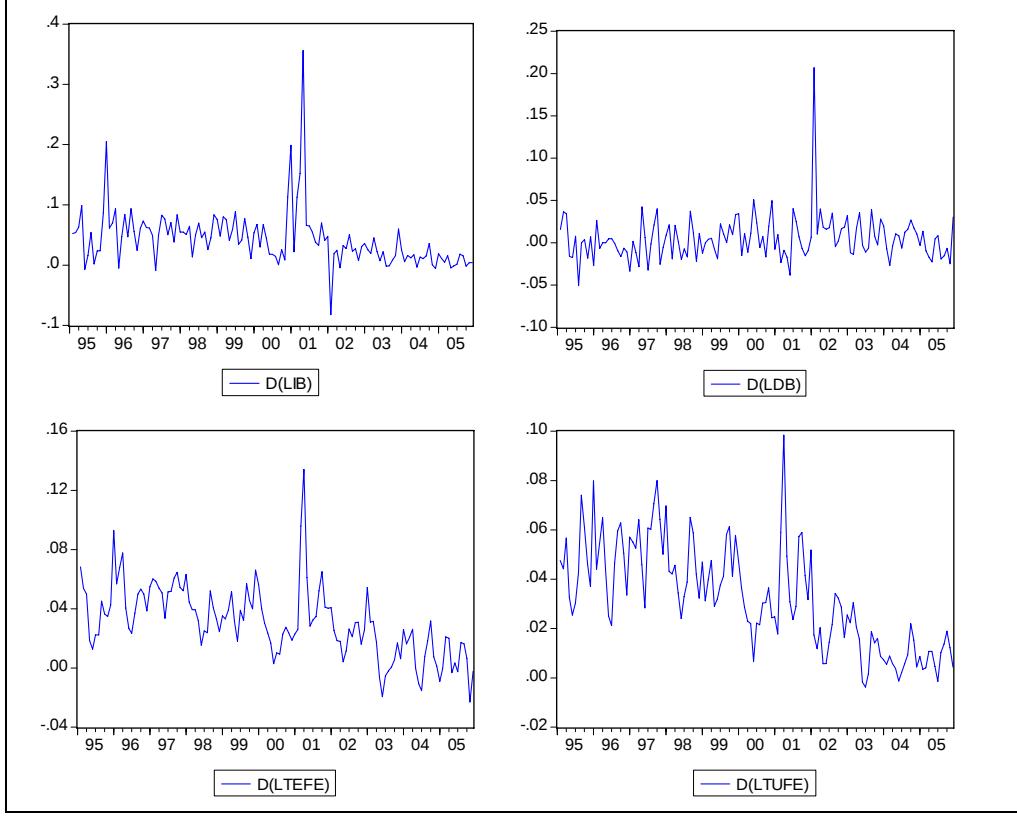
Seri	τ_{μ}	τ_{τ}	Sonuç
LIB	-2.777632 (-2.8837)	0.548795 (-3.4447)	Birim kök vardır
LDB	0.242130 (-2.8836)	-1.822515 (-3.4445)	Birim kök vardır
LTEFE	-3.457786 (-2.8840)	0.971742 (-3.4450)	Birim kök vardır
LTUFE	-4.192282 (-2.8838)	0.828802 (-3.4448)	Birim kök vardır

Seriler durağan olmadığından, her dört serinin de birinci farkı alınarak ADF birim kök testi yeniden uygulanmış, sonuçlar Çizelge 8.2’de verilmiştir. Hesaplanan τ_{μ} ve τ_{τ} istatistikleri

kritik deęerlerden küçük olduęundan serilerin artık duraęan hale geldikleri gör÷lmektedir.. Serilerin birinci farkları duraęan olduęundan her dört seri de bir birim köke sahip olup, birinci dereceden bütünleşik (I(1)) zaman serileridir. Serilerin birinci farklarının grafikleri Şekil 8.2’de verilmiştir.

