

**EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİYLE TÜRKİYE'DE KAYITDIŞI
EKONOMİNİN İNCELENMESİ**

Ebru CANSIZ

**YÜKSEK LİSANS TEZİ
İSTATİSTİK**

**GAZİ ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

**EYLÜL 2006
ANKARA**

Ebru CANSIZ tarafından hazırlanan EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİYLE
TÜRKİYE’DE KAYITDIŞI EKONOMİNİN İNCELENMESİ adlı bu tezin Yüksek
Lisans tezi olarak uygun olduğunu onaylarım.



Tez Yöneticisi
Prof. Dr. Reşat KASAP

Bu çalışma, jürimiz tarafından oy birliği ile İstatistik Anabilim Dalında Yüksek
lisans tezi olarak kabul edilmiştir.

Başkan: : Prof.Dr. Serpil EROL ERDOĞMUŞ

Üye : Prof.Dr. Reşat KASAP

Üye : Prof.Dr. Müslim EKNİ

Üye : Prof.Dr. Hülya BAYRAK

Üye : Doç.Dr. Gül ERGÜN

Tarih : 11 / 09 / 2006

Bu tez, Gazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü tez yazım kurallarına uygundur.

TEZ BİLDİRİMİ

Tez içindeki bütün bilgilerin etik davranış ve akademik kurallar çerçevesinde elde edilerek sunulduğunu, ayrıca tez yazım kurallarına uygun olarak hazırlanan bu çalışmada orijinal olmayan her türlü kaynağa eksiksiz atıf yapıldığını bildiririm.

Ebru CANŞIZ

**EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİYLE TÜRKİYE’DE
KAYITDIŞI EKONOMİNİN İNCELENMESİ**

(Yüksek Lisans Tezi)

Ebru CANSIZ

**GAZİ ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

Mayıs 2006

ÖZET

Gelir oluşturan ve kamudan gizlenen faaliyetler bütünü olarak tanımlanan kayıtdışı ekonomi, bir ülkede ekonomik göstergelerin gerçekleri yansıtmamasına, dolayısıyla hatalı ekonomi politikalarının izlenmesine yol açmaktadır. Bu çalışmada temel amaç, Türkiye’de kayıtdışı ekonomiyi teorik ve uygulamalı olarak incelemektir. Buna göre, çalışmada öncelikle tek değişkenli doğrusal zaman dizileri, durağanlık, modelleme ve birim kök kavramları ile çok değişkenli zaman dizileri ve eşbütünleşme konuları verilmiş olup; daha sonra, kayıtdışı ekonomi ve dünyada kayıtdışı ekonominin durumundan bahsedilmiştir. Çalışmanın uygulama kısmında ise, 1971-2004 yılları arasında Türkiye’de kayıtdışı ekonominin parasal büyüklüğü ve toplam ekonomi içerisindeki oranı ekonometrik yöntemle tahmin edilmiştir.

Bilim Kodu : 205.1.066

Anahtar Kelimeler : Zaman dizileri, Kayıtdışı ekonomi, Eşbütünleşme analizi

Sayfa Adedi : 72

Tez Yöneticisi : Prof. Dr. Reşat KASAP

**INVESTIGATION OF TURKISH UNDERGROUND ECONOMY
BY COINTEGRATION ANALYSIS**

(MSc. Thesis)

Ebru CANSIZ

**GAZI UNIVERSITY
INSTITUTE OF SCIENCE AND TECNOLOGY**

May 2006

ABSTRACT

Underground economy described as all economic activities which creates income and all hidden economies does not reflect real economic indicators and therefore, causes the following wrong economic politics in a country. The main purpose in this study is to investigate the Turkish underground economy by teorically and applied. Therefore, at first, univariate lineer time series analysis, stationary, modeling, unit root subjects, multivariate time series analysis and cointegration analysis were introduced and then underground economy and it's situation in the world are mentioned. In the application part of the study, the underground monitary size and the ratio of the underground Turkish economy in total economy between 1971 and 2004 year period are estimated by econometric approach.

Science Code : 205.1.066

Key Words : Time series, Underground economy, Cointegration analysis

Page Number : 72

Adviser : Prof. Dr. Reşat KASAP

TEŞEKKÜR

Çalışmalarım boyunca bilimsel yardım ve katkılarıyla beni yönlendiren, desteğini esirgemeyen değerli hocam, Sayın Prof. Dr. Reşat KASAP'a; maddi ve manevi destekleriyle beni hiçbir zaman yalnız bırakmayan anneme, babama ve kardeşime; ayrıca çalışmalarım sırasında bana destek olan herkese teşekkürü bir borç bilirim.

İÇİNDEKİLER

Sayfa

ÖZET	iv
ABSTRACT.....	v
TEŞEKKÜR.....	vi
İÇİNDEKİLER	vii
ÇİZELGELERİN LİSTESİ.....	ix
ŞEKİLLERİN LİSTESİ	x
SİMGELER VE KISALTMALAR.....	xi
1. GİRİŞ	1
2. TEK DEĞİŞKENLİ DOĞRUSAL ZAMAN DİZİLERİ.....	4
2.1. Zaman Dizilerinin Durağanlığı	4
2.2. Zaman Dizisi Modelleri (AR, MA, ARMA Modelleri)	5
2.3. Modelleme Süreci	6
2.3.1. Uygun modellerden birinin seçimi	7
2.4. Durağan Olmayan Zaman Dizileri	9
2.4.1. Birim kök tanımı	10
2.4.2. Birim kök testleri.....	11
3. ÇOK DEĞİŞKENLİ ZAMAN DİZİLERİ.....	15
3.1. VAR Modelleri, Durağanlık ve Eşbütünleşme	15
3.2. Çok Değişkenli Zaman Dizisi Modellerinin Tahmini.....	18
3.2.1. En küçük kareler tahmin edicisi	18
3.2.2. En çok olabilirlik tahmin edicisi	19
3.3. Çok Değişkenli Zaman Dizilerinde Eşbütünleşmenin Varlığı.....	21

Sayfa

3.3.1. Engle & Granger testi.....	22
3.3.2. Johansen testi.....	24
3.4. Eşbütünleşme Vektörünün Tahmini.....	27
4. KAYITDIŞI EKONOMİ.....	30
4.1. Kayıtdışı Ekonominin Tanımı.....	30
4.2. Kayıtdışı Ekonominin Nedenleri.....	31
4.3. Kayıtdışı Ekonominin Etkileri	32
4.4. Kayıtdışı Ekonomiyi Ölçme Yöntemleri.....	33
4.4.1. Kayıtdışı ekonomiyi doğrudan ölçme yöntemleri.....	33
4.4.2. Kayıtdışı ekonomiyi dolaylı yoldan ölçme yöntemleri.....	34
4.5. Dünyada Kayıtdışı Ekonomi Kavramı.....	37
4.5.1. Gelişmiş ülkelerde kayıtdışı ekonomi	37
4.5.2. Gelişmekte olan ve az gelişmiş ülkelerde kayıtdışı ekonomi	41
5. TÜRKİYE’DE KAYITDIŞI EKONOMİNİN TAHMİNİ.....	45
5.1. Değişkenler ile İlgili Bazı Kavram ve Tanımlar	47
5.2. Analiz.....	48
6. SONUÇ VE ÖNERİLER.....	64
KAYNAKLAR	67
ÖZGEÇMİŞ	72

ÇİZELGELER LİSTESİ

Çizelge	Sayfa
Çizelge 5.1. İny dizilerin ADF durağanlık test sonuçları.....	51
Çizelge 5.2. Dizilerin ikinci farklarının ADF durağanlık test sonuçları.....	51
Çizelge 5.3. Sabit terim içermeyen VAR(1) modeli katsayıları	54
Çizelge 5.4. Sabit terim içeren VAR(1) modeli katsayıları	54
Çizelge 5.5. Sabit terim içermeyen VAR(2) modeli katsayıları	55
Çizelge 5.6. Sabit terim içeren VAR(2) modeli katsayıları	55
Çizelge 5.7. Sabit terim içermeyen VAR(3) modeli katsayıları	56
Çizelge 5.8. Sabit terim içeren VAR(3) modeli katsayıları	56
Çizelge 5.9. Çizelge 5.4 -5.9’da incelenen VAR modellerinin Akaike ve Schwarz bilgi kriter değerleri.....	57
Çizelge 5.10. Sabit terimsiz VAR(1) modelinin eşbütünleşme analizi sonuçları	57
Çizelge 5.11. Tanzi’nin doğrusal regresyon modelinin katsayı tahmin değerleri	58
Çizelge 5.12. Anlamlı regresyon modelinin katsayı tahmin değerleri.....	59
Çizelge 5.13. Kayıtdışı nakit para, kayıtdışı ekonomi ve GSMH içindeki payının tahmini	60

ŞEKİLLERİN LİSTESİ

Şekil	Sayfa
Şekil 5.1. İn'i alınmış dolaşımdaki reel para miktarının zaman dizisi grafiği	49
Şekil 5.2. İn'i alınmış kişi başına düşen milli gelirin zaman dizisi grafiği	49
Şekil 5.3. İn'i alınmış tüketici fiyat endeksinin zaman dizisi grafiği.....	50
Şekil 5.4. İn'i alınmış mevduat faiz oranının zaman dizisi grafiği	50
Şekil 5.5. İn'i alınmış vergi gelirleri oranının zaman dizisi grafiği	50
Şekil 5.6. İn'li dolaşımdaki reel para miktarının ikinci dereceden farkı alınmış zaman dizisi grafiği	52
Şekil 5.7. İn'li kişi başına düşen milli gelirin ikinci dereceden farkı alınmış zaman dizisi grafiği	52
Şekil 5.8. İn'li tüketici fiyat endeksi ikinci dereceden farkı alınmış zaman dizisi grafiği	53
Şekil 5.9. İn'li mevduat faiz oranının ikinci dereceden farkı alınmış zaman dizisi grafiği	53
Şekil 5.10. İn'li vergi gelirleri oranının ikinci dereceden farkı alınmış zaman dizisi grafiği	53
Şekil 5.11. Dolaşımdaki reel para miktarının, vergili tahmininin ve vergisiz tahmininin zaman dizisi grafiği.....	61
Şekil 5.12. Kayıtdışı para tahmininin grafiği	61
Şekil 5.13. Kayıtdışı ekonomi tahmininin grafiği.....	62
Şekil 5.14. Kayıtdışı ekonominin gayri safi milli hasılaya oranının grafiği	62

SİMGELER VE KISALTMALAR LİSTESİ

Bu çalışmada kullanılmış bazı simgeler ve kısaltmalar, açıklamaları ile birlikte aşağıda sunulmuştur.

Simgeler	Açıklama
X_t	t dönemine ait X değişkeninin değeri
Y_t	t dönemine ait Y değişkeninin değeri
Z_t	t dönemine ait Z değişkeninin değeri
ρ	Dizi için otokorelasyon katsayısı
ϕ	Kısmi otokorelasyon katsayısı
∇^d	d. dereceden fark
ε_t	Hata terimi
Kısaltmalar	Açıklama
ACF	Otokorelasyon Fonksiyonu
ADF	Genişletilmiş Dickey Fuller Testi
AR(p)	p nci dereceden Otoregresif Model
ARIMA(p,d,q)	Tamamlanmış Otoregresif Hareketli Ort. Modeli
ARMA(p,q)	Otoregresif-Hareketli Ortalama Modeli
DRPM	Dolaşımdaki Reel Para Miktarı
GSMH	Gayri Safi Milli Hasıla
KBMG	Kişi Başına Düşen Milli Gelir
MA(p)	q ncu dereceden Hareketli Ortalama Modeli

Kısaltmalar**Açıklama****MFO**

Mevduat Faiz Oranı

PACF

Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu

TÜFE

Tüketici Fiyat Endeksi

TÜİK

Türkiye İstatistik Kurumu

VAR

Vektör Otoregresyon Modeli

VGO

Vergi Gelirleri Oranı

1.GİRİŞ

Gelir oluşturan ve kamudan gizlenen faaliyetler bütünü olarak tanımlanan kayıtdışı ekonomi, bir ülkede ekonomik göstergelerin gerçekleri yansıtmamasına, dolayısıyla hatalı ekonomi politikalarının izlenmesine yol açmaktadır. Son yıllarda, ülkemizde üst üste yaşanan ekonomik krizlerin kamu kesimi borçlanması kaynaklandığı konusundaki genel yargı, kayıtdışı ekonomiyi, diğer ekonomilerde olduğu gibi, ekonomimiz içerisinde de en önemli konularından birisi haline getirmiştir.

Bu haliyle kayıtdışı ekonomi, çok boyutlu ve değişik faaliyetleri kapsayan bir olgudur. Gayri safi milli hasıla hesaplarına yansımayan ekonomik faaliyetlerin tümü olarak tanımlanabilen kayıtdışı ekonomi, yasadışı ekonomik faaliyetlerle beraber, yasal olup da kayıtlara yansımayan ekonomik faaliyetleri de içerebilir [Aktürk, 2003]. Bu nedenle, faaliyetler kapsamının çok geniş olması kayıtdışı ekonomi için kesin bir tanım yapılmasını güçleştirmektedir. Bu kapsamda kayıtdışı ekonomi; ticari, sınai, zirai, serbest meslek, ücret ve arazi faaliyetleri gibi Türk Vergi Kanunlarına göre vergiye tabi gelir elde ettiği halde bunu beyan etmeyen ve böylece vergilendirilmeyen kişilerin oluşturduğu ekonomi veya başka bir deyişle, devletin sağladığı her hizmet ve üründen pay aldığı ve vergilendirilmesi gerekli bir gelir elde ettiği halde, devletin finansmanına hiç katkıda bulunmayan kişilerin oluşturduğu ticari, sınai ve diğer faaliyetlerin bütünü olarak da ifade edilebilir [Ergenoğlu, 1998]. Bunun yanında, kayıtdışı ekonomi 90'lı yıllarda yasal fakat vergilendirilmeyen faaliyetleri ifade eden bir anlam değişikliğine uğramıştır. Kayıtdışı bu anlamda ele alındığında “vergi kapsamı dışındaki alan” olarak da tanımlanabilir [Aktürk, 2003].

Artan nüfus, üretim, tüketim ve istihdam gibi faktörler sebebiyle yükselen piyasa ekonomilerinde ve hatta gelişmiş ülkelerde, ekonominin ve istihdamın, özellikle 1970'lerden itibaren giderek daha yoğun bir biçimde kayıtdışılığa kaydığı, iktisadi faaliyetlerin önemli bir kısmının, artarak kayıtdışı ekonomide gerçekleştiği görülmektedir [Us, 2004].

Kayıtdışı ekonomi gerek iktisatçıların gerekse politikacıların sürekli tartıştığı ve zaman zamanda zıt görüşlerin öne sürüldüğü bir konudur. Olumsuz düşünen grup kayıtdışı ekonominin genişlemesinin, bir taraftan çalışanların güvencesiz kalmasına yol açtığını, diğer taraftan kayıtlı ekonomi aleyhinde haksız rekabete neden olduğunu ifade etmektedir [Ergenoğlu, 1998]. Aynı zamanda, vergi gelirleri yoluyla sağlanması beklenen finansman kaynaklarının azalmasına yol açarak, kamu açıklarının büyümesine ve sosyal güvenlik sisteminin bozulmasına neden olmaktadır. [Us, 2004]. Olumlu düşünen grup ise kayıtdışı ekonominin sosyal dengesizlikleri yumuşatan bir faktör olduğunu savunmaktadır. Özellikle az gelişmiş ülkelerde hızlı nüfus artışıyla beraber işsizlik oranının yüksekliği, enflasyon ve istikrarsızlığın meydana getirdiği olumsuz ortamda kayıtdışı ekonomi, ek gelir ve istihdam sağlayarak, bütçeye katkıda bulunmasının yanında, talep oluşturarak kayıtlı sektörde üretim ve gelirlerin düşmesini engeller [Aktürk, 2003]. Ancak kayıtdışı ekonominin, bütün avantaj ve dezavantajları incelendiğinde azaltılmadığı veya kontrol altına alınamadığı takdirde ekonomik ve sosyal hayatı olumsuz etkileyeceği konusu tartışılmaz bir sonuçtur.

Bir ekonomide kayıtdışı ekonominin büyüklüğünün doğru olarak tahmini, o ekonomide doğru ve güvenilir mali ve parasal politikalar oluşturabilmek ve bu politikaların uygulamada etkinliklerini arttırmak için zorunludur. Kayıtdışı ekonomi kontrol altına alındıkça mali yapının düzelmesi ve mali yapı düzeldikçe kayıtdışı ekonomide daralma meydana gelmesi beklenmektedir [Us, 2004].

Türkiye’de kayıtdışı ekonomi kavramı ilk kez 1980’li yıllarda kullanılmış ve miktarı tahmin edilmeye başlanmıştır. Yapısı gereği kayıtdışı ekonomiyi kesin olarak hesaplamak mümkün değildir. Kayıtlı ve kayıtdışı ekonomi iç içe kavramlardır. Doğrudan hesaplanamayan kayıtdışı ekonominin büyüklüğü için tahmin metotları kullanılmaktadır [Çetintaş ve Vergil, 2003].

Son on yıl içerisinde ülkemizde, kayıtdışı ekonomi üzerine yapılan çalışmalar yoğunluk kazanmıştır. Ülkemizde kayıtdışı ekonominin tahmin edilmesi 1990’lı yıllardan başlar ve bu çalışmaların çoğu 1970’li yıllardan başlayan kayıtlı bilgileri

kullanılmaktadır. Bu çalışmaların çoğunda, verilerin belli aralıklarla revize edilmesinden dolayı farklılıklar bulunmaktadır. Bu durum analiz sonuçlarına da yansımakta olup, güncel verilerle yeni araştırmaların yapılmasını zorunlu kılmaktadır. Bu çalışmada, ekonometrik yaklaşım yoluyla, kayıtdışı ekonomi ve kayıtdışı ekonomiyi oluşturan kayıtdışı para miktarı Tanzi'nin para talebi denklemi yardımıyla tahmin edilmeye çalışılacaktır. Para talebi tahmininde; kişi başına düşen milli gelir, tüketici fiyat endeksi, mevduat faiz oranı ve vergi gelirleri oranına ait 1971–2004 arası yıllık veriler kullanılmıştır. Değişkenler arasındaki uzun dönem doğrusal modelin anlamlılığı için, eşbütünleşik yapı VAR(p) modeli ile incelenmiştir.

Eşbütünleşme analizi; ekonominin çeşitli alanlarındaki uygulamalarda durağan olmayan zaman dizilerinin uzun dönemde birlikte hareket edip etmediklerini belirleyen bir test yöntemidir. Eşbütünleşme başlığı altında uzun dönemli testler yapan ve tahminlerde bulunan birçok çalışma vardır. Bunların başında Engle ve Granger (1987), Johansen (1988–1991), Johansen ve Juselius (1990) gelmektedir. Türkiye’de ise Temel, Şimşek ve Yazıcı (1994), Çetintaş ve Vergil (2003) ile Us (2004) kayıtdışı ekonominin eşbütünleşme analizi kullanılarak ekonometrik yöntemle tahmin edilmesi hakkında çalışmalar yapmışlardır.

Bu çalışmada temel amaç, Türkiye’de kayıtdışı ekonomi konusunda teorik bilgi verildikten sonra istatistiksel analiz ve ekonometrik model yoluyla incelemek ve kayıtdışı ekonomiyi tahmin etmektir. Beş bölümden oluşan çalışmanın Birinci Bölümü olan Giriş’ten sonra İkinci Bölümde tek değişkenli doğrusal zaman dizileri, durağanlık, modelleme ve birim kök kavramları, Üçüncü Bölümde çok değişkenli zaman dizileri ve eşbütünleşme konuları, Dördüncü Bölümde kayıtdışı ekonomi ve dünyada kayıtdışı ekonominin durumu ile ilgili bilgiler verilmiştir. Çalışmanın uygulama kısmını oluşturan Beşinci Bölümde ise, 1971–2004 yılları arasında Türkiye’de kayıtdışı ekonominin parasal büyüklüğü ve toplam ekonomi içerisindeki oranı istatistik ve ekonometrik yöntemle tahmin edilmiştir.

2. TEK DEĞİŞKENLİ DOĞRUSAL ZAMAN DİZİLERİ

2.1. Zaman Dizilerinin Durağanlığı

Zaman dizisi, stokastik yapıya sahip bir değişkenin, değişik zamanlarda gözlenen değerler kümesi olarak ifade edilebilir. Bu diziler günlük, haftalık, yıllık gibi aralıklarla düzenli olarak toplanan verilerden oluşabilir. Zaman dizisi verilerine dayanan çalışmaların çoğu kullandıkları zaman dizilerinin durağan olduğunu varsayarlar. Ancak gerçek hayatta bunlar genellikle durağan olmayan yapıya sahiptirler.

Zaman dizileri bilimin her dalında uygulamaları bulunabilen istatistik biliminin bazen de ekonometri biliminin konusu durumundadır. Zaman dizileri zamanın ve zamana bağlı olarak değişen çeşitli sosyoekonomik faktörlerin etkilerini taşırlar. Bu etkiler göz önüne alındığında zaman dizilerinin trend, periyodik dalgalanmalar, mevsimsel dalgalanmalar ve rastgele dalgalanmalardan etkilendiği söylenebilir. Özellikle ekonomik zaman dizilerindeki bu dalgalanmalar, yapılan deneye dayalı çalışmalarda, çeşitli sorunlar yaratmaktadır. Sağlıklı bir çalışma yapabilmek için, zaman dizilerinin var olabilecek bu etkilerden arındırılması gerekmektedir [Akdi, 2003].

Zaman dizileri, ortalamadan gösterdiği sapmalara göre, durağan ve durağan olmayan diziler olmak üzere, başlıca iki ana başlık altında incelenebilir. İncelenen zaman dizisinin ortalaması ve varyansı simetrik bir değişme göstermiyorsa veya dizi periyodik dalgalanmalardan arınmış ise böyle dizilere, durağan zaman dizileri denir. Bu çerçevede durağan zaman dizilerinin en belirgin özellikleri; dizinin uzun dönemde dalgalanmalarla birlikte ortalamasını koruması ve zamana bağlı olarak değişmeyen sonlu bir varyansa sahip olmasıdır. İstatistiksel sonuç çıkarım, durağan zaman dizileri için yapıldığından, diziler durağan değilse çeşitli teknikler kullanılarak öncelikle diziler durağan hale getirilip, daha sonra analizler yapılır [Akdi, 2003; Kasap, 1998; Kutlar, 2002].

2.2. Zaman Dizisi Modelleri [AR, MA ve ARMA Modelleri]

Zaman dizileri modelleri Otoregresif (AR) modeller, Hareketli Ortalama (MA) Modeller ve Otoregresif Hareketli Ortalama (ARMA) Modeli şeklinde sınıflandırılabilir.

Otoregresif model, bir zaman dizisinin önceki dönemleri cinsinden ifade edilmesiyle oluşur. AR modelleri geçmiş dönem gözlem değerlerinin sayısına göre isimlendirilmektedir. Eğer AR modeli bir geçmiş dönem içeriyorsa "birinci dereceden", p geçmiş dönem içeriyorsa "p'inci dereceden" AR modeli olarak adlandırılır ve AR(p) olarak ifade edilir. AR(p) modelinin genel ifadesi;

$$Z_t = \phi_1.Z_{t-1} + \phi_2.Z_{t-2} + \phi_3.Z_{t-3} + \dots + \phi_p.Z_{t-p} + a_t \quad (2.1)$$

olur. Burada $Z_t, Z_{t-1}, \dots, Z_{t-p}$ değerleri, her gözlem değerinin μ 'den farkı alınarak (burada $\tilde{Z}_t$ orijinal diziyi temsil etmek üzere $Z_t = \tilde{Z}_t - \mu$) elde edilmektedir. $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ modelin bilinmeyen fakat tahmin edilecek parametreleridir. p, modelin derecesi ve a_t ise ortalaması 0 ve varyansı σ^2 olan beyaz gürültü süreci olarak tanımlanır.

Hareketli ortalamalar (MA) modeli, Z_t , aynı dönemdeki hata terimi ve daha önceki dönemlerdeki hata terimleri cinsinden ifade edilebiliyorsa, tanımlanan model MA modelidir. Model birinci dereceden artık terim içeriyorsa MA(1) modeli, q sayıda artık terim içeriyorsa MA[q] modeli olarak adlandırılır.

$$Z_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (2.2)$$

Burada $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$, modelin tahmin edilecek parametreleridir. q ise MA modelinin derecesini göstermektedir. MA modelleri her zaman durağanlık koşulunu sağlarlar.

Durağan zaman dizilerinin modellenmesinde kullanılan, ARMA modelleri, otoregresif (AR) ve hareketli ortalama (MA) modellerinin bir karışımıdır. p'inci dereceden AR ve q'uncu dereceden MA modellerinin karma modeli ARMA(p,q) şeklinde ifade edilir ve model

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (2.3)$$

veya

$$\phi(B) Z_t = \theta(B) a_t \quad (2.4)$$

olarak gösterilir.

Burada; $\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$ ve $\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q$ şeklindedir. ARMA modellerinin de durağanlık ve tersi alınabilirlik koşulu $\phi(B) \neq 0$ $\theta(B) \neq 0$ köklerinin birim çember dışında kalmasıyla sağlanır [Wei, 1990; Kasap, 1998].

2.3. Modelleme Süreci

Bu düşüncenin temeli, Box-Jenkins yaklaşımı olarak bilinir ve model tespitinde genellikle zaman dizilerinin ACF ve PACF yapılarının incelenmesiyle uygun (p,q) düzeyinin seçilmesini temel alır. Box-Jenkins metoduna göre, tespit üç aşamada yapılabilir;

1. Durağan dizinin elde edilmesi: Yalnızca durağan diziler istatistiksel anlamlı ACF ve PACF'ye sahiptir. Durağan olmayan diziler bu yüzden uygun fark alma yöntemlerinin, uygulanmasıyla durağan dizilere dönüştürülmek zorundadır.
2. ACF ve PACF 'nin grafiksel davranışlarının, hareketlerinin incelenmesi: ACF

veya PACF'nin salınımlı olarak azalması AR ya da MA süreçlerini içerir. Her ikisinde de (ACF ve PACF) salınımlı düşüş varsa bu, karma bir ARMA sürecini belirtir.

3. AR ve MA süreç düzeyinin belirlenmesi: Sıfırdan farklı anlamlı otokorelasyon ve /veya kısmi otokorelasyonların sayısıyla, AR modeli için p , PACF yapısından ve MA modeli için de q , ACF yapısından belirlenir.

Zaman dizilerinde modelleme aşamasında modelin kabaca derecesinin belirlenmesinden sonra parametreler tahmin edilir. Parametre tahmini genel olarak en çok olabilirlik yöntemi ve bilinen en küçük kareler yöntemiyle yapılır. Bunlara ilişkin teorik bilgiler Üçüncü Bölümde verilecektir.

Bu aşamada, elde edilen modelin uygun olup olmadığının incelenmesi yapılır. Modelin uygunluğunun incelenmesi ise modelin tamamında yapılan bir incelemedir. Bu incelemeler artıklara dayalı bir incelemedir. A_t sürecinin beyaz gürültü süreci olma varsayımı, normal dağılıp dağılmadığı ve artıklara ilişkin otokorelasyonların sıfır olup olmadığına cevap aranır. Uygun bir modelin ACF ve PACF'lerinin grafiklerinin beyaz gürültü sürecinin ACF ve PACF'lerinin yapısına benzemesi arzu edilir. Modelin uygunluğunun incelenmesi üzerinde bir başka yaklaşım ise artıkların örnek ACF'leri için kullanılan test istatistiklerinin yapılmasıdır [Wei, 1990; Kasap, 1998].

2.3.1. Uygun modellerden birinin seçimi

Bir modelleme süreci içerisinde elde birden fazla alternatif model varsa ve eğer amaç tek bir model seçimi yapılarak sistemin kontrolü sağlanmak ise bu durumda model seçim ölçütleri kullanılır. Bu ölçütlerden en sık kullanılan üç tanesi aşağıda verilmiştir. Buradaki ölçütler, ileriki bölümde özetlenen çok değişkenli zaman dizileri için de geçerli olduğundan hepsi bu başlık altında verilmiştir.

Akaike bilgi kriteri (Akaike Information Criteria: AIC)

$$AIC = \frac{-2l}{n} + \frac{2k}{n} \quad (2.5)$$

Schwarz kriteri (Schwarz Criteria: SC)

$$SC = \frac{-2l}{n} + \frac{k \log(n)}{n}$$

Hannan-Quinn kriteri (Hannan-Quinn Criteria: HQ)

$$HQ = \frac{-2l}{n} + \frac{2k \log[\log(n)]}{n}$$

Bu eşitliklerde, k modeldeki parametre sayısını, n gözlem sayısını ve l ise k parametre tahmini ile elde edilen olabilirlik fonksiyonunun logaritmik değerini ifade eder. Olabilirlik fonksiyonunun logaritmik değeri hata terimlerine bağlı olarak

$$l = -\frac{n}{2}(1 + \log(2\pi)) - \frac{n}{2} \log \left| \frac{e'e}{n} \right|$$

eşitliği ile ve çokdeğişkenli modellerde [m : model sayısı olmak üzere]

$$l = -\frac{nm}{2}(1 + \log(2\pi)) - \frac{n}{2} \log |\hat{\Omega}|$$

eşitliği ile hesaplanır. Burada $|\hat{\Omega}| = \det \left[\sum_{i=1}^m e_i e_i' \right]$ modelin hata terimlerine bağlı olarak tanımlanan matrisin determinantını ifade eder.

Uygun modeller içerisinde en iyi model AIC ve SC kriterlerine göre değeri sayısal anlamda en küçük değere sahip olan modeldir. Bu çalışmada özellikle AIC ve SC

kriter deęerleri kullanılarak uygun model belirlenmesi yapılacaktır. Her iki kritere ait deęerleri kullanılan Eviews paket programı modelin geęerlilięi ile vermektedir [Grasa,1989; Lutkepohl, 1991].

2.4. Duraęan Olmayan Zaman Dizileri

Geręek hayatta zaman dizileri çoęunlukla duraęan olmayan bir yapı ierirler. Dizilerin duraęanlıęı trend, mevsimsel ve periyodik dalgalanmalar gibi etkenler tarafından bozulabilir. Duraęan dıřılık, ortalamada ve varyansta olmak zere iki farklı řekilde grlebilmektedir. Bir zaman dizisi ortalamada duraęan dıřı olup varyansta duraęan veya varyansta duraęan dıřı olup, ortalamada duraęan ya da her ikisinde de duraęan dıřı olabilmektedir. Duraęanlıęın saęlanabilmesi iin adı geen etkenlerin nceden belirlenmesi ve ortadan kaldırılması gerekmektedir. Varyansta duraęan olmayan bir zaman dizisi iin varyans dzgnleřtirme dnřm yapılır. Ancak dizi ortalamada duraęan deęil ise dizinin uygun derecede farkı alınarak duraęanlıęı saęlanabilir.

ARIMA modeli gerekli sayıda farkı alınmıř olan dizilere uygulanan AR ve MA ‘dan oluřan modellerdir. Otoregresif parametresinin derecesi p , hareketli ortalama parametresinin derecesi q ve d alınan fark sayısı olmak zere, bu modele (p,d,q) dereceden otoregresif tamamlanmıř hareketli ortalama modeli adı verilir ve ARIMA (p,d,q) řeklinde sembolize edilir. ARIMA (p,d,q) modeli, fark alma operatr

$\nabla Z = Z_t - Z_{t-1}$ ve $W_t = \nabla^d Z_t$ olmak zere

$$\phi(B) W_t = \theta(B) a_t \quad (2.6)$$

řeklinde yazılabilir. ARIMA modellerinde duraęanlık kořulları ARMA modellerinde olduęu gibidir.

Ortalamada duraęan dıřılık, fark alma iřlemleriyle duraęanlařtırılmaya alıřılırken, varyansta duraęan dıřılıęın ortadan kaldırılabilmesi iin g fonksiyonu adı verilen

bir teknik kullanılır. Söz konusu varyans düzgünleştirme işlemi için güç fonksiyonu aşağıdaki gibi tanımlanır,

$$\lim_{\lambda \rightarrow 0} T(Z_t) = \lim_{\lambda \rightarrow 0} \frac{Z_t^{(\lambda)} - 1}{\lambda} \quad (2.7)$$

Box-Cox dönüşümü olarak da adlandırılan bu dönüşümde λ , dönüşüm parametresidir.

Durağan olmayan bir zaman dizisini durağan hale getirirken eksik yapılacak dönüşüm veya ihtiyaç olmadığı halde alınacak bir fark yanlış modelleme süreci oluşturabilir. Her iki durağan dışılığın olduğu durumda, öncelikli olarak varyansta durağanlaştırma dönüşümleri uygulanır daha sonra ortalamada durağan dışılık ortadan kaldırılır [Wei, 1990; Kasap, 1998]. Dizilerin durağanlığının incelenmesi için Box-Jenkins yaklaşımından başka birim kök testleri de uygulanır.

2.4.1. Birim kök tanımı

Zaman dizilerinde, dizinin durağan olup olmadığını belirlemek için kullanılan yöntemlerden biri birim kök testidir. Bir zaman dizisinde birim kök tespit edilmiş ise o, zaman dizisi durağan değildir. Bu nedenle, hipotez testi için oluşturulacak modelde yer alabilecek değişkenlerin her biri birim kök testine tabi tutulur ve durağan bulunmayanlar, fark alma işlemiyle durağan hale getirilmeye çalışılır. Buna göre, öncelikle aşağıdaki model

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t \quad (2.8)$$

ele alınır. Burada e_t stokastik bir hata terimi olup $E(e_t)=0$, $\text{Var}(e_t)=\sigma^2$, $\text{Kov}(e_t, e_{t-s})=0$, $s \neq 0$ dır. Zaman dizisi analizinde böyle bir hata terimi, beyaz gürültü süreci olarak adlandırılır. Eğer $\rho=1$ ise birim kök söz konusudur. Yapı ,

$$Y_t = Y_{t-1} + e_t \quad (2.9)$$

şeklini alır ve Y_t dizisi durağan değildir. Birim kökü belirlemek için ρ 'nun 1'e eşit olup olmadığının, regresyon modeliyle test edilmesi gerekir. Bununla beraber, regresyon modelinde katsayıların 0'dan farklı olup olmadığı test edilebilmektedir. Bu durumda, ρ 'nun 1'e eşit olup olmadığını test etmek için $Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t$ ilişkisinden aşağıdaki denklem yazılabilir.

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + e_t \quad (2.10)$$

Buradaki eşitlikte, $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ 'dir. $\delta = (\rho - 1)$ yazılırsa, $\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t$ eşitliği elde edilir. Bu eşitlikte δ 'nın 0'a eşit olup olmadığını test edilirse, ρ 'nun 1'e eşit olup olmadığı test edilmiş olur. $\delta = 0$ olduğunda

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = e_t \quad (2.11)$$

yazılır. Bu durumda, $\Delta Y_t = e_t$ birinci fark dizisi durağan olacaktır. Çünkü e_t dizisi, beyaz gürültü dizisi olup, durağanlık yapısına sahiptir. Böylece, orijinal dizinin birinci farkı durağan ise bu diziye birinci dereceden durağan (birinci dereceden tamamlanmış-bütünleşik) denir ve $I(1)$ şeklinde gösterilir. Bu düşünceyle, eğer bir diziye durağanlaştırmak için iki kez fark almak gerekiyorsa ikinci dereceden durağan (ikinci dereceden tamamlanmış-bütünleşik) denir ve $I(2)$ ile gösterilir [Gujarati, 1999; Çolak, 2001].

2.4.2. Birim kök testleri

Dickey-Fuller testi [DF Testi]

Dickey-Fuller testi hata terimlerinin bağımsız ve aynı dağılımlı olmaları varsayımı üzerine kurulmuştur. Adı geçen test, genellikle AR(1) sürecinin (sabit terim varken veya yokken) birim köke sahip olup olmadığını inceler.

$H_0 : \rho = 1$ 'in $H_1 : \rho < 1$ karşıt hipotezine göre testi, t istatistiğine dayanmaktadır. Bu istatistiğin dağılımı Monte Carlo yöntemi kullanılarak Dickey-Fuller tarafından elde edilmiştir. Eğer regresyona sabit terim veya sabit terimle beraber zaman trendi eklenirse, ρ için t-istatistiğinin dağılımı değişmektedir.

$Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t$ modelinde, $H_0 : \rho = 1$ yokluk hipotezini test etmek için, en küçük kareler yöntemi ile elde edilecek t-istatistiği,

$$s^2 = \frac{1}{n-2} \sum_{t=2}^n \hat{e}_t^2 = \frac{1}{n-2} \sum_{t=2}^n (Y_t - \hat{\rho} Y_{t-1})^2 \quad (2.12)$$

olmak üzere,

$$\hat{\tau} = \frac{(\hat{\rho} - 1)}{\left[s^2 \left(\sum_{t=2}^n Y_{t-1}^2 \right)^{-1} \right]^{1/2}} \quad (2.13)$$

kullanılmaktadır. ρ değeri Standart Normal dağılıma sahip t istatistiğine göre test edilebilir. Bu istatistiğin dağılımı ise bilinen t-dağılımı değildir. Fakat $\rho = 1$ için bu sonuç geçerli değildir. Böylece, hipotezlere dayanan t ve F istatistikleri, bu istatistiklere karşılık gelen, yine Dickey-Fuller'in hesaplamış olduğu kritik değerlerle test edilerek karar verilmektedir [Dickey ve Fuller 1979; Akdi, 2003].

Genişletilmiş Dickey-Fuller testi [ADF Testi]

Bilindiği gibi AR(1) dizisi için Dickey-Fuller birim kök testi kullanılmaktadır. Eğer dizi iki veya daha yüksek dereceden birim köke sahipse beyaz gürültü sürecinin dağılımına ilişkin varsayımlar ihlal edilmiş olur. ADF testi test metodolojisini geliştirerek AR(p) sürecine bağlı Y zaman dizisine yüksek dereceden birim kök için bir parametrik düzenleme yapmaktadır.

ADF testi modelin sağ tarafına Y bağımlı değişkeninin fark terimlerini ilave ederek yüksek dereceden birim kökleri kontrol eder. 2.4.2 başlığında verilen yapı geliştirilerek farklı sembollerle aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\Delta Y_t = \mu + \gamma Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \delta_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \delta_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + e_t \quad (2.14)$$

Bu genişletilmiş regresyon modelinde ADF testi $H_0 : \gamma = 0$ hipotezini, $H_1 : \gamma < 0$ karşıt hipotezine göre test etmektedir. Bu modelde, Fuller ADF regresyon modelindeki farkların sayısı ile t-istatistiğinin asimtotik dağılımı birbirinden bağımsız olduğunu göstermiştir. Bununla birlikte, parametrik varsayımlarla Y dizisi otoregresif (AR) sürecine sahip olmaktadır. Said ve Dickey (1984) ADF testinin genişletilmiş regresyon modeline yeterli sayıda fark terimlerinin eklenebilmesi durumunda hareketli ortalamaya sahip (MA) süreci için de kullanılabileceğini göstermişlerdir [Dickey ve Fuller, 1979; Kadılar 2000].

Diğer birim kök testleri

Zaman dizilerinde Dickey-Fuller ve Genişletilmiş Dickey Fuller birim kök testlerinin yanı sıra kullanılabilen başka testler de vardır. Bunlardan biri *Phillips-Perron Birim Kök Testi*'dir. Bilindiği gibi DF durağanlık testleri, t-testinin bir başka versiyonu olarak yine hataların bağımsız (otokorelasyonsuz) ve sabit varyanslı olduğunu varsayar. Phillips ve Peron'un testinde bu tür varsayımlar gevşetilmiştir.

Bir diğer birim kök testi *Molinas ve Schwert testi*'dir. Buna göre, yapılmış olan simülasyon çalışmalarında Dickey-Fuller'in, Phillips ve Perron'un önerdikleri testlerin sonlu büyük örneklerde ($n=1000$ gibi) veri üretme işlemlerinden etkilenildiği görülmüştür. Schwert, otoregresyon denkleminde birim kök varlığının testini yapmadan önce ARIMA (p,d,q) sürecinin doğru belirtilebilmesi için inceleme yapılmasına dikkat çekmiştir.

Hall testi ise enstrüman (yardımcı) değişkenli tahmin ediciye dayanan hareketli ortalama bileşeni ile zaman dizilerinde birim kök testi için bir başka yaklaşım ortaya koymuştur. Bu testte Dickey-Fuller çizelgeleri, Phillips-Perron Testi'nde gerek görülen parametrik olmayan düzeltmelere ihtiyaç duyulmadan kullanılabilir.

Birim kök için yukarıda verilen test işlemlerinin tamamında test istatistiklerinin dağılımları standart biçimde olmadığından her bir durum için değişik kritik değerler kullanılması gerekmektedir. Bu durum, hareketli ortalama gösteriminde “durağan dizilerin farkının alınması birim köke neden olur” sonucundan hareketle yeni araştırmaların yapılmasına neden olmuştur. *Phillips ve Ouliaris testi*, Y_t zaman dizisinin birinci farkının uzun dönemli varyansını kullanarak, dizinin $I(0)$ veya $I(1)$ olup olmadığını test etmektedir.

Zaman dizilerinde bir başka birim kök testi ise *Sims testi*'dir. Bu test, birim kök testine Bayesci bir yaklaşım getirerek, genişletilmiş Dickey-Fuller testi'nde olduğu gibi trendli ve trendsiz olmak üzere iki denklem almıştır. Burada hipotez, $H_0 : \rho = 1$ şeklinde kurulmuştur. Sims birim kök testi, Bayesci yaklaşım kullandığı için teste $(0,1)$ aralığında uygun bir α önsel (prior) olasılık değeri ile başlanmaktadır. Bu α değeri, $(1 - \alpha)$ olasılığı ile $\rho = 1$ olacak şekilde alınmalıdır. Sims, α değeri için 0.8 değerini önermekte olup, uygulamada genellikle 1'e yakın değerler alınabilmektedir [Hall, 1989; Kadılar, 2000; Phillips ve Ouliaris, 1988; Phillips ve Peron, 1988; Schwert, 1989; Sims, 1988].

3. ÇOK DEĞİŞKENLİ ZAMAN DİZİLERİ

Çok değişkenli zaman dizileri, tek değişkenli zaman dizileri analizlerine benzer olarak, gözlenen tek bir dizinin yerine iki ve daha çok ilişkili zaman dizileri, zamana göre eşanlı gözlemlendiğinde ortaya çıkar. Çok değişkenli zaman dizileri analizi yöntemleri ekonomi, işletme, mühendislik, fiziksel bilimler, meteoroloji, jeofizik gibi alanlarda kullanılabilmektedir. Özellikle ekonomide, faiz oranları, para arzı, işsizlik ve fiyatlar ile iş dünyasında reklam harcamaları vb. konularla ilgili olarak zaman üzerine eşanlı hareket çalışmaları yapılmaktadır [Wei, 1990; Kasap, 1998].

Çok değişkenli zaman dizileri analizi çalışmaları, yalnızca bireysel dizilerin değil, diziler arasındaki olası çapraz ilişkilerin tanımlanması için de gereklidir. Dizileri modellemenin ve analiz etmenin bir diğer ortak amacı, zamana göre diziler arasındaki ilişkileri anlamak ve her bir dizinin kestirim (geleceği tahmin)lerinde ilişkili dizilerden mevcut bilgiyi kullanarak, tekli diziler için bulunan kestirimleri daha iyileştirmektir [Wei, 1990; Kasap, 1998]. Bazı durumlarda, çokdeğişkenli bir dizi durağan olmamasına rağmen, herhangi bir lineer dönüşüm durağan hale gelebilirler. Zaten çokdeğişkenli zaman dizilerinde istatistiki sonuç çıkarımlar yapılırken genellikle bu lineer dönüşüm üzerinde yapılmaktadır. O zaman da bu lineer ilişkinin durağanlık varsayımlarını sağlaması gerekir [Akdi, 2003].

Burada çok değişkenli yapı, VAR (vektör otoregresif) model ile temsil edilmekte olup, bu yapıda durağanlık kavramı ile dizinin bileşenleri arasındaki doğrusal durağan ilişkinin nasıl bulunacağı ve böyle bir ilişki yani eşbütünleşme ele alınarak, varlığının nasıl belirlenebileceği anlatılacaktır.

3.1. VAR Modelleri, Durağanlık ve Eşbütünleşme

VAR(p) modeli, n gözlemlili, k değişkenli ve p adım geriye bağımlı olmak üzere, şu şekilde gösterilir.

$$\begin{bmatrix} Y_{1,t} \\ Y_{2,t} \\ \vdots \\ Y_{k,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{111} & a_{112} & \cdots & a_{11k} \\ a_{121} & a_{122} & \cdots & a_{12k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{1k1} & a_{1k2} & \cdots & a_{1kk} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1,t-1} \\ Y_{2,t-1} \\ \vdots \\ Y_{k,t-1} \end{bmatrix} + \cdots + \begin{bmatrix} a_{p11} & a_{p12} & \cdots & a_{p1k} \\ a_{p21} & a_{p22} & \cdots & a_{p2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{pk1} & a_{pk2} & \cdots & a_{pkk} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1,t-p} \\ Y_{2,t-p} \\ \vdots \\ Y_{k,t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \\ \vdots \\ e_{k,t} \end{bmatrix}$$

Ayrıca, $A_i \neq 0$ ($i=1,2,\dots,p$) olmak üzere VAR(p) modeli

$$\underline{Y}_t = A_1 \underline{Y}_{t-1} + A_2 \underline{Y}_{t-2} + \cdots + A_p \underline{Y}_{t-p} + \underline{e}_t \quad (3.1)$$

eşitliği ile de gösterilebilir. Bu model, VAR(1) modeline dönüştürülerek aşağıdaki yapıda yazılabilir. Buna göre, $\underline{Y}_t^* = (Y_t' \ Y_{t-1}' \ \cdots \ Y_{t-p+1}')'$, $\underline{e}_t^* = (e_t' \ 0' \ \cdots \ 0)'$ ve

$$A = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \cdots & A_{p-1} & A_p \\ -I & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & -I & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & -I & 0 \end{bmatrix}$$

olmak üzere VAR(p) modeli VAR(1) olarak

$$\underline{Y}_t^* = A \underline{Y}_{t-1}^* + \underline{e}_t^* \quad (3.2)$$

şeklinde yazılabilir. Eş. 3.2'de verilen A matrisinin öz vektörlerinden oluşan tekil olmayan (non-singular) bir matris Q ve özdeğerlerinden oluşturulacak diyagonal matris M olmak üzere,

$$A = QMQ^{-1} \quad (3.3)$$

yazılabilir. A matrisinde tekrar eden özdeğerler varsa, M matrisi diyagonal olmayabilir. Bu durumda, $A = QMQ^{-1}$ eşitliği geçerli olup, bu dikkate alınarak, $\underline{Z}_t = Q^{-1} \underline{Y}_t$ dönüşümü yapılırsa, model

$$\underline{Z}_t = M \underline{Z}_{t-1} + \underline{\eta}_t \quad (3.4)$$

olarak yazılabilir. Çokdeğişkenli vektör otoregresif yapının durağanlığı, tek değişkenli otoregresif yapıya benzer şekilde, dizinin karakteristik denkleminin köklerine bağlıdır. Karakteristik denklemin bütün kökleri mutlak değerce bir(1) den küçük ise dizi durağan kabul edilir. Burada karakteristik denklem yapısı farklı olduğundan, $\underline{Y}_t^* = A \underline{Y}_{t-1}^* + \underline{e}_t^*$ VAR(1) modelinin karakteristik denklemi $\det(A - \lambda I) = 0$ gibi yazılabilir [Brockwell ve Davis, 2002; Akdi, 2003].

Eşbütünleşme ile çokdeğişkenli zaman dizisinin durağanlığı iç içe kavramlar olarak nitelendirilebilirler. Buna göre, durağan olmayan herhangi bir $\underline{Y}_t$ dizisi için öyle bir $\underline{\beta}$ vektörü varsa ya da $\underline{\beta}' \underline{Y}_t$ durağansa, $\underline{Y}_t$ dizisine eşbütünleşiktir denir. Bundan dolayı $\underline{\beta}$ vektörüne de eşbütünleşme vektörü denir. Burada VAR(1) modeli tekrar göz önüne alınarak, $\underline{Y}_t = A \underline{Y}_{t-1} + \underline{e}_t$ modeli verilmiş olsun. A matrisinin rankını $\text{rank}(A) = r$ olmak üzere; i) $r = k$ olması durumunda, sistem ya da $\underline{Y}_t$ dizisi durağandır. ii) $r = 0$ ise sistem durağan değildir. Ayrıca, dizinin hiçbir doğrusal birleşimi de durağan değildir. Diğer bir ifadeyle, sistem eşbütünleşik değildir. iii) Eğer $0 < r < k$ ise $A = \underline{\alpha} \underline{\beta}'$ denklemini sağlayan $\underline{\alpha}$ ve $\underline{\beta}$ vektörleri vardır. Bu durumda, $Z_t = \underline{\beta}' \underline{Y}_t$ yapısında durağan bir dizi elde edilerek, $\underline{\beta}'$ eşbütünleşme vektörü tanımlanabilir. Başka bir ifadeyle, $\underline{\alpha}$ vektörüne dik herhangi bir vektör $\underline{\alpha}_\perp$ olmak üzere $W_t = \underline{\alpha}_\perp' \underline{Y}_t$ dizisi birim köklüdür ve durağan değildir. Eğer A matrisiyle tanımlı $\underline{Y}_t$ dizisi durağan değil ise durağan hale getirmek için birinci dereceden fark alınır. Bunun anlamı, her iki taraftan ilk aşamada $\underline{Y}_{t-1}$ çıkartılmasıdır. Bu durumda model, $\nabla \underline{Y}_t = \underline{Y}_t - \underline{Y}_{t-1} = (A - I) \underline{Y}_{t-1} + \underline{e}_t$ şeklini alır.

$\Pi = (A - I)$ olmak üzere model, $\nabla Y_t = \Pi Y_{t-1} + e_t$ biçiminde ifade edilir. Eğer durağanlık sağlanmaz ise dizilerin ikinci dereceden farkları alınarak işleme devam edilir [Johansen, 1988; Akdi, 2003].

3.2. Çokdeğişkenli Zaman Dizisi Modellerinin Tahmini

Çokdeğişkenli zaman dizilerinde model ya da başka bir ifadeyle parametrelerin tahmin edilmesinde temel olarak kullanılan iki yöntem vardır. Bunlar, en küçük kareler (EKK) ve en çok olabilirlik (EÇO) tahmin yöntemleridir. Hesaplama işlemlerinde kullanılan istatistik paket programına göre tahmin yöntemi değişebilmektedir. Örneğin Eviews paket programı EKK tahmin edicilerini kullanırken, diğer bazı paket programlarda EÇO tahmin edicileri yer alabilmektedir. Bu çalışmada parametre tahmini için EKK kullanılacak olmasına rağmen, her iki yöntem de burada özetlenecektir.

3.2.1. En küçük kareler tahmin edicisi

Eğer VAR(1) modelinde A matrisi biliniyorsa, zaman dizisinin durağan olup olmadığına özdeğerlerine bakılarak karar verilebileceği daha önce ifade edilmişti. Bunun yanında, zaman dizisi durağan yapıya sahip değilse, dizinin bileşenleri arasındaki herhangi bir eşbütünleşik doğrusal bir ilişkinin olup olmadığı araştırılabilir. Ancak, bununla birlikte gerçekte A matrisi bilinemez. Bu durumda A matrisi bir parametre olup, tahmin edilmesi gerekir. Yukarıda verildiği gibi VAR modellerini, regresyon modeline benzetilerek, parametrelerinin (A matrisi) en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmesi mümkündür.

Burada daha önceden kabaca belirlenen çokdeğişkenli modelden hareketle, A matrisi tahmin edilerek, diziler için uygun olan yapı ortaya çıkarılmaya çalışılır. Bu yapının belirlenmesindeki ilk koşul dizilerin ortak modelinde durağanlığın araştırılmasıdır. Buna göre,

$\underline{Y}_t = A\underline{Y}_{t-1} + \underline{e}_t$ modeline uygun olarak n-gözlem verilmiş olsun. Bu durumda A matrisinin en küçük kareler tahmin edicisi,

$$\hat{A} = \left[\sum_{t=1}^n Y_t Y_{t-1}' \right] \left[\sum_{t=1}^n Y_{t-1} Y_{t-1}' \right]^{-1} \quad (3.5)$$

biçiminde yazılabilir. Verilen n-gözlem göre, (3.5) ifadesi kullanılarak A matrisinin en küçük kareler tahmini hesaplanır. Böylece, VAR modelinin parametreleri tahmin edilmiş olur. Aynı zamanda A katsayılar matrisinden VAR dizinin durağan olup olmadığına bakılır. Eğer dizi durağan değil ise diziyi durağanlaştıracak vektör belirlenir. Bununla birlikte uygulamada çoğunlukla, A matrisinin EKK tahmin edicisini bulmadan önce de eşbütünleşme vektörünü araştırılır [Stock, 1987; Akdi, 2003].

3.2.2. En çok olabilirlik tahmin edicisi

Yukarıda verilen yapıdan farklı olarak, söz konusu A parametre matrisinin yerine parametreler için farklı semboller kullanılacaktır. Y_t , $k \times 1$ boyutlu t zamanında n tane zaman dizisini içeren vektör olmak üzere bu diziler için VAR(p) modelini aşağıdaki gibi yazabiliriz.

$$Y_t = c + \Phi_1 Y_{t-1} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + e_t \quad (3.6)$$

Bu modelde, e_t , birbirinden bağımsız ve aynı $e_t \sim N(0, \Omega)$ dağılımına sahip hata terimlerini ifade eder. n tane değişkeni $n+p$ zaman periyodunda izlemiş olalım. İlk p gözlem periyoduna $(Y_{-p+1}, Y_{-p+2}, \dots, Y_0)$ bağlı olarak, son n gözleme ait $(Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$ temel tahmin değerleri olsun. Bu durumda amaç koşullu olabilirlik $f_{Y_n, Y_{n-1}, \dots, Y_1 | Y_0, Y_{-1}, \dots, Y_{-p+1}}(Y_n, Y_{n-1}, \dots, Y_1 | Y_0, Y_{-1}, \dots, Y_{-p+1}; \theta)$ fonksiyonunu maksimum yapacak θ ($\theta = c, \Phi_1, \dots, \Phi_p$) parametrelerinin ve Ω kovaryans matrisinin en çok olabilirlik tahminlerinin belirlenmesidir.