Çizelge 8.2 Birinci farkı alınmış seriler için ADF birim kök testi sonuçları

Veri	τ_{μ}	τ_{τ}	Sonuç
DLIB	-7.479194 (-2.8838)	-8.241911 (-3.4448)	Duraęandır
DDB	-10.47926 (-2.8838)	-10.55806 (-3.4448)	Duraęandır
DLTEFE	-4.424347 (-2.8838)	-6.118694 (-3.4450)	Duraęandır
DLTUFÉ	-4.096033 (-2.8838)	-6.429892 (-3.4448)	Duraęandır



Şekil 8.2 Birinci farkı alınan iç borç, dış borç stokları, TEF ve TÜFE serilerinin grafikleri

İncelediğimiz her dört seri de birinci dereceden eşbütünleşik olduğundan aralarındaki kointegrasyon ilişkisinin sınanması için Engle – Granger yöntemi kullanılabilir. Bu yöntemle göre ikili regresyonlardan elde edilen artıklar serisinin durağanlığına bakılmaktadır.

İlk olarak İç borç ve TÜFE serileri arasındaki kointegrasyon ilişkisinin araştırılması için LTUFE nin LIB üzerine yapılan regresyonundan elde edilen artıklar serisinin durağanlığı test edilmiş,

$$LTUFE_t = \alpha + \beta LIB_t + e_t$$

denklemindeki e_t artıklar serisi durağan olmadığından seriler arasında kointegrasyon ilişkisinin olmadığı sonucuna varılmıştır.

İç borç ve TEFE serileri arasındaki kointegrasyon sınamasında yine LTEFE nin LIB üzerine yapılan regresyonundan elde edilen artıklar serisi durağan olmadığından bu seriler arasında da kointegre bir ilişkiye rastlanmamıştır.

LTUFE nin LDB üzerine regresyonu yapıldığında, elde edilen artıklar serisine uygulanan birim kök test sonucuna göre serinin durağan olmadığı anlaşılmıştır. Buna göre dış borç ve TUFE serileri arasında kointegrasyon ilişkisi yoktur sonucuna varılmıştır.

Aynı şekilde, LTEFE nin LDB üzerine regresyonundan elde edilen artıklar serisi durağan olmadığından, dış borç ve TEFE serileri arasında da Engle – Granger yöntemine göre kointegre bir ilişki olmadığını söyleyebiliriz (Çizelge 8.3).

Çizelge 8.3 Engle – Granger kointegrasyon testi sonuçları

Veri	Artıklar serisi için ADF birim kök testi		Engle - Granger Kointegrasyon Test Sonucu
	τ_μ	Kritik değer	
LIB ve LTUFE	-2,0912	-2.8837	Kointegrasyon ilişkisi yok
LIB ve LTEFE	-2,2180	-2.8835	Kointegrasyon ilişkisi yok
LDB ve LTUFE	-2.6538	-2.8836	Kointegrasyon ilişkisi yok
LDB ve LTEFE	-2.6001	-2.8835	Kointegrasyon ilişkisi yok

Ayrıca serilere kointegrasyon sınamasında diğer bir yöntem olan Johansen metodu da uygulanmış olup sonuçlar Çizelge 8.4’ de verilmiştir. Buna göre 0.05 anlam düzeyinde deterministik trend bulunması durumunda, seriler arasında kointegre bir ilişkiye rastlanmamıştır.

Çizelge 8.4 Johansen kointegrasyon testi sonuçları

Veri	Johansen Kointegrasyon Test Sonucu
LIB ve LTUFE	Kointegrasyon ilişkisi yok
LIB ve LTEFE	Kointegrasyon ilişkisi yok
LDB ve LTUFE	Kointegrasyon ilişkisi yok
LDB ve LTEFE	Kointegrasyon ilişkisi yok