Herhangi bir t anındaki y gözleminin koşullu değeri $t-1$ zamanına kadar olan gözlem değerlerinin $c + \Phi_1 Y_{t-1} + \dots + \Phi_p Y_{t-p}$ fonksiyon değerine ve $N(0, \Omega)$ dağılımına sahip değişken değerinin toplamına bağlıdır. Bu durumda, Y_t aşağıdaki şekilde normal dağılıma sahip olacaktır.

$$Y_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{-p+1} \sim N(c + \Phi_1 Y_{t-1} + \dots + \Phi_p Y_{t-p}, \Omega) \quad (3.7)$$

$$\Pi' = \begin{bmatrix} c & \Phi_1 & \Phi_2 & \dots & \Phi_p \end{bmatrix} \text{ ve } X_t = \begin{bmatrix} 1 \\ Y_{t-1} \\ Y_{t-2} \\ \vdots \\ Y_{t-p} \end{bmatrix} \text{ olmak üzere (3.6) VAR modeli } \Pi' X_t$$

formatında yazılabilir. Π' matrisinin j' nci satırı VAR modelindeki j' nci eşitliğin parametreleridir. (3.7) koşullu dağılımı tekrar şöyle ifade edebiliriz.

$$Y_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{-p+1} \sim N(\Pi' X_t, \Omega)$$

Bu durumda, t nci gözlemin koşullu yoğunluk fonksiyonu

$$\begin{aligned} f_{Y_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{-p+1}}(Y_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{-p+1}; \theta) \\ = (2\pi)^{-\frac{1}{2}} |\Omega^{-1}|^{\frac{1}{2}} \exp \left[-\frac{1}{2} (Y_t - \Pi' X_t)' \Omega^{-1} (Y_t - \Pi' X_t) \right] \end{aligned}$$

$Y_0, Y_{-1}, \dots, Y_{-p+1}$ gözlemlerine bağlı olarak 1'den t' nci gözleme kadar ortak dağılımını şöyle yazarız.

$$\begin{aligned} f_{Y_t, Y_{t-1}, \dots, Y_1 | Y_0, Y_{-1}, \dots, Y_{-p+1}}(Y_t, Y_{t-1}, \dots, Y_1 | Y_0, Y_{-1}, \dots, Y_{-p+1}; \theta) \\ = f_{Y_{t-1}, \dots, Y_1 | Y_0, Y_{-1}, \dots, Y_{-p+1}}(Y_{t-1}, \dots, Y_1 | Y_0, Y_{-1}, \dots, Y_{-p+1}; \theta) \\ * f_{Y_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{-p+1}}(Y_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{-p+1}; \theta) \end{aligned}$$

Bu eşitliği iç içe devam ettirdiğimizde $Y_t, Y_{t-1}, \dots, Y_1$ örnek değerleri için $Y_0, Y_{-1}, \dots, Y_{-p+1}$ değerlerine bağlı olarak olabilirlik fonksiyonunu çarpım şeklinde yazılabilir.

$$\begin{aligned} f_{Y_n, Y_{n-1}, \dots, Y_1 | Y_0, Y_{-1}, \dots, Y_{-p+1}}(Y_n, Y_{n-1}, \dots, Y_1 | Y_0, Y_{-1}, \dots, Y_{-p+1}; \theta) \\ = \prod_{t=1}^n f_{Y_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{-p+1}}(Y_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{-p+1}; \theta) \end{aligned}$$

Bu olabilirlik fonksiyonunun logaritmasını alalım:

$$\begin{aligned} L(\theta) &= \sum_{t=1}^n \log f_{Y_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{-p+1}}(Y_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{-p+1}; \theta) \\ &= -(nk/2) \log(2\pi) + (n/2) \log |\Omega^{-1}| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^n [(Y_t - \Pi' X_t)' \Omega^{-1} (Y_t - \Pi' X_t)] \end{aligned}$$

Bu fonksiyonu maksimum yapacak modelin parametre matrisinin en çok olabilirlik tahmin edicisi $\hat{\Pi}' = \left[\sum_{t=1}^n Y_t X_t' \right] \left[\sum_{t=1}^n X_t X_t' \right]^{-1}$ olarak ifade edilir [Hamilton, 1994].

3.3. Çokdeğişkenli Zaman Dizilerinde Eşbütünleşmenin Varlığı

Eşbütünleşme analizi, uygulamada durağan olmayan zaman dizileri arasındaki ilişkileri çözümlemek için kullanılan alternatif bir yöntem olarak literatürde yer almaktadır. Zaman dizilerinin uzun dönemde birlikte hareket edip etmediklerini belirleyen bir test yöntemi olan eşbütünleşme analizinin ilk aşaması birim kök analizidir. Bu sorunu ortadan kaldırmak için dizilere uygun dereceden fark alma işlemi gerçekleştirilir.

İki veya daha fazla dizinin eşbütünleşik olabilmesi için, kullanılan tüm dizilerin aynı dereceden bütünleşik olması gerekir. Zaman dizileri kullanılarak yapılan ekonometrik analizlerde karşılaşılan önemli sorunlardan biri durağan olmayan

değişkenlerin modelde sahte regresyona neden olmalarıdır. Durağanlığı sağlamak için yapılan fark alma işlemi dizide geçmiş dönemlere ait şokların yanı sıra uzun dönemli ilişkilerinde de sahte regresyonun ortadan kalkmasına neden olmaktadır. Eğer değişkenler eşbütünleşik ise aralarında sahte olmayan bir ilişki bulunmaktadır. Eşbütünleşme analizi, iktisadi değişkenlere ait dizilerin durağan olmadığı durumlarda bu dizilerin doğrusal birleşiminin durağan olabileceği ve bunun ekonometrik olarak belirlenebileceğini göstermektedir. Eşbütünleşme vektörü bir parametre olup bunun tahmin edilmesi gerekir. Ancak eşbütünleşme vektörü tek değildir. Bundan dolayı, birbirlerinden doğrusal bağımsız eşbütünleşme vektörlerinin sayısının bilinmesi önemlidir [Johansen, 1988; Akdi, 2003].

Eşbütünleşme vektörünün tahmin edilmesi ve dizinin eşbütünleşik olup olmadığının test edilmesi konusunda literatürde yeterince çalışma vardır. Bunlardan Engle-Granger yöntemi ile Johansen'in önerdiği test verilecektir. Bu testler aynı zamanda uygulamada en çok kullanılan yöntemlerdir.

3.3.1. Engle & Granger yaklaşımı

Öncelikle süper tutarlılık (superconsistency) kavramı verilmelidir. Buna göre, normal şartlarda, açıklayıcı değişken ile hata terimi arasındaki ilişki, elde edilen tahminin yanlış ve tutarsız olmasına neden olur. Genellikle dizilerde, bu tip ilişkiler görülebilmektedir. Süper tutarlılık özelliğine göre X_t ve Y_t gibi iki dizi eşbütünleşik ise açıklayıcı değişken X_t ile hata terimi arasında ilişki olup olmadığına bakılmaksızın

$$y_t = \gamma_1 - \gamma_2 X_t \quad (3.8)$$

şeklinde ifade edilen denge ilişkisinde γ_1 ve γ_2 parametrelerinin bilinen EKK tahmin edicileri tutarlı olur. Süper tutarlılık kavramı sayesinde, örnek yeterli büyüklüklüğe ulaştığında X_t ve Y_t dizileri eşbütünleşik ise tahminin yansız ve tutarlı olabilmektedir [Stock, 1987].

Eşbütünleşme tahmini ile ilgili iki adımlı tahmin yöntemi Engle ve Granger tarafından önerilmiş olup, bu yöntemin ilk adımında eşbütünleşme vektörünün parametreleri tahmin edilmekte, daha sonra ikinci adımında, tahmin edilen parametreler hata düzeltme modelinde kullanılmaktadır. Her adımda bütün parametreler için EKK tahmin edicilerinin tutarlı olduğu gösterilmiştir. Bundan sonra

$$\Delta Y_t = \beta_1 \Delta X_t - (1 - \alpha)[Y_{t-1} - \gamma_1 - \gamma_2 X_{t-1}] + u_t \quad (3.9)$$

ifadesiyle verilen hata düzeltme modelinin iki adımda tahmini ele alınarak, süper tutarlılık kavramının özelliğiyle Eş. 3.9'da ki γ_1 ve γ_2 parametrelerinin tahmini, Eş. 3.8 numaralı eşbütünleşme regresyonunda EKK yöntemini kullanılarak elde edilmiştir. Her t dönemi için bu regresyondan artıklar,

$$e_t = y_t - \gamma_1 - \gamma_2 X_t \quad (3.10)$$

ile hesaplandıktan sonra (3.9) numaralı denklemde dengesizlik hatasının yerine konulur. Böylece, ikinci adımda,

$$\Delta Y_t = \beta_1 \Delta X_t - (1 - \alpha)e_{t-1} + u_t \quad (3.11)$$

denklemine EKK uygulanarak, β_1 ve α parametreleri tahmin edilmektedir. Burada Eş. 3.11'de X_t ve Y_t dizileri eşbütünleşik olmasına ve örnek hacminin büyük seçilmesine dikkat edilmelidir [Engle ve Granger, 1987].

Engle ve Granger, iki adımlı tahmin yönteminde, değişken sayısı ikiden fazla olduğunda bazı sorunlar ortaya çıkmaktadır. Bu sorunların temelinde teklik [uniqueness] durumu yer almaktadır. Bu sorunu açıklayabilmek için W_t, X_t, Y_t, Z_t dizileri $I(1)$ ve eşbütünleşik olmak üzere,

$$V = W - \alpha_1 X - \alpha_2 Y - \alpha_3 Z \quad (3.12)$$

olan denklem ele alınsın. Bu denklemde tek bir eşbütünleşme olduğu düşünüldüğünde, örneğin yalnızca W_t ile X_t dizisinin eşbütünleşik olduğu durum dikkate alınacak olursa,

$$V_1 = W - \beta_1 X \quad (3.13)$$

ifadesi durağan olmakta, sadece Y_t ve Z_t dizilerinin eşbütünleşik olduğunda ise,

$$V_2 = Y - \beta_2 Z \quad (3.14)$$

durağan olmaktadır. Eş. 3.13 ve Eş. 3.14 birlikte düşünüldüğünde;

$$\lambda V_1 + \lambda V_2 = \lambda_1 W - \lambda_1 \beta_1 X + \lambda_2 (Y - \beta_2 Z) \quad (3.15)$$

eşitliği iki $I(0)$ dizisine sahip olduğundan Eş.3.15'de $I(0)$ olmaktadır. Bu durumda, bir tanımlama sorunu ortaya çıkmaktadır [Engle ve Granger, 1987; Kadılar, 2000].

3.3.2. Johansen testi

Yukarıda ifade edilen Engle-Granger yaklaşımındaki sorunu ortadan kaldırabilmek için Johansen (1988), ele alınan değişken kümesi için gerekli olan eşbütünleşme vektörü sayısını belirlemek için bir test geliştirilmiştir. Birinci dereceden vektör otoregresif bir model,

$$\underline{Y}_t = A \underline{Y}_{t-1} + \underline{e}_t, \quad t = 1, 2, 3, \dots, n \quad (3.16)$$

olarak verilsin. Burada A matrisi k -boyutlu parametre matrisi olup, $\underline{e}_t$ 'ler varyans kovaryans matrisi Σ olan beyaz gürültü sürecidir. Ayrıca, $E(\underline{e}_t) = \underline{0}$, $E(\underline{e}_t \underline{e}_t') = \Sigma$

ve $E(e_t e_{t+h}') = 0$ ifadeleri yazılabilir. (3.16) eşitliğinin her iki tarafından $\underline{Y}_{t-1}$ çıkartılırsa, $\Pi = A - I$ olacak şekilde, $\nabla \underline{Y}_{t-1} = \Pi \underline{Y}_{t-1} + \underline{e}_t$ yazılabilir. Π matrisinin rankı sıfır ise dizi eşbütünleşik olmayıp, Π matrisinin rankı k ise sistem durağan yapıya sahiptir. Ancak, $0 < \text{rank}(\Pi) < k$ ise $\Pi = \underline{\alpha} \underline{\beta}'$ olacak şekilde, $\underline{\beta}' \underline{Y}_t$ durağan yapan $\underline{\alpha}$ ve $\underline{\beta}$ vektörleri vardır. B herhangi bir tekil olmayan matris olma üzere, $\Pi = \underline{\alpha} B B^{-1} \underline{\beta}'$ yazılabildiğinden, sonsuz sayıda $\underline{\alpha}$ ve $\underline{\beta}$ vektör söz konusu olabilir. Buna göre, Johansen yönteminde, $\underline{\beta}$ vektörünün tahmini yerine Π matrisinin rankı üzerine testler oluşturulduğundan dolayı, A veya Π parametre matrisinin tahmin edilmesi gerekir. Parametre matrisinin, $\underline{Y}_0 = \underline{0}$ varsayımı altında en çok olabilirlik tahmin edicisinin değeri bulunur. Öyleyse, $\underline{e}_t$ 'lerin Normal dağıldığı varsayıldığında, $|V|$, V matrisinin determinantını göstermek üzere, olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\ell = \frac{1}{(2\pi)^{nk/2} |V|^{n/2}} e^{\left[-\frac{1}{2} \sum_{t=1}^n (\nabla Y_t - \Pi Y_{t-1})' V^{-1} (\nabla Y_t - \Pi Y_{t-1}) \right]} \quad (3.17)$$

Burada Π matrisinin en çok olabilirlik tahmin edicisi ise,

$$\hat{\Pi} = \left[\sum_{t=1}^n \nabla Y_t Y_{t-1}' \right] \left[\sum_{t=1}^n \nabla Y_{t-1} Y_{t-1}' \right]^{-1} = S_{01} S_{11}^{-1} \quad (3.18)$$

dir. Bunun yanında, V matrisinin en çok olabilirlik tahmin edicisi,

$$\hat{V}_n = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left(\nabla Y_t - \hat{\Pi} Y_{t-1} \right) \left(\nabla Y_t - \hat{\Pi} Y_{t-1} \right)' = S_{00} - \hat{\Pi} S_{11} \hat{\Pi}' \quad (3.19)$$

şeklinde yazılır. Bunun yanında, $H_0: \Pi = \underline{\alpha} \underline{\beta}'$ hipotezi test edilmek istendiğinden, Π matrisi $k \times k$ boyutunda rankı r olan bir matrisi ile $\underline{\alpha}$ ve $\underline{\beta}$ matrisleri $k \times r$ boyutunda matrisler olmak üzere, olabilirlik fonksiyonu

$$\ell(\underline{\alpha}, \underline{\beta}) = \frac{1}{(2\pi)^{nk/2} |\underline{V}|^{n/2}} e^{\left\{ -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^n (\nabla Y_t - \underline{\alpha} \underline{\beta}' Y_{t-1})' \underline{V}^{-1} (\nabla Y_t - \underline{\alpha} \underline{\beta}' Y_{t-1}) \right\}} \quad (3.20)$$

olarak yazılabilir. Maksimizasyon işlemi için önce $\underline{\beta}'$ sabit tutularak, $\underline{\alpha}$ 'nın en çok olabilirlik tahmin edicisi bulunur. Buna göre, $\nabla Y_t = \underline{\alpha} \underline{\beta}' Y_{t-1} + \underline{e}_t$ regresyon denklemi göz önüne alınırsa;

$$\hat{\underline{\alpha}}' = \left[\sum_{t=1}^n \underline{\beta} Y_{t-1} Y_{t-1}' \underline{\beta} \right]^{-1} \left[\sum_{t=1}^n \underline{\beta}' (Y_{t-1} \nabla Y_{t-1}') \right] = [\underline{\beta}' S_{11} \underline{\beta}]^{-1} [\underline{\beta}' S_{10}] \quad (3.21)$$

bulunur. Burada olabilirlik fonksiyonu, $\underline{\beta}'$ ve Σ 'nin fonksiyonudur. (3.21) ifadesi (3.20) de yerine koyulursa, $\underline{\beta}'$ 'nin en çok olabilirlik tahmin edicisi bulunur. $X = \nabla Y_t - \underline{\alpha} \underline{\beta}' Y_{t-1}$ olmak üzere,

$$e^{\left[-\frac{n}{2} iz (X (X' X)^{-1} X') \right]} = e^{\left[-\frac{n}{2} iz ((X' X)^{-1} X') \right]} = e^{\left[-\frac{nk}{2} \right]}$$

olduğu dikkate alındığında olabilirlik fonksiyonu,

$$\ell = \frac{1}{(2\pi)^{nk/2} |\hat{V}(\underline{\beta})|^{n/2}} e^{\left[-\frac{nk}{2} \right]} \quad (3.22)$$

şeklini alır. Böylece, olabilirlik fonksiyonunun maksimize edilmesi $|\hat{V}(\underline{\beta})|^{n/2}$ ifadesinin minimize edilmesine dönüşür. Buna göre, problem,

$$\min_{\beta} |V(\beta)| = \min_{\beta} |S_{00} - S_{01}\beta(\beta'S_{11}\beta)^{-1}\beta'S_{10}| \quad (3.23)$$

şeklini alır. Π matrisinin rankının r olması, r tane birbirinden doğrusal bağımsız eşbütünleşme ilişkisinin olduğu anlamına gelir. Buradan, $H_0 : r \leq r_0$ hipotezi, en az r_0 tane birbirinden doğrusal bağımsız eşbütünleşik ilişkisi vardır yokluk hipotezinin, $H_1 : r > r_0$ karşıt hipotezine göre test edilmesi gerekir. Buna göre, λ_i 'ler Π matrisinin öz değerlerini göstermek üzere, olabilirlik oran test istatistiği,

$$LR = \frac{\max_{H_0} \ell(\alpha, \beta)}{\max_{H_0 \cup H_a} \ell(\alpha, \beta)} = \frac{|\hat{V}_a|^{n/2}}{|\hat{V}_0|^{n/2}} = \left[\frac{\prod_{i=0}^k (1 - \hat{\lambda}_i)}{\prod_{i=0}^{r_0} (1 - \hat{\lambda}_i)} \right]^{n/2} = \left[\prod_{i=r_0+1}^k (1 - \hat{\lambda}_i) \right]^{n/2} \quad (3.24)$$

yazılabilir. Bu istatistiğe literatürde iz istatistiği adı verildiğinden, istatistik

$$\lambda_{iz} = -n \sum_{i=r_0+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3.25)$$

olarak gösterilir. Bu test istatistiğinin aldığı değer kritik değerden büyük ise $H_0: r \leq r_0$ veya $H_0: r=r_0$ ise yokluk hipotezi reddedilir. Burada, $\lambda_{r_0+1} > \lambda_{r_0+2} > \dots > \lambda_k$ olacak şekilde $k - r_0$ tane küçük özdeğerlerdir [Johansen, 1988 ve 1991].

3.4. Eşbütünleşme Vektörünün Tahmini

Eşbütünleşme vektörünün tahmini için, U_t birim köklü bir diziyi S_t ise durağan bir diziyi göstermek üzere, iki değişkenli bir vektör zaman dizisinin bileşenleri göz önüne alınsın.

$$Y_{1,t} = a_{11}U_t + a_{12}S_t$$

$$Y_{2,t} = a_{21}U_t + a_{22}S_t$$

Buradan,

$$Z_t = Y_{2,t} - \frac{a_{21}}{a_{11}} Y_{1,t} \quad (3.26)$$

dizisi durağan olup, bundan dolayı eşbütünleşme vektörünü tahmin etmek için a_{21}/a_{11} oranının tahmin edilmesi yeterlidir. Ancak Eş. 3.26 ifadesi, $Y_{2,t}$ dizisinin $Y_{1,t}$ üzerine regresyonu yapıldığında elde edilen artıklar dizisine benzemektedir. Buna göre, $Y_{2,t} = \beta Y_{1,t} + e_t$, $t = 1, 2, 3, \dots, n$ regresyon denkleminde elde edilen artıklar dizisi durağan ise dizi eşbütünleşiktir. Bu tahmin edicinin asimtotik özellikleri Engle ve Granger, Stock ve Watson tarafından incelenmiştir. Bu yöntem literatürde Engle ve Granger metodu olarak bilinmektedir. $Y_{2,t}$ dizisinin $Y_{1,t}$ üzerine regresyonundan β 'nin EKK tahmin edicisi,

$$\hat{\beta}_n = \frac{\sum_{t=1}^n Y_{2,t} Y_{1,t}}{\sum_{t=1}^n Y_{1,t}^2} \quad (3.27)$$

olmak üzere,

$$\frac{1}{n^2} \sum_{t=1}^n Y_{2,t} Y_{1,t} = a_{21} a_{11} \sum_{t=1}^n U_t^2 + O_p(1/\sqrt{n}) \text{ ve } \frac{1}{n^2} \sum_{t=1}^n Y_{1,t}^2 = a_{11}^2 \sum_{t=1}^n U_t^2 + O_p(1/\sqrt{n}) \text{ dir.}$$

Buradan da,

$$\hat{\beta}_n = \frac{\sum_{t=1}^n Y_{2,t} Y_{1,t}}{\sum_{t=1}^n Y_{1,t}^2} \frac{a_{21}}{a_{11}} + O_p(1/\sqrt{n}) \quad (3.28)$$

bulunur. Eğer $O_p(1/\sqrt{n})$ terimi ihmal edilirse

$$\begin{aligned}
Z_t &= Y_{2,t} - \hat{\beta}_n Y_{1,t} \\
&= (a_{21}U_t + a_{22}S_t) - \frac{a_{21}}{a_{11}}(a_{11}U_t + a_{12}S_t) \\
&= C S_t
\end{aligned}$$

durağan yapısı elde edilir. Böylece regresyon, eşbütünleşme vektörünü bulmakta olup, bu vektör,

$$(1 - \hat{\beta}_n)' \quad (3.29)$$

olarak yazılabilir. Burada, gecikme (lag) sayısı pek önemli değildir. Ayrıca, Engle ve Granger, herhangi bir dizinin eşbütünleşik olup olmadığını test etmek için Durbin-Watson test istatistiğine dayalı bir test de geliştirmişlerdir. Bu test, Genişletilmiş Dickey Fuller (Augmented Dickey-Fuller: ADF) testine yakın sonuçlar vermektedir. Buradan, verilen herhangi iki dizinin kanonik formu,

$$Z_{1,t} = Z_{1,t-1} + \eta_{1,t} \quad (3.30)$$

$$Z_{2,t} = \rho Z_{2,t-1} + \eta_{2,t} \quad (3.31)$$

şeklinde olmak üzere, eğer $\rho = 1$ ise iki boyutlu dizi iki birim köklü bir zaman dizisi olup, hiçbir eşbütünleşme ilişkisi yoktur. Böylece, elde edilen artıklar dizisinin birim köklü olup olmadığı Genişletilmiş Dickey Fuller yöntemiyle test edildiğinde, eğer artıklar dizisi birim köklü ise dizi eşbütünleşik değildir ve eğer birim kök hipotezi ret edilirse dizi eşbütünleşiktir ve eşbütünleşme vektörü Eş. 3.29'da verilen vektördür. Bunun için uygulamada kullanılan kritik değerler $n = 100$ ve $p = 4$ olmak üzere; E-G'nin değerleri: 0,01 için, -3,77; 0,05 için, -3,17; 0,10 için, -2,84 ve D-F değerleri: 0,01 için, -3,51; 0,05 için -2,89; 0,10 için, -2,58 olarak verilmiştir [Engle ve Granger, 1987; Stock ve Watson, 1993; Akdi, 2003].

4. KAYITDIŐI EKONOMİ

4.1. Kayıtdıőı Ekonominin Tanımı

Kayıtdıőı ekonominin, gayri safi milli hasıla (GSMH) hesaplarını elde etmek için kullanılan alışıla gelmiş istatistiksel yöntemlere göre tahmin edilmesi zor olan, gelir getirici ekonomik faaliyetlerin tümü olarak ifade edilmesi mümkündür [Çiloğlu, 1998]. Başka bir tanıma göre, fiilen gerçekleşmiş olmasına rağmen kaydı tutulmayarak, kamu idaresinin denetimi dışında kalan her türlü ekonomik işlem ve faaliyet, kayıtdıőı ekonominin tanımı olarak nitelendirilebilmektedir [Sarılı, 2002]. Kısaca, ulusal gelir hesaplarına kayıtlı olmayan faaliyetler, kayıtdıőı ekonomiyi teşkil eder [Us, 2004].

Kayıtdıőı ekonomi, yasadıőı ekonomik faaliyetleri olduđu kadar, yasal olup da kayıtlara yansımayan ekonomik faaliyetleri de içermektedir [Gümüş, 2000]. Bundan dolayı, kayıtdıőı ekonomi kavramını incelemeye, kayıtdıőılığa konu olan faaliyetin yasal ya da yasadıőı olması durumu ön plana çıkmaktadır. Bu noktadan hareketle, kayıtdıőı ekonomiyi yeraltı ekonomisi ve enformel ekonomi olarak ikiye ayırmak mümkündür. Yeraltı ekonomisi, kayıt altına alınmamış yasadıőı ekonomik faaliyetlerden oluşmaktadır. Enformel ekonomi ise yasal olmakla beraber kayıtdıőı olan ekonomik faaliyetleri belirtmektedir [Us, 2004]. Suç ekonomisi olarak da nitelendirilebilecek yeraltı ekonomisi, kayıtdıőı ekonominin incelenmesinde esas olan vergi tabanının doğru olarak belirlenmesine ilişkin çalışmalarda yer almamaktadır [Toptaş, 1998; Us, 2004]. Kayıtdıőı ekonomi kavramı içerisinde yer almakla birlikte kayıtdıőında kalmış tüm faaliyetleri kastetmek amacına yönelik olarak kullanılan enformel ekonomi, çalışma konusunu oluşturan kayıtdıőılığa karşılık gelmektedir. Bir başka deyişle, bu çalışmada bahsedilecek olan kayıtdıőı kalan ekonomik faaliyetler, yasal olup, miktarlarına ilişkin resmi veri mevcut olmayanlardan yani enformel ekonomiden oluşmaktadır [Us, 2004].

4.2. Kayıtdışı Ekonominin Nedenleri

Kayıtdışı ekonominin pek çok nedeni bulunmaktadır. Bunlardan bazıları, mali, ekonomik, politik, sosyal, psikolojik ve hukuki nedenler olarak sayılabilir. Ülkenin ekonomik sistemi ve yapısal özelliklerinin kayıtdışılığı oluşturmada rol oynadığı söylenebilir. Özellikle istihdam açısından bakıldığında, ekonomide küçük işletmelerin yaygınlığı ile tarım ve hizmet sektörüne dayalı faaliyetlerin ağırlıkta olması kayıtdışılığa yol açan önemli faktörlerdir. Ekonominin az gelişmişliği, yüksek enflasyon, ekonomi politikaları, istikrarsızlık, krizler, işsizlik, çarpık kentleşme, kayıtlı ekonomide istihdam ve gelir imkanlarının kısıtlı ve yüksek maliyetli olması, kayıtdışılığı etkileyen unsurlar olarak ortaya çıkmaktadır [Us, 2004].

Takip edilemeyen kamu alacakları, istisna ve muafiyetler, defter tutma hadleri, sosyal güvenlik kesintilerinin yüksekliği, fason üretim yapan işletmeler, gelir dağılımının dengesizliği ve yoksulluk diğer kayıtdışı faaliyet unsurları olarak sıralanabilir [Fleming ve ark., 2000].

Vergiye karşı direnç, kayıtdışılığa neden olan bir diğer faktördür. Hatalı veya eksik diye nitelendirilebilecek ekonomik ve mali politikalar uygulanması sonucunda vergi gelirlerinin etkin kullanılmadığı şeklinde oluşan düşünce, mükelleflerin vergi ödemeye karşı direncini arttırmaktadır. Ülkemizde, af kanunları ıslah edici olmaktan çıkmış, vergi kaçakçılığını ve kayıtdışı ekonomiyi özendirici bir duruma getirmiştir. Bu durumun ortaya çıkmasında denetim eksikliğinin rolü büyüktür [Akbulak ve Tahtakılıç, 2003].

Kayıtdışı ekonomik faaliyetlere neden oluşturan bir başka unsur ise yasal düzenlemelerin getirdiği vergi dışı mali yüklerdir. Sosyal güvenlik primleri, iş ve işçi sağlığı ile ilgili yasal düzenlemeler, çevrenin korunması için alınması gereken önlemler, işveren için maliyet yükseltici nitelikte olup kayıtdışılığını teşvik etmektedir. Yasal düzenlemeler, rekabetçi piyasa koşulları altında çalışmak zorunda olan işletmelere ilave mali yükler getirmekte; maliyet unsurunu ön planda tutan işletmeler ise söz konusu yasal düzenlemelere tabi olmamak için kayıtdışı çalışmayı tercih

edebilmektedir. Özetle, kayıtdışı ekonominin oluşmasında, yüksek enflasyon ve ağır vergi yüküyle karşı karşıya kalan düşük gelirli kesimin, rekabetçi piyasa koşullarında, karmaşık yasal düzenlemelere tabi olamama isteği söz konusudur. İşçi-işveren ilişkisinde, gerek işçi gerekse işveren kayıtdışı istihdamı tercih ederken, alıcı-satıcı ilişkisinde gerek alıcı ve gerekse satıcı açısından kayıtdışı faaliyette bulunmak, mevcut koşullar içerisinde kayıtdışı bir duruma dönüşmektedir [Us, 2004].

4.3. Kayıtdışı Ekonominin Etkileri

Kayıtdışı ekonominin, kayıtlı ekonomi üzerine pek çok olumlu ve olumsuz etkileri olduğu söylenebilir. Kayıtdışı ekonomik faaliyetlerde bulunmanın düşük maliyet içerdiği piyasa yapısında, kayıtdışı ekonominin GSMH üzerinde artıran etki gösterdiğini söylemek mümkündür. Bu nedenle genişleyici mali politikaların gerek resmi gerekse resmi olmayan ekonomi üzerinde olumlu etkileri bulunmaktadır [Adam ve Ginsburg, 1985].

Diğer taraftan, kayıtdışı ekonominin en önemli olumsuz etkilerinden biri, devletin temel gelir kaynağı olan vergi gelirlerini azaltmasıdır. Ekonomik faaliyetlerin kayıtdışı bırakılması, vergilerin eksik ya da hiç ödenmemesine neden olmakta ve devletin vergi gelirleri azalmaktadır. Bundan dolayı borçlanma yoluna gidilmekte ve faiz oranlarında yükseliş yaşanmaktadır. Böylece, faizlerdeki artışlar ise yatırımları azaltmakta, gerek milli gelirin gerekse istihdamın olumsuz etkilemesine sebep olmaktadır. Kayıtdışı ekonominin bir başka olumsuz etkisi ise resmi rakamlara yansımayan ekonomik faaliyetlerin ekonomi politikasının belirlenmesinde yanıltıcı olabileceğidir. Kayıtlı ekonominin göstergeleri olan resmi rakamların ülkede gerçekte üretilmekte olan mal ve hizmetlerin toplam değerini yansıtmadığı durumlarda uygulanacak politikalar yeterince etkin olmamaktadır [Us, 2004].

Kayıtdışı ekonominin bu tür olumsuz etkilerinin aksine olumlu etkilerinin de olduğu iddia edilmektedir. Vergi gelirlerinin devlet tarafından etkin kullanılamaması dolayısıyla, özel kesim tarafından devletten kaçırılan kaynaklar daha etkin

kullanılabilmektedir. Bu çerçevede, kayıtdışı sektör, ekonomiye bir dinamizm ve girişimcilik ruhu kazandırabilir. Yeni piyasaların oluşmasına, finansal kaynakların ve girişimciliğin artmasına yol açabilir [Işık ve Acar 2003].

Kısaca, kayıtdışı ekonominin ancak kısa vadeli olarak nitelendirilebilecek olumlu etkileri olduğu unutulmamalıdır. Gerek kısa dönem gerekse uzun dönemde kayıtdışı ekonominin kayıtlı ekonomi üzerinde genelde olumsuz etkileri olduğu görülmektedir. Vergi kaybına yol açması, dolayısıyla devleti gelir kaybını telafi edici tedbirlere zorlaması kayıtdışı ekonominin en olumsuz etkilerinden biridir. Vergi artışı ve borçlanma ileriki dönemde kayıtdışı ekonomik faaliyetlere zemin hazırlamakta olup, bu özellikleri nedeniyle ekonomiyi kısır bir döngü içerisine sürüklemektedir [Us, 2004].

4.4. Kayıtdışı Ekonomiyi Ölçme Yöntemleri

Kayıtdışı ekonomiyi ölçme yöntemleri genel olarak, doğrudan, dolaylı ve karma yöntemler olarak ifade edilmektedir. Doğrudan ölçme yöntemlerinin esasını, kayıtdışı ekonominin tahmininde anket uygulamalarının kullanılması oluşturmaktadır. Adı geçen anketler, hane halkı anketleri, işyeri anketleri, vergi anketleri, zaman kullanım anketleri gibi anketlerdir. Farklı dolaylı ölçme yöntemleri mevcuttur. GSMH büyüklüklerinin karşılaştırılması, istihdam yaklaşımı, vergi incelemesi yoluyla kayıtdışı ekonominin tespiti, parasalcı yaklaşım gibi yöntemlerden oluşan kayıtdışı ekonomiyi dolaylı yoldan ölçmeye yönelik bu yöntemlerin yanı sıra, karma yöntem ile kayıtdışı ekonominin büyüklüğü elektrik üretimi, inşaat sektöründeki gelişmeler, çimento üretimi ve benzeri veriler yoluyla ölçülmeye çalışılmaktadır [Us, 2004].

4.4.1. Kayıtdışı ekonomiyi doğrudan ölçme yöntemleri

Bu yöntemde, anket çalışması yapılarak kayıtdışı ekonominin büyüklüğü tahmin edilmeye çalışılmaktadır. Yapılan anketlerde, kişi ve kuruluşlara kayıtdışı faaliyette bulunup bulunmadıkları veya faaliyetlerinin ne kadarını kayıtlara yansıtmadıkları

gibi sorular sorularak, kayıtdışı ekonominin büyüklüğünün hesaplanabilmesi için gerekli veriler toplanmaktadır. Anket çalışması sonuçlarının gerçeğe yakın çıkması için, anket sorularının titizlikle hazırlanması ve anketin uygulanacağı kişi ve kuruluşların anketin güvenilirliğini sağlayacak sayıda ve rasgele belirlenmesi, ankete katılanların isimlerinin ankette yer almaması gerekir. Ancak kayıtdışı faaliyetlerinin önemli bir kısmı yasalara aykırı olması, kişi ve kuruluşların bu tür faaliyetleri ile ilgili bilgileri gizleme eğiliminde olması bu yöntemin güvenilirliğini zayıflatır. Doğrudan ölçme yöntemlerinin temelini, kayıtdışı ekonominin büyüklüğünün anket uygulamalarıyla tahmin edilmesi oluşturmaktadır. Bu yöntemle kayıtdışı ekonominin büyüklüğü hakkında ayrıntılı veri toplamak mümkün olmaktadır.

Kayıtdışı ekonomiyi anketlerle doğrudan ölçme yönteminin güvenilirliği yanıltıcı olabilmektedir. Kayıtdışı faaliyetlerin önemli bir kısmının yasa dışı olması, kişi ve kuruluşların bu tür faaliyetleriyle ilgili bilgileri gizleme eğiliminde olması sonucunu da beraberinde getirmektedir. Bundan dolayı, mikro yaklaşım olarak da adlandırılan doğrudan yaklaşım yönteminde, sorulara verilen cevapların doğruluğu oranında kayıtdışı ekonominin büyüklüğüne ilişkin bir veriye ulaşmak mümkün olabilmektedir [Temel ve ark., 1994].

4.4.2. Kayıtdışı ekonomiyi dolaylı yoldan ölçme yöntemleri

Kayıtdışı ekonomiyi ölçmede çoğunlukla dolaylı yoldan ölçme yöntemleri kullanılır. Bunlar; GSMH yaklaşımı, vergi incelemeleri yoluyla ölçme yaklaşımı, istihdam yaklaşımı, elektrik üretimi yaklaşımı ve parasalcı yaklaşımdır.

GSMH yaklaşımı

GSMH hesaplamalarında, üretim, gelir ve harcama yöntemleri olmak üzere üç farklı yöntem kullanılmaktadır. Kayıtdışı ekonomi olmayacağı varsayımı altında, her üç yöntemle göre hesaplanan GSMH değerlerinin aynı olması gerekmektedir [Us, 2004]. Ancak, kayıtdışı ekonomi söz konusu olduğunda, harcamalar yöntemi ile hesaplanan GSMH değerinin, diğer yöntemler yoluyla hesaplanan GSMH değerinden daha

büyük çıkması beklenmelidir. Bu nedenle, farklı yöntemlerle hesaplanan GSMH değerleri arasındaki farkların kayıtdışı ekonomi büyüklüğüne ilişkin veri teşkil ettiği düşünülmektedir. Diğer taraftan, söz konusu farklar, istatistikçiler tarafından istatistiksel hata olarak giderilmekte ve bu nedenle GSMH yaklaşımı ile kayıtdışı ekonominin büyüklüğüne ilişkin sağlıklı rakamlara ulaşmak mümkün olmamaktadır [Temel ve ark., 1994].