9. TARTIŞMA ve SONUÇ

Türkiye gibi maliye politikalarının baskın olduğu ekonomilerde bütçe açığı, iç borç stoku gibi değişkenlerin zamanla para politikasını da harekete geçirerek enflasyon üzerinde etkide bulunması beklenir. Bir başka deyişle, büyük oranda bütçe açıklarını finanse etmek için kullanılan iç borçlar eğer zaman içerisinde sürdürülemez şekilde artar ise bu ancak merkez bankasının emisyon yaratmasıyla karşılanabilir. Para arzındaki artış da eninde sonunda enflasyonist olacaktır. Türkiye’de özellikle Güçlü Ekonomiye Geçiş programının başlaması ve Merkez Bankası’nın bağımsızlığının yasallaşmasıyla birlikte bütçe disiplininin sağlandığı ve para politikasının maliye politikasından geçmişe kıyasla daha az ilişkili olmaya başladığı düşünülmektedir. Fakat Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı ile birlikte iç borçların bir kısmı dövize çevrilmiştir ve borçların TL – Döviz kompozisyonunda değişme meydana gelmiştir. Daha sonraki dönemde TL’nin sürekli değerlenmesinin dolar cinsinden borç stokunu olumlu etkilediği ve bunun da hem kamu finansmanı hem de bekleyişler üzerindeki rahatlatan etkisiyle enflasyonun düşüş sürecine katkıda bulunmuş olabileceği araştırılmaya çalışılmıştır.

Çalışmada Türkiye’nin 1995:1 – 2005:12 dönemi arasındaki iç ve dış borç stokları ile TEFE ve TÜFE arasında kointegre bir ilişki olup olmadığı araştırılmıştır. Kointegrasyon testine geçebilmek için serilerin bütünleşme sıraları hesaplanmıştır. Her bir seriye birim kök testleri uygulanmış ve dört seride de birim köke rastlanmıştır. Daha sonra serilerin ilk farkları alınarak birim kök testi uygulanmış ve serilerin ilk farklarının durağan olduğu görülmüştür. İç borç, dış borç stokları ile TEFE ve TÜFE serileri arasında uzun dönemde eş zamanlı bir hareketlilik gözlenip gözlenmediğinin tespit edilmesi amacıyla Engle – Granger ve Johansen kointegrasyon yöntemleri kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlar iç borç stokuyla TEFE ve TÜFE arasında hem Engle – Granger hemde Johansen kointegrasyon testleri anlamında uzun dönemli bir ilişki bulunmadığına işaret etmektedir.

Borçların giriş bölümünde bahsi geçen çalışmalarda vurgulandığı gibi pek çok mekanizmayla fiyatlar genel seviyesi üzerinde etkili olması beklenir. Dolayısıyla elde edilen sonuçlar borç stokuyla fiyatlar genel seviyesi arasında herhangi bir ilişki bulunmadığı şeklinde yorumlanmamalıdır. Çalışma sonuçları uzun dönemde TEFİ - TUFİ ve borç stokunun farklı dinamiklerden etkilenerek hareket ettiklerine işaret etmektedir. Bilindiğı gibi enflasyonun düşürölmesinde bekleyişlerin yönetilmesi oldukça önemlidir. Nitekim 2002 yılı sonrasında enflasyonda görölün düşüşte ekonominin diğeri alanlarındaki kazanımların yanında bekleyişlerdeki olumlu değışim de oldukça etkili olmuştur. Bu dönemde özellikle iç borç stokuna bakıldığında ise cari dönemdeki faizlerin düşmesine rağmen geçmiş dönemlerdeki yüksek faizli boçlanmaların getirdiğı yüklerin etkisiyle uzun süre artmaya devam ettiğı ve ekonomideki genel olumlu havanın iç borç stoku verilerine yansımadağı görölmemektedir. Dolayısıyla, iç borç stokunun sözkonusu dönemde enflasyona kıyasla daha ataetli davranmasının aralarındaki olası ilişkiyi de etkilemiş olabileceğı düşünölmektedir.