Vergi incelemeleri yoluyla ölçme yaklaşımı

Vergi incelemeleri yoluyla mükelleflerin beyan etmedikleri gelirler tespit edilerek ortaya çıkan matrah farklılıklarından kayıtdışı ekonominin büyüklüğü tahmin edilmeye çalışılmaktadır. Mükellefler bazen kazançlarını bilerek veya bilmeyerek olduğundan daha az beyan ederler. Vergi incelemelerinde mükelleflerin beyan ettikleri kazançlar incelenir ve eksiklik varsa matrah farkları bulunur. Bu matrah farklılıklarının istatistiksel yöntemlerle ekonominin geneline uygulanması ile, kayıtdışı ekonominin büyüklüğü tahmin edilmeye çalışılabilir [Ergenoğlu, 1998].

İstihdam yaklaşımı

İstihdam yaklaşımına göre, nüfusun, sivil işgücü arzının ve istihdamın zaman içindeki gelişimi incelenerek kayıtdışı ekonominin büyüklüğü tahmin edilmeye çalışılmaktadır. Ekonomide kayıtdışı faaliyetler olmadığı varsayımı altında sivil işgücü arzının toplam nüfusa oranıyla, istihdamın toplam nüfusa oranının zaman içerisinde benzer gelişme göstermesi beklenmektedir. Sivil işgücünün toplam nüfusa oranı belirli seviyede kalırken, istihdamın toplam nüfusa oranının düşmesi, toplam istihdam içinde kayıtdışı istihdamın payının artmasını ifade eder ve bu da kayıtdışı ekonominin büyüklüğü hakkında bilgi verir. Bu yaklaşımın en zayıf tarafı, hesaplamanın yapıldığı dönemin sosyal gelişmelerini ve kayıtdışı olarak ikinci bir işte çalışanları dikkate almamasıdır [Özsoylu, 1993; Us, 2004; Ergenoğlu, 1998].

Elektrik üretimi yaklaşımı

Kayıtdışı ekonominin büyüklüğünü ölçmede dolaylı yöntemlerden biri de elektrik üretimi yaklaşımıdır. Buna göre, elektrik tüketiminin ekonomik faaliyetlerle birebir ilişkili olduğu varsayılmakta; yani, elektrik tüketimi verilerine dayanılarak hesaplanan ekonomik faaliyetlerle, gerçekleşen ekonomik faaliyetler arasındaki farkın kayıtdışı ekonomik faaliyetlerin büyüklüğünü yansıttığı düşünülmektedir. Türkiye ekonomisinde kayıtdışı ekonominin büyüklüğünü ölçmek amacıyla elektrik tüketimi yaklaşımı yerine, elektrik tüketiminin kaçak olabileceği göz önünde bulundurularak, elektrik üretimi verilerinin kullanılması daha uygundur. Elektrik üretimi yaklaşımında, basit elektrik üretimi yaklaşımı, değiştirilmiş elektrik üretimi yaklaşımı ve karma elektrik üretimi yaklaşımı olmak üzere üç yöntem mevcuttur [Us, 2004].

Parasalıcı yaklaşım

Parasalıcı yaklaşımda, parasal istatistikler kullanılarak kayıtdışı ekonominin boyutları belirlenmektedir. Bu yaklaşım, sabit oran yaklaşımı, işlem hacmi yaklaşımı ve ekonometrik yaklaşım başlıkları altında incelenmektedir [Us, 2004].

Sabit oran[emisyon hacmi] yaklaşımı

Sabit oran yaklaşımında kayıtdışı ekonominin büyüklüğünü belirlemek için para piyasalarındaki hareketler izlenmekte ve gizli ekonomik faaliyetlerde ödemelerin genel olarak nakit yapıldığı, çek senet gibi ödeme araçlarının kullanılmadığı varsayılmaktadır. Ayrıca, ekonomide kayıtdışı faaliyetlerin olmadığı dönemlerde, sürüm hacminin mevduata oranının sabit kalacağı varsayılmakta ve bu oranın zaman içinde artması, paraya olan talebin arttığını ve dolayısıyla kayıtdışı ekonominin de arttığını göstermektedir [Cagan, 1958]. Bu yaklaşımın zayıf yönü, kayıtdışı ekonomik faaliyetlerde ödeme aracının peşin para olduğunu ve paranın dolaşım hızının kayıtlı ve kayıtdışı ekonomide aynı olduğunu kabul etmesidir [Us, 2004].

İşlem hacmi yaklaşımı

Bu yaklaşımda, Fisher'in miktar teorisi eşitliği kullanılmaktadır [Feige, 1979]. Buna göre ülkede üretilen toplam mal ve hizmetlerin piyasa değeri, para arzının, paranın dolaşım hızıyla çarpımına eşittir. Adı geçen yaklaşımda, işlem hacmi ile GSMH arasındaki ilişki uzun vadede sabittir. Bu nedenle, belirli bir dönemde para arzı ile paranın dolaşım hızının çarpımının belirlediği GSMH ile istatistiklerle açıklanan GSMH arasındaki fark, kayıtdışı ekonominin büyüklüğünü göstermektedir. Bu yaklaşımın zayıf yönü, para dolaşım hızının kayıtlı ve kayıtdışı ekonomide aynı ve dolaşım hızının sabit olduğunu varsaymasıdır [Us, 2004].

Ekonometrik yaklaşım

Ekonometrik yaklaşımda, nakit para talebi ekonometrik bir denklem ile tahmin edilmeye çalışılmaktadır [Tanzi, 1983]. Diğer parasal yaklaşımlarda olduğu gibi, bu yaklaşımda da varsayım; kayıtdışı ekonomilerde işlemlerin nakit para ile yapıldığı ve paranın dolaşım hızının kayıtlı ve kayıtdışı ekonomide aynı olduğudur [Us, 2004]. Söz konusu yaklaşıma göre kayıtdışı ekonominin en önemli nedeni yüksek vergi oranlarıdır. Nakit para talepleri, vergilerin uygulandığı ve uygulanmadığı durumlarda ayrı ayrı hesaplanmakta ve bu rakamlar arasındaki fark kayıtdışı ekonomi ile ilgili nakit para seviyesi tespit edilmektedir. Paranın dolaşım hızı da analize dahil edilerek kayıtdışı ekonominin büyüklüğü tahmin edilmeye çalışılmaktadır [Aktürk, 2003].

4.5. Dünyada Kayıtdışı Ekonomi Kavramı

4.5.1. Gelişmiş ülkelerde kayıtdışı ekonomi

ABD'de kayıtdışı ekonomi

ABD'de kayıtdışı ekonomik faaliyetler tamamen yasadışı organize suçlar ile vergi idaresinden gelir gizlemeye yönelik faaliyetler olmak üzere iki grupta ele alınabilir. Tamamı yasadışı yollardan elde edilen gelirler, organize suçlarla ilgilidir. Yasadışı

yollardan gelir elde edenler, IRS [Internal Revenue Service] adı verilen Amerikan vergi servisinden kaçmak için bu parayı yurt içi ve yurt dışında çok farklı yöntemlerle aklamaya çalışmaktadırlar [Koşar, 1996].

ABD’de her eyalet, yerel vergi oranları üzerinde bağımsız olarak değişiklik yapabilmenin yanında ulusal alanda bazı sınırlamalara sahiptir. Özellikle yüksek oranlı vergiler ve sosyal güvenlik kesintileri, bireyleri gelirlerinin bir bölümünü saklı tutmaya zorlamaktadır. IRS’nin hesaplamalarına göre ABD’de kayıtdışı ekonominin GSMH içinde oranı %8 civarındadır. Amerikan ekonomisindeki canlılık, istihdam oranlarının yüksek gerçekleşmesine ve kalifiye işgücü gerektirmeyen iş kollarında kayıtdışı olarak düşük ücretli göçmen işçi çalıştırma oranının artmasına yol açmıştır. [Welles, 1994].

ABD’de son yıllarda bilgisayar yazılımı sektöründe geleneksel ofis ortamında çalışma azalmakta, evde çalışma şekli bireyler arasında hızla artmaktadır. Bu durum bireyleri ekonomik hayatta kayıtdışı olarak çalışmaya teşvik etmektedir. Çünkü bireylerin IRS tarafından denetlenmesi bu sistemde daha zor olabilmektedir. Bireylerin etnik kökeni ile kayıtdışılık arasındaki ilişkiyi ölçmeye yönelik çalışmalarda, bazı ırklara mensup kişilerin, diğerlerine oranla daha fazla kayıtdışı ekonomik faaliyetlerde bulundukları gözlemlenmiştir. Örneğin Latin Amerika ülkelerinden gelen göçmenlerin topluluk içinde ekonomik davranışları kolektif bir yapıda olmakta ve resmi kayıtlara girmemektedir [İkiz, 2000].

Kanada’da kayıtdışı ekonomi

1976’dan 1990’a kadar geçen 15 yıllık dönemde Kanada’da kayıtdışı ekonomi oranlarında ciddi bir yükselme gözlenmiştir. Bu yükselişin nedenleri; vergi oranları, işsizlik, ikinci işte çalışma, nüfus dağılımındaki farklılıklar, göç, mal ve hizmetler üzerindeki vergilerdir. Kayıtdışı ekonominin bu şekilde toplam ekonomik faaliyetler içinde önemli bir orana yükselmesi; kayıtlı sektörden elde edilen gelir üzerine, kayıpları önlemek amacıyla daha yüksek vergi oranlarının uygulanması, kayıtdışı sektörden elde edilen gelirin yine bu sektör sektörde dağılıyor olmasından dolayı,

devletin gelirlerindeki azalmanın yıldan yıla artması ve sonuç olarak bütçe açıkları ile karşılaşılması durumu oluşmuştur [Mirus ve Roger, 1994; Özer, 1998].

Vergi oranlarının yükselmesi sonucu artıştan zarar görenler, kayıtlı sektör çalışanları da dâhil olmak üzere, kayıtdışı sektörde istihdam imkanları aramaya başlamışlardır [Mallet, 1994; Aktürk 2003]. Bu nedenle hükümet; vergi reformu yapılması, vergi dağılımında adaletin sağlanması, yasadışı faaliyetler konusunda takiplerin sonuçlandırılmasının gerekliliği, cezaların sertleştirilerek yaptırımların artması konularında ciddi önlemler alma gereği duymuştur [Spiro, 1996; Özer, 1998].

İngiltere’de kayıtdışı ekonomi

İngiltere’de vergi denetimlerini Inland Revenue [IR] adlı kuruluş yapmaktadır. Adı geçen kuruluş 1983’te vergi konusunda pilot bir çalışma yapmış ve IR’nin yeni uygulamaları hayata geçirerek, beyan edilmemiş gelir üzerinden yaklaşık 20 milyon dolarlık vergi tahsil etmiştir. İngiltere’de IR elemanları geniş yetkilerle donatılmış ve denetim elemanlarına bu konuda yeni taktik ve yöntem eğitimleri verilmiştir. İngiltere örneğinden anlaşıldığı gibi vergi teşkilatının modernizasyonu, eleman sayısı ve elemanların eğitiminin belirli bir düzeye çıkarılması kayıtdışılığın önlenmesinde çok önemlidir [Fidan, 2000].

İtalya’da kayıtdışı ekonomi

İtalya, suç sektörünün burada doğmuş olması ve tüm dünyaya, özellikle de ABD’ye suç sektörünün yayılmasının kaynağı olmasından dolayı dikkat çekmektedir. 1970 yılından itibaren, kayıtdışı ekonomi İtalya’nın bir gerçeği haline gelmiş ve endüstrisinin merkezilikten arındırılması, ev işçiliğinin ve çocuk işçilerinin yeniden doğuşu hızlı bir şekilde İtalya’nın ekonomik hayatı içinde yerini almıştır. İtalyanlar, kayıtdışı ekonomiyle mücadele için gerekli verileri toplamaya ve değerlendirmeye, kayıtlı işgücü-istihdam verileriyle başlamışlardır. Yapılan araştırmalar, kayıtlı olmayan işlerin büyük bir bölümünün, hükümet araştırmaları karşısında kendilerini işsiz olarak tanıtan kadınlar tarafından yapıldığını göstermiştir. Bu eşlerinin almakta

olduğu aile yardımı ödeneğinin kesilmesini istememelerinden kaynaklanmaktadır. Buna ek olarak, İtalya’da görülen bir diğer kayıtdışı istihdam türü de gece işçiliğidir. Gündüz farklı yerde çalışanların, gece çalıştıklarını beyan etmemesi ve gece elde edilen gelirin yüksek olması sebebiyle çalışanlara cazip gelmesi kayıtdışı ekonomide artışı etkilemektedir [Camdessus,1998; Özer, 1998].

İspanya’da kayıtdışı ekonomi

İspanya’da, işsizlik oranının büyümesi, katı yasal düzenlemeler ve artan oranlı vergiler nedeniyle 1970’li yıllardan itibaren kayıtdışı ekonomi problemi baş göstermeye başlamıştır. Bu artış, hükümetin de dikkatini çekmiş ve yapılan çalışmalar sonucunda bu dönemde kayıtdışı ekonominin, GSMH’nın %10’u ile %15’i arasında değiştiği görülmüştür. Yapılan bir başka çalışmada da aktif işgücü nüfusunun %18-20’sinin kayıtdışı sektörde istihdam edildiği belirlenmiştir [Özer, 1998].

İspanya AB ülkesi olmasına rağmen kayıtdışı ekonomik faaliyetlerin yoğun olduğu ülkelerden birisidir. İspanya’da kayıtdışı ekonomi, AB üyeliğinden sonra yapılması zorunlu reformlar sebebi ile azaltılmaya çalışılmıştır. Benton, İspanya’daki kayıtdışı sektörü inceleyen çalışmasında kayıtdışı ekonomik faaliyetlerde bulunan endüstriyel işletmeleri *görünmeyen fabrikalar* olarak tanımlamıştır [Benton, 1990].

İspanya’da kayıtdışı ekonomik faaliyetlerin demokratikleşmede öncelik sağladığı belirtilmektedir. Bu kısa dönemde demokratik açılımların yapılmasını sağlayarak daha demokratik bir sistem getirse de uzun dönemde merkezden kopmalar yaşanabilecektir. İspanya’da demokrasi sürecinin kesintiye uğramasında önemli etkenlerin başında bazı ekonomistlere göre kayıtdışı ekonomi gelmektedir [İkiz, 2000].

Diğer Avrupa ülkeleri ve bazı gelişmiş ülkelerde kayıtdışı ekonomi

Avrupa Komisyonu’nun hazırladığı raporda 1998 yılı için Avrupa’da, yasal fakat beyan edilmemiş işlerin ve bu işlerden elde edilen gelirin GSMH’nın %15’ine

yaklaştığı tespit edilmiştir. Komisyon; İtalya, İspanya ve Yunanistan'ın mevcut kayıtdışı ekonomileriyle AB bütçesini sürekli kemiren ülkeler olduğunu ve bunun engellenmesi için kesinlikle düzenleme yapılması gerektiğini vurgulamıştır. Ülkeler açısından durum tek tek incelendiğinde farklı problemler olduğu görülmektedir. Örneğin Fransa'da bir şirketin kayıtlı işçi çalıştırma maliyeti çok yüksek olduğundan burada kayıtdışı istihdam son derece önemli bir boyuttadır. Şirketlerin kayıtlı bir işçi çalıştırmasının maliyeti; kayıtlı işçiye ödenen yasal primler, yardımlar, sosyal güvenlik vergileri, hatta kimi şirketlerin işçilerine özel sigorta yaptırma zorunluluğu nedeniyle, kayıtdışı çalışan bir işçinin aldığı ücretin üç katına çıkmaktadır. Bir grup kayıtdışı ekonominin olumsuzluklarından bahsederken bir diğer grup da rekabeti hızlandırıcı etkisi üzerinde durmuştur. Yapılan bu araştırmalar sonucunda varılan nokta, Avrupa Hükümetlerinin sıkıntı yaratan politikaları olmasa kayıtdışı ekonominin bu kadar artmayacağı gerçeğidir [Özer, 1998].

4.5.2. Gelişmekte olan ve az gelişmiş ülkelerde kayıtdışı ekonomi

Rusya'da kayıtdışı ekonomi

Rusya kayıtdışı ekonomik faaliyetlerin gözlemlenmesi açısından oldukça önemli bir ülkedir. 1998 yılı için tahmini GSMH'nın yaklaşık 568 milyar dolar olduğu Rusya'da, bu rakamın daha yüksek olduğu ifade edilmektedir. Rusya'da kayıtdışı ekonomi en az %50 boyutundadır. Vergi verme alışkanlığı olmayan bir toplumdan kısa zaman içinde ortaya çıkan sistem dönüşümü sebebi ile vergi istenmeye başlanmasının hem kişisel gelirlerin düşüklüğü hem de ağır vergiler sebebiyle bireyleri kayıtdışı çalışmaya ittiği belirlenmiştir [Kolesnikova, 1998].

Doğal kaynaklar açısından zengin olan Rusya'da maden ve petrol ürünlerinin ticareti çoğunlukla kayıtdışı olarak yapılmaktadır. 1998 yılında oluşan ekonomik kriz sonrası petrol fiyatlarındaki düşme ve IMF kredilerindeki azalma Rus ekonomisinin iç ve dış dengelerini olumsuz etkilemiştir. Merkez bankasının para istikrarını sağlamak için ruble arzını kontrol altında tutması ve pazar mekanizmasının yeterince işlememesi,

Rusya'nın birçok bölgesinde fabrikalarda yapılan üretimin doğrudan takas yoluyla değişime tabi tutulmasını zorunlu kılmıştır. Fakat takas şeklinde yapılan ticaret tamamıyla kayıtdışı kalarak devletin vergilerini olumsuz etkilemekte ve Rus ekonomisi için yapılan makro ekonomik değerlendirmelerin yanlış sonuçlar vermesine yol açmaktadır [İkiz, 2000].

Brezilya'da kayıtdışı ekonomi

Ülke nüfusunun üçte birinin uluslar arası göstergelere göre fakirlik sınırının altında bulunduğu Brezilya'da kayıtdışı ekonomi daha çok vergi idaresine ve tarım sektörüne bağlıdır. Brezilya'da kayıtdışı sektörü inceleyen çalışmalarda en önemli sorunlar, resmi istatistiklerin eski olması ve son nüfus sayımının 1980 'de yapılmış olmasına bağlanmaktadır. Genelde herhangi bir sosyal güvence ve kayda bağlı olmadan çalışan bu grup, şehirlerde sokak satıcıları ve bunun gibi kayıtdışı işlerde çalışanlardan oluşmaktadır. Yapılan çeşitli araştırmalarda eğitim düzeyi, cinsiyet ve ırk ile kayıtdışı ekonomik faaliyetler arasındaki ilişkiler araştırılmış ve kadınlarda kayıtdışı sektörde istihdamın daha fazla olduğu, - bunun yanı sıra eğitim düzeylerindeki artışla birlikte kayıtdışı istihdamın azaldığı gözlemlenmiştir [İkiz, 2000].

Hindistan'da kayıtdışı ekonomi

Hindistan'daki kayıtdışı gelirin sadece kısıtlı bir bölümü suç sektörü kapsamına giren cezai faaliyetlerden karşılanmaktadır. Büyük bir bölümü ise, çok yaygın olan karaborsadan ve yasal faaliyetler sonucu elde edilen gelirin düşük beyan edilmesinden kaynaklanan kayıplardan oluşmaktadır. Hükümetler senelerce vergi kaçırıcılara karşı verdikleri mücadelede birikmiş yeraltı parasını kayıtlı sektöre kazandırmak için çaba göstermişlerdir. Bu amaçlar paralelinde vergi afları çıkartılmış, hatta vergi kaçırıcılara, hükümet tarafından dağıtılan özel bir tahvil satın alma izni verilmiştir. Fakat vergi kaçırıcıların, hükümetler tarafından ciddi bir şekilde

cezalandırılmaması sebebiyle kayıtdışı ekonomiyi azaltma çabalarında başarılı olamamışlardır [Ekin, 1995].

Diğer üçüncü dünya ülkelerinde kayıtdışı ekonomi

Peru'da kayıtdışı ekonomi, işportacılık üzerine yoğunlaşmıştır. Ayrıca, Latin Amerika ülkelerinde sıklıkla görülen yasadışı faaliyetlerden elde edilen gelir şeklinde de kendini göstermektedir. Yapılan araştırmalarda kayıtdışı ekonominin, yıllık ortalama, GSMH'nın %40'ı kadar olduğu anlaşılmıştır. Ayrıca kayıtdışı istihdamın da aktif çalışan nüfusun %48'i kadar olduğu belirlenmiştir. *Peru*'da bu kadar yüksek oranda kayıtdışı ekonominin varlığının nedeni, ülkedeki yasal kurumların yetersizliğinden ve kayıtlı sektörde işçi istihdam etmenin maliyetinin çok yüksek olmasından kaynaklanmaktadır [Pozo, 1996; Özer, 1998].

Tayvan'da kayıtdışı ekonomiyle mücadele etme çabası içinde olan ülkelerin başında gelmektedir. Toplam ekonomik faaliyetler içinde, yaklaşık %35-40'ı oranında bir kayıtdışı ekonomiye sahip olan *Tayvan*'da, bu sektör kendini en çok marka hırsızlığı sayesinde kazanılan yasadışı gelir, işportacılık veya seyyar satıcılık ve uyuşturucu kaçakçılığı şeklinde göstermektedir. Bunlar dışında; vergi kaçakçılığı, rüşvet gibi bir takım yolsuzluklar da olmasına rağmen daha önce sayılanlar ağırlık taşımaktadır [Wang, 1990; Özer, 1998].

Güney Kore'de birçok Asya ülkesi gibi, sosyal ve ekonomik sistemin doğal bir sonucu olarak 1990'lı yıllarda kayıtdışı ekonomiyle karşı karşıya kalmıştır. Araştırmacılar, yapılan analizler sonucunda, kayıtlı ekonominin %20'sinden fazla bir kayıtdışı ekonominin varlığını vurgulamışlardır [Clifford, 1992; Özer, 1998].

Kolombiya'da kayıtdışı sektörü kaçakçılığı ve ithalatıyla ihracatı yasaklanmış temel madde ve yasadışı ilaçlara dayanmaktadır. Son on yıl boyunca Kolombiya, özellikle Amerika pazarı için önde gelen haşhaş ve kokain tedarikçilerinden biri halini almıştır. Uyuşturucu işinde çok büyük kazancın bulunması, bu işin ülke ekonomisinin en büyük parçalarından birini oluşturmasına neden olmuştur.

Kolombiyalı iktisatçılar, uyuşturucu ticaretinin yılda yaklaşık üç milyar dolar tutarında olduğunu hesaplamışlardır. Uyuşturucu ticaretinden sağlanan gelir, ülkenin para tedarikinin yaklaşık %20'sine eşittir. Bu durum özellikle gayrimenkullerde ve inşaat sektöründe enflasyonun hızla artmasına neden olmuştur. Merkez Bankası, kredileri kısmak suretiyle fiyat artışlarını kontrol etmeye çalışmış, ancak bu yaklaşım büyük ortaklıklar dışında kalan firmaların batmasına neden olmuştur [Altuğ, 1994; Fidan, 2000].

5. TÜRKİYE’DE KAYITDIŞI EKONOMİNİN TAHMİNİ

Kayıtdışı ekonomi özellikle gelişmekte olan ülkelerde enflasyon ve bütçe açığı gibi ekonomik sorunların yoğun olduğu dönemlerde sıkça tartışılan konulardan biri haline gelmiştir. Bir ülkede önemli düzeydeki kayıtdışılığın genel ekonomiyi olumsuz etkilemesinden dolayı bu konu önem kazanmaktadır. Ülkenin refah düzeyi, istihdam, fiyatlar genel düzeyi ve gelir dağılımı konularındaki iktisadi gerçeklerin doğru saptanmaması şeklinde ortaya çıkan istatistiki kayıtdışılığın, sağlam bir ekonomiye ulaşmada olumsuz etkisi bulunabilmektedir. GSMH, istihdam ve fiyatlar gibi temel göstergelerin kayıtdışılık nedeniyle doğru olarak belirlenememesi, doğru politikalar ile gerekli önlemlerin alınıp uygulanmamasına ve kaynakların yanlış yönlendirilmesine dolayısıyla da ekonomi politikalarında başarısızlığa yol açabilmektedir. Bunun yanında, kayıtdışı ekonomi vergi sistemini ve idarenin vergi toplama gücünü azaltmakta, vergi gelirlerindeki düşme ise kamu finansman dengesini bozarak enflasyona yol açabilmektedir [Aktürk, 2003].

Bu çalışmada amaç, 1971–2004 döneminde Türkiye’de kayıtdışı ekonominin boyutlarını parasal ekonometrik tahmin yöntemiyle ortaya koymaktır. Çünkü 4.4.2 başlığında verilen yaklaşımlardan istatistiksel çalışmalara en yakınının parasalci yaklaşım içerisindeki ekonometrik yaklaşım olduğu düşünülmüştür. Türkiye’de kayıtdışı ekonomide oluşan para, Vito Tanzi tarafından geliştirilen parasal ekonometrik yaklaşım ile ölçülmüştür [Tanzi, 1983]. Tanzi’ye göre bir ülkede kayıtdışı ekonominin oluşmasının en önemli nedeni, bireylerin ekonomik faaliyetleri sonucu ortaya çıkan vergi yükümlülüklerinden kaçmak amacıyla, gerçekleştirdikleri faaliyetleri gizlemeleri ya da eksik göstermeleridir. Tanzi, parasal istatistiklerden hareketle kayıtdışı ekonomideki faaliyetlerin miktarını ölçmeye çalışırken bazı varsayımlarda bulunmuştur. Bunlar;

- i) kayıtdışı ekonomide kullanılan para sadece nakit paradır.
- ii) dolaşımdaki para, kayıtlı ve kayıtdışı ekonomide kullanılan nakit para toplamına eşittir.
- iii) paranın dolaşım hızı kayıtlı ve kayıtdışı ekonomide aynıdır.

Tanzi, vergi oranının yanı sıra bir takım sosyo-ekonomik değişkenleri de dikkate alarak, paranın dolaşım hızını tahmin etmeye çalışmıştır. Paranın dolaşım hızı, gayri safi milli hasıla'nın (*GSMH*) geniş para arzına (*M2*) oranı olarak tanımlanmıştır. Ancak genelde tasarruf amacıyla açılan ve ödemelerde kullanım imkanı kısıtlı olan vadeli mevduatları da kapsayan *M2*'ye göre hesap yapılması yanıltıcı sonuçlar verebileceğinden bu çalışmada *M2* yerine *M1* kullanılacaktır [Aktürk, 2003]. *M1* ve diğer değişkenlerle ilgili tanımlar Bölüm 5.1'de verilecektir.

Refah artışının göstergesi olarak kişi başına düşen milli gelir (*KBMG*) alınırken, fiyatlar genel düzeyini temsilen gayri safi milli hasıla deflatörü (*GSMH*), tüketici fiyat endeksini temsilen *TÜFE* (1938=100) alınmıştır. Diğer taraftan, toplam vergi gelirlerinin *GSMH*'ya oranı olarak vergi gelirleri oranı (*VGO*) kullanılmıştır.

Bu çalışmada kullanılan, dolaşımdaki para miktarı için Tanzi'nin para talebi denklemi aşağıdaki gibidir [Çetintaş ve Vergil 2003].

$$DRPM = \beta KBMG^{\beta_1} TÜFE^{\beta_2} MFO^{\beta_3} VGO^{\beta_4}$$

Bu denklemde *DRPM* dolanımdaki reel para miktarını, *KBMG* kişi başına düşen reel milli geliri, *TÜFE* tüketici fiyat endeksini, *MFO* yıllık mevduat faiz oranını ve *VGO* vergi gelirlerinin *GSMH*'ya oranını göstermektedir. Modelin logaritması alındığında denklemi $\beta_0 = e^\beta$ olmak üzere tekrar yazalım;

$$\ln(DRPM) = \beta_0 + \beta_1 \ln(KBMG) + \beta_2 \ln(TÜFE) + \beta_3 \ln(MFO) + \beta_4 \ln(VGO)$$

Dolanımdaki reel para miktarı (*DRPM*) denklemin bağımlı değişkenini, diğer taraftan kişi başına düşen reel milli gelir (*KBMG*), tüketici fiyat indeksi (*TÜFE*), yıllık mevduat faiz oranı (*MFO*) ve vergi gelirlerinin *GSMH*'ya oranı (*VGO*) denklemin bağımsız değişkenleridir. β_1 ve β_4 'ün beklenen katsayıları pozitif, β_2 ve β_3 'ün beklenen katsayıları ise negatiftir.

5.1. Değişkenler ile İlgili Bazı Kavram ve Tanımlar

Aşağıda verilen kavram ve tanımlar T.Ü.İ.K., İstatistik Göstergeler (2005) ve Keyder, Para: Teori- Politika-Uygulama (2002) kaynaklarından elde edilmiştir.

Dolaşımdaki reel para miktarı [DRPM]: Bankacılık kesimi dışındaki kesimlerce tutulan banknot ve ufaklık paralardır.

Gayri safi milli hasıla [GSMH]: Bir ekonomideki üretici birimlerin belirli bir dönemde ürettikleri çıktılardan bunların içine giren girdilerin düşülmesiyle bulunan üretim miktarının parasal ifadesidir.

Kişi başına düşen milli gelir miktarı [KBMG]: Belli bir dönemdeki milli gelir tutarının dönemdeki toplam nüfusa bölünmesiyle bulunan değerdir.

Tüketici fiyat endeksi [TÜFE]: Belirli bir dönem içinde belirli bir kitle tarafından satın alınan mal ve hizmetlerle belirlenen bir sepetin fiyat değişikliklerini zaman içinde ölçen endekse tüketici fiyat endeksi adı verilir. TÜFE, Devlet İstatistik Enstitüsü tarafından belirli bir baz yılı ve hane halkı anketleri kullanılmak suretiyle ağırlıklandırılmış olarak sepete alınan belirli mal ve hizmet sepetinin parasal değerinin baz yılına göre gösterdiği değişimi ölçmeye yarayan fiyat endeksidir.

Mevduat : Belirli dönem için geri ödemek koşuluyla belirli bir bedel karşılığında mevduat sahibi kişilerce bankalara tevdi edilen paradır.

Mevduat faiz oranı [MFO]: Mevduatları karşılığında, mevduat sahiplerine ödeneceği taahhüt edilen faiz oranıdır.

Emisyon hacmi : Devletin yetkili kıldığı banka tarafından piyasaya sürülmüş toplam kâğıt para miktarıdır.

MI: Paranın dar tanımı olup; emisyon, bankalardaki nakit para ve vadesiz mevduat toplamıdır.

$$MI = \text{Dolaşımdaki Para} + \text{Vadesiz Mevduat [resmi hariç]}$$

Paranın dolanım hızı[V]: Bir birim paranın kaç birim mal veya hizmetin el değiştirmesine imkan sağladığını gösterir. GSMH / para stoku ile ifade edilir. Para stoku ise belirli bir anda ekonomide dolanımda bulunan ve para olarak kullanılan araçların toplamıdır.

$$V = \text{GSMH} / \text{MI}$$

Vergi: Devletin, kamu giderlerini karşılamak üzere ve kamu gücünü kullanmak suretiyle kişi ve kurumlardan aldığı paydır.

Vergi gelirleri oranı [VGO]: Vergi gelirlerinin [VG] gayri safi milli hasıla'ya olan oranıdır.

$$VGO = \text{VG} / \text{GSMH}$$

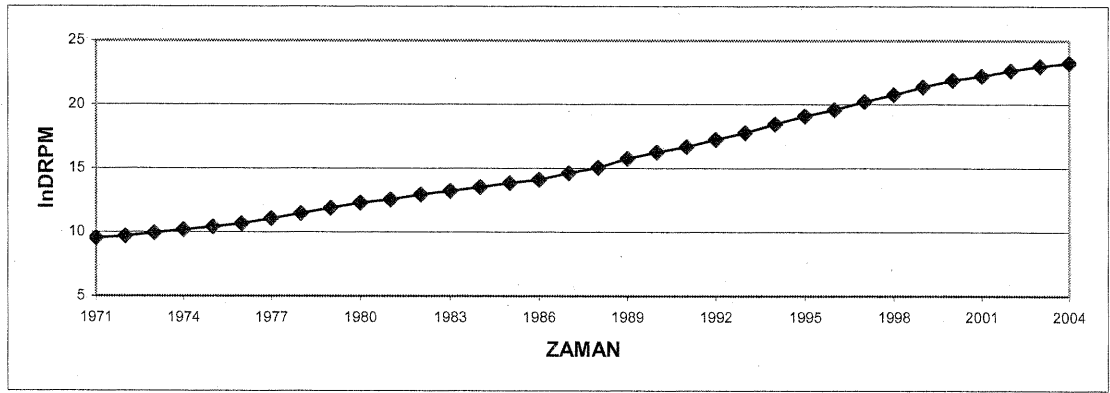
5.2. Analiz

Eşbütünleşme analizi için ilk aşamada değişkenlerin durağanlığının incelenmesi yapılacaktır. Buna göre,

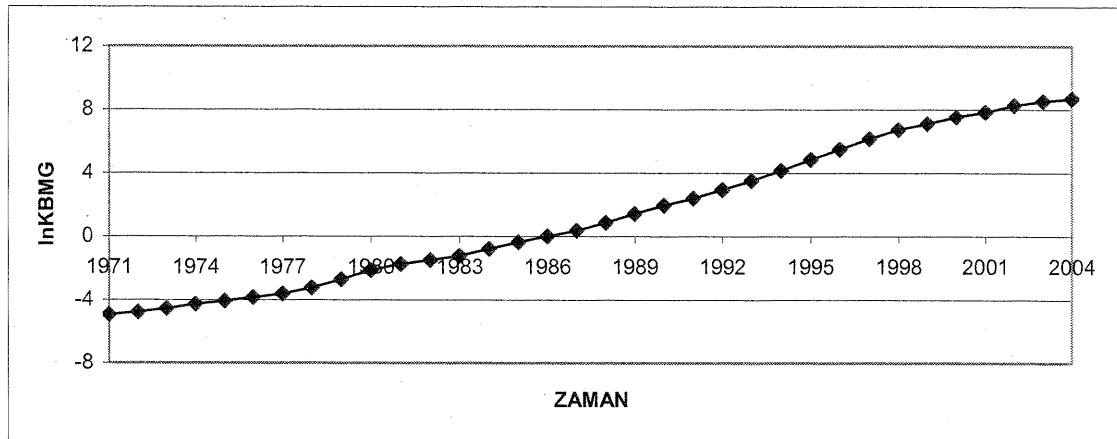
$$\Delta Y_t = \mu + \gamma Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \delta_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \delta_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + e_t$$

Denklemi dikkate alınır. Bu genişletilmiş regresyon modelinde ADF testi $H_0 : \gamma = 0$ hipotezine karşı $H_1 : \gamma < 0$ hipotezini test eder. $H_0 : \gamma = 0$ hipotezinin reddedilmesi durumunda zaman dizisi durağandır. Durağanlığa ulaşılması dizinin gerekli farklarının alınması ile sağlanır.

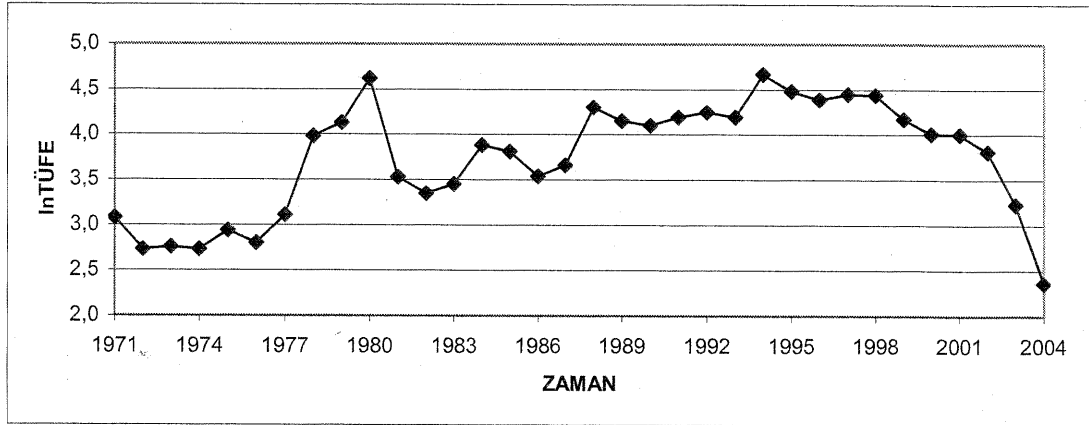
Öncelikli olarak aşağıda grafikleri verilen ln'i alınmış dizilere birim kök testi uygulanır.