KAYNAKLAR

- Akdi, Y. 2003. Zaman serileri analizi (birim kökler ve kointegrasyon). Bıçaklar Kitabevi, Ankara.
- Akdi, Y., Berument, H. ve Cilasun S.M. 2006. The relationship between different price indices: evidence from Turkey, *Physica A* 360, 483 – 492.
- Barro, R. J. 1974. Are government bonds net wealthy, *Journal of Political Economy*. 82,6. 1095-1117.
- Chan, N. H. 2004. Time series applications to finance. John Wiley and Sons, New York.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. 1979. Distrubition of the estimators for autogressive time series with unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 84; 427-431.
- Dickey, D. A., Hazsa, H. P. and Fuller, W. A. 1984. Testing for unit roots in seasonal times series, *Journal of the American Statistical Association* 79, 355-367.
- Dickey, D. A. and Pantula, S. G. 1987. Determining the order of differencing in autoregressive process. *Journal of the Economics Statistics*, 5; 455-461.
- Due, John F. 1988. Government Finance Economics of Public Sector. Çevirenler: Ömer Faruk Batirel- Adnan Tezel, Richard D. Irwin Inc., Fourth Edition.
- Enders, W. 1995. Applied econometric time series. John Wiley and Sons, Canada.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J. 1987. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55; 251-276.
- Erol, A. 1992. Ekonomik etkileri açısından Türkiye’de devlet borçları (1981– 1990). Maliye ve Gümrük Bakanlığı Araştırma, Planlama ve Koordinasyon Kurulu Yayinlari, Ankara.
- Ersoy, A. 1990. İktisadi teoriler ve düşüncelerin gelişme tarihi. Anadolu Basım Dağıtım, İzmir.
- Evgin, T. 2000. Dünden bugüne dış borçlarımız. Hazine Müsteşarlığı Matbaası, Ankara.
- Franses, P. H. and McAleer, M. 1998. Cointegration analysis of seasonal time series. *Journal of Economic Surveys* Vol:12, no:5.

- Gujarati, N. D. 1999. Temel ekonometri. Çevirenler: Ümit Şenesen, Gülay Günlük Şenesen, Literatür Yayıncılık, Dağıtım, Pazarlama San. ve Tic. Ltd. Şti., İstanbul.
- Gürler, S. 1998. Devlet iç borç yönetimi “OECD ülkeleri ve Türkiye uygulamaları”. DPT Yayını, Ankara.
- Hamilton, J. D. 1994. Time series analysis. Princeton University Press, 820, New Jersey.
- İnce, M. 2001. Devlet borçları ve Türkiye. Gazi Kitabevi, Ankara.
- Johansen, S. 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. Journal of Economic Dynamics and Control, 12; 231-254.
- Kalın, A. 1989. Enflasyon. İstanbul Filiz Kitabevi, İstanbul.
- Karluk, S. R. 2005. Cumhuriyet’in ilanından günümüze Türkiye Ekonomisi’nde yapısal dönüşüm. Beta Basım A.Ş., İstanbul.
- Kazgan, G. 2002. İktisadi düşünce ve politik iktisadın evrimi. Remzi Kitabevi, İstanbul.
- Parasız, İ. 1991. Friedmancı monetarizm. Ezgi Kitabevi, Bursa.
- Sargent, T.J. and Wallace, N. 1981. Some unpleasant monetarist arithmetic. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review. 1-17.
- Töre, N. 1980. Gelişmekte olan ülkelerin dış borç sorunları. Türkiye Bankalar Birliği Yayınları, Türkiye.
- Tural, A. 1992. Devlet borçları. Maliye ve Gümrük Bakanlığı Araştırma, Planlama ve Koordinasyon Kurulu Başkanlığı Yayınları, Ankara.
- Ünsal, E. M. 2003. Makro İktisat. Turhan Kitabevi, Ankara.

ÖZGEÇMİŞ

Adı Soyadı: Ayhan TOPCU

Doğum Yeri: Ankara

Doğum Tarihi: 19.04.1977

Medeni Hali: Bekar

Yabancı Dili: İngilizce

Eğitim Durumu

Lise : Anıttepe Lisesi (1991-1994)

Lisans : Ankara Üniversitesi Fen Fakültesi Matematik Bölümü(1994 -1999)

Yüksek Lisans : Ankara Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü İstatistik Anabilim Dalı
(2003 – 2006)

Çalıştığı Kurum

Başbakanlık Sermaye Piyasası Kurulu 2000 - ...