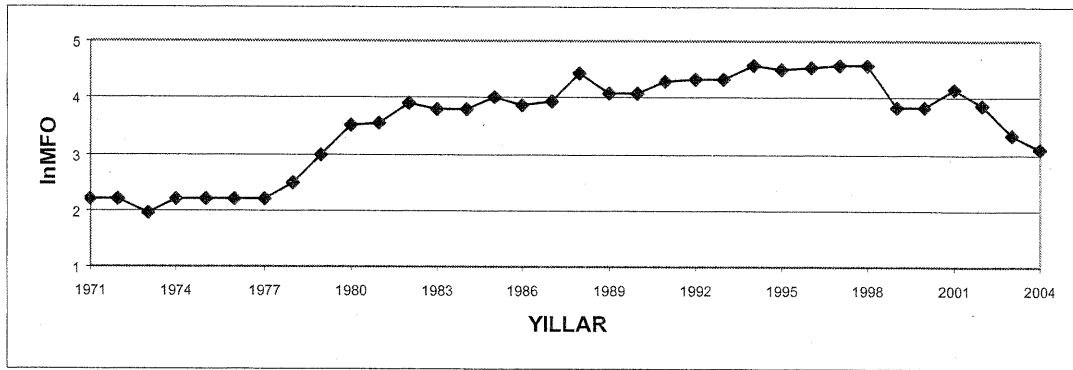
Şekil 5.1. ln'i alınmış dolaşımdaki reel para miktarının zaman dizisi grafiği



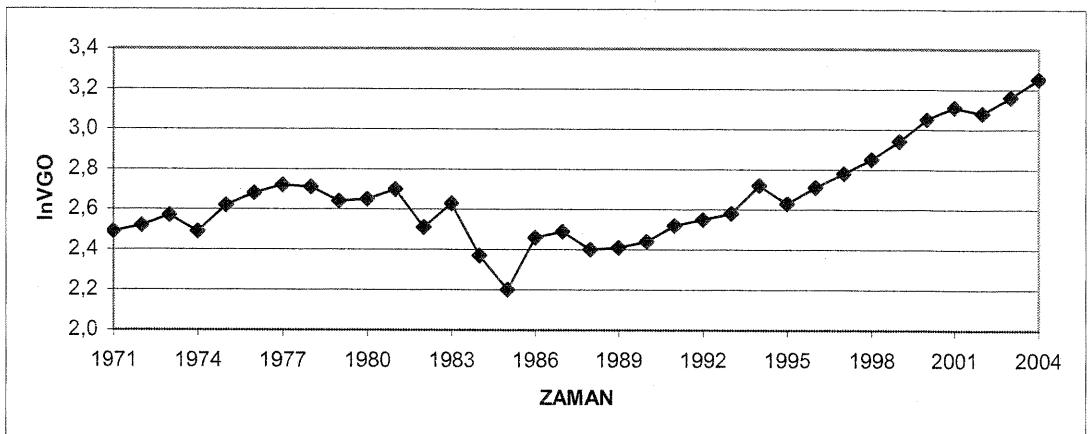
Şekil 5.2. ln'i alınmış kişi başına düşen milli gelirin zaman dizisi grafiği



Şekil 5.3. ln'i alınmış tüketici fiyat endeksinin zaman dizisi grafiği



Şekil 5.4. ln'i alınmış mevduat faiz oranının zaman dizisi grafiği



Şekil 5.5. ln'i alınmış vergi gelirleri oranının zaman dizisi grafiği

$\Delta Y_t = \mu + \gamma Y_{t-1} + e_t$ orijinal dizisinin durağanlığı incelendiğinde ADF test istatistiği değeri, 0,01, 0,05 ve 0,10 anlamlılık düzeyleri için ilgili kritik değerler aşağıdaki çizelgede verilmiştir. İfade edilen tüm yüzdelere için sonuçlar verilmesine rağmen, burada 0,01 düzeyinde anlamlı olma durumu dikkate alınacaktır.

Çizelge 5.1. $\ln y$ dizilerin ($Y_t = I(0)$) ADF durağanlık test sonuçları

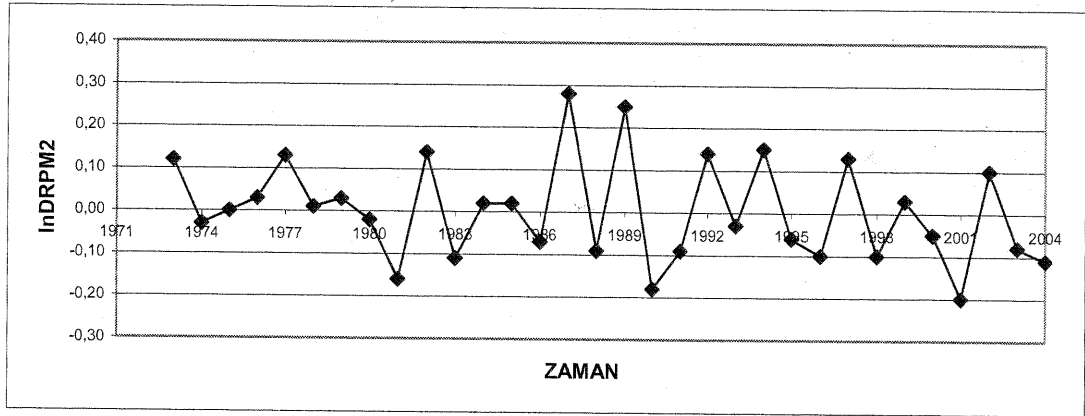
Zaman Dizisi	ADF test değeri	%1 kritik değeri	%5 kritik değeri	%10 kritik değeri
lnDRPM	0,287074	-3,6496	-2,9558	-2,6164
lnKBMG	-0,825270	-3,6496	-2,9558	-2,6164
lnTÜFE	-1,796545	-3,6496	-2,9558	-2,6164
lnMFO	-1,648762	-3,6496	-2,9558	-2,6164
lnVGO	0,292534	-3,6496	-2,9558	-2,6164

Çizelge 5.1’de verilen değerler dikkate alındığında, $\ln$ ’i alınmış dizilerin 0,01 düzeyi ile durağan olmadıkları belirlenmiştir. Ancak, daha sonra $\ln$ ’i alınmış olan bu dizilerin birinci farklarının durağanlıkları incelenmiştir. Birinci farkları alınmış olan dizilerden sadece lnMFO ve lnVGO dizileri 0,01 için durağanlık göstermektedir. Bu iki anlamlılık sınır değerlere oldukça yakındır. Uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin varlığı, bütün dizilerin aynı dereceden durağan olmasını gerektiği dikkate alındığında, bütün dizilerin ikinci dereceden farkları alınarak aynı dereceden durağan olmaları sağlanacaktır.

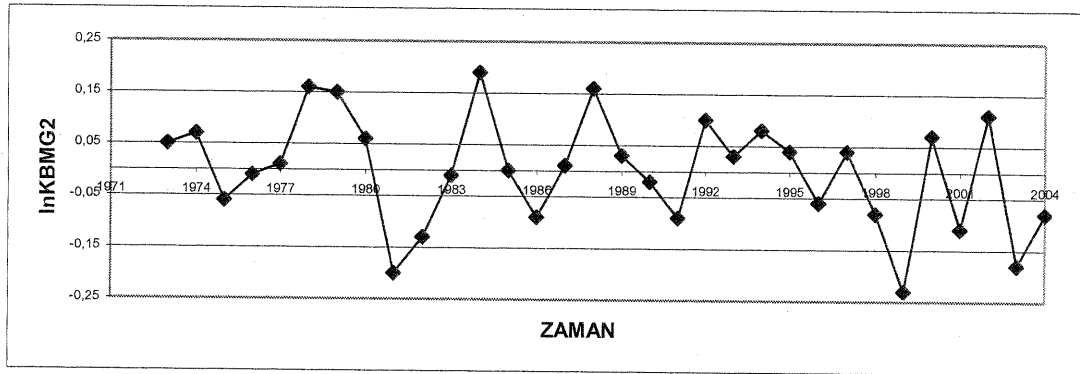
Çizelge 5.2. Dizilerin ikinci farklarının ($\Delta^2 Y_t = I(2)$) ADF durağanlık test sonuçları

Zaman Dizisi	ADF test değeri	%1 kritik değeri	%5 kritik değeri	%10 kritik değeri
lnDRPM	-4,512710	-3,6661	-2,9627	-2,6200
lnKBMG	-4,128466	-3,6661	-2,9627	-2,6200
lnTÜFE	-5,195464	-3,6661	-2,9627	-2,6200
lnMFO	-8,276247	-3,6661	-2,9627	-2,6200
lnVGO	-8,900076	-3,6661	-2,9627	-2,6200

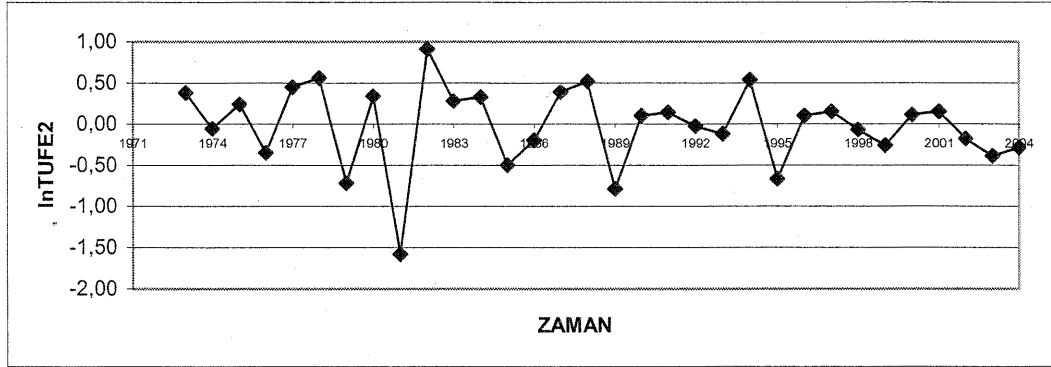
Bütün dizilerin ikinci dereceden farklarının durağanlaştığı Çizelge 5.2'deki durağanlık test sonuçlarından görülmektedir. İkinci dereceden fark dizilerinin grafikleri aşağıda verilmiştir.



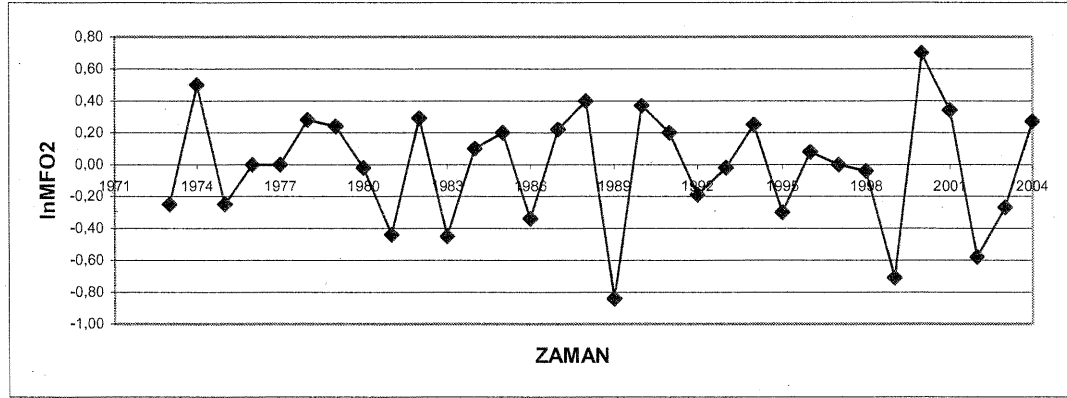
Şekil 5.6. İn'li dolaşımdaki reel para miktarının ikinci dereceden farkı alınmış zaman dizisi grafiği



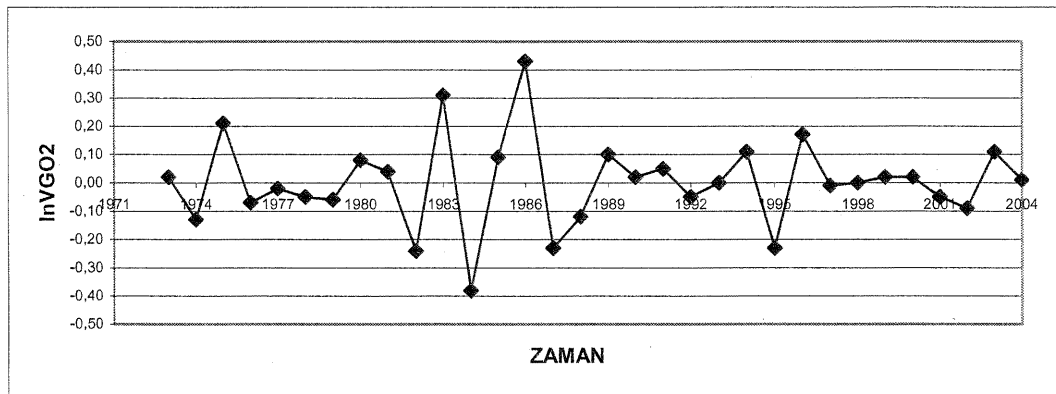
Şekil 5.7. İn'li kişi başına düşen milli gelirin ikinci dereceden farkı alınmış zaman dizisi grafiği



Şekil 5.8. ln'li tüketici fiyat endeksinin ikinci dereceden farkı alınmış zaman dizisi grafiği



Şekil 5.9. ln'li mevduat faiz oranının ikinci dereceden farkı alınmış zaman dizisi grafiği



Şekil 5.10. ln'li vergi gelirleri oranının ikinci dereceden farkı alınmış zaman dizisi grafiği

Daha sonra $\ln$ 'leri alınmış dizilerin ikinci farkları kullanılarak, eş bütünleşik doğrusal denklemin varlığı incelenmektedir. Öncelikle, en uygun çokdeğişkenli model araştırılmıştır. Bu amaçla, farklı modeller içerisinde verinin yapısına göre VAR[1], VAR[2] ve VAR[3] modellerinden en uygunu belirlenmeye çalışılmıştır. Ele alınan bütün VAR modelleri ayrıca sabit terim içerecek veya içermeyecek şekilde incelenmiştir. Çizelge 5.3 ve Çizelge 5.4'te VAR[1] modelinin katsayıları ve bilgi kriterleri, Çizelge 5.5 ve Çizelge 5.6'da VAR[2] modelinin, Çizelge 5.7 ve Çizelge 5.8'de VAR[3] modelinin sonuçları yer almaktadır.

Çizelge 5.3. Sabit terim içermeyen VAR[1] modeli katsayıları

	$\ln DRPM2$	$\ln KBMG2$	$\ln TUFE2$	$\ln MFO2$	$\ln VGO2$
$\ln DRPM2[-1]$	-0,480958	0,131765	1,278326	0,894851	0,119118
$\ln KBMG2[-1]$	0,073770	-0,036634	-2,086605	-0,352907	-0,060806
$\ln TUFE2[-1]$	0,022253	0,077722	-0,489816	-0,135804	-0,067949
$\ln MFO2[-1]$	-0,024739	-0,006877	0,411970	-0,194802	0,101396
$\ln VGO2[-1]$	0,085810	0,066518	-0,056889	0,168711	-0,453498
Akaike değeri	-2,985296				
Schwarz değeri	-1,828854				

Çizelge 5.4. Sabit terim içeren VAR[1] modeli katsayıları

	$\ln DRPM2$	$\ln KBMG2$	$\ln TUFE2$	$\ln MFO2$	$\ln VGO2$
Sabit terim	0,002015	-0,001735	-0,028302	-0,010030	0,002637
$\ln DRPM2[-1]$	-0,481780	0,132473	1,289878	0,898945	0,118042
$\ln KBMG2[-1]$	0,073067	-0,036029	-2,076726	-0,349406	-0,061727
$\ln TUFE2[-1]$	0,022317	0,077667	-0,490711	-0,136121	-0,067866
$\ln MFO2[-1]$	-0,024535	-0,007053	0,409110	-0,195816	0,101663
$\ln VGO2[-1]$	0,085528	0,066761	-0,052931	0,170114	-0,453867
Akaike değeri	-2,670574				
Schwarz değeri	-1,282845				

Çizelge 5.5. Sabit terim içermeyen VAR[2] modeli katsayıları

	<i>lnDRPM2</i>	<i>lnKBMG2</i>	<i>lnTUF2</i>	<i>lnMFO2</i>	<i>lnVGO2</i>
<i>lnDRPM2</i> [-1]	-0,449026	0,260291	1,603276	0,521333	0,171592
<i>lnDRPM2</i> [-2]	0,043858	0,024798	0,995797	-0,258801	-0,032671
<i>lnKBMG2</i> [-1]	-0,053188	-0,431526	-2,124657	-0,074779	0,082623
<i>lnKBMG2</i> [-2]	-0,019023	0,025880	-2,324196	0,032551	0,281048
<i>lnTUF2</i> [-1]	0,027615	0,135779	-0,702691	-0,043532	-0,091809
<i>lnTUF2</i> [-2]	0,023096	0,136018	0,084534	0,219663	-0,127826
<i>lnMFO2</i> [-1]	0,027213	0,053995	0,491162	-0,364354	0,039006
<i>lnMFO2</i> [-2]	0,101023	0,014346	-0,000244	-0,631602	-0,025736
<i>lnVGO2</i> [-1]	0,133452	0,110385	0,319458	0,815082	-0,815320
<i>lnVGO2</i> [-2]	0,174709	0,088096	0,333781	0,679289	-0,639294
Akaike değeri	-4,136066				
Schwarz değeri	-1,800737				

Çizelge 5.6. Sabit terim içeren VAR[2] modeli katsayıları

	<i>lnDRPM2</i>	<i>lnKBMG2</i>	<i>lnTUF2</i>	<i>lnMFO2</i>	<i>lnVGO2</i>
Sabit terim	0,003351	-0,001649	-0,029096	-0,027206	0,001348
<i>lnDRPM2</i> [-1]	-0,451766	0,261639	1,627060	0,543573	0,170490
<i>lnDRPM2</i> [-2]	0,040436	0,026482	1,025506	-0,231022	-0,034048
<i>lnKBMG2</i> [-1]	-0,052722	-0,431756	-2,128704	-0,078564	0,082811
<i>lnKBMG2</i> [-2]	-0,021562	0,027129	-2,302155	0,053160	0,280026
<i>lnTUF2</i> [-1]	0,027748	0,135713	-0,070384	-0,044609	-0,091755
<i>lnTUF2</i> [-2]	0,023271	0,135932	0,083019	0,218247	-0,127756
<i>lnMFO2</i> [-1]	0,027532	0,053837	0,488386	-0,366949	0,039134
<i>lnMFO2</i> [-2]	0,101231	0,014243	-0,002049	-0,633290	-0,025653
<i>lnVGO2</i> [-1]	0,133512	0,110356	0,318933	0,814592	-0,815295
<i>lnVGO2</i> [-2]	0,174417	0,088239	0,336318	0,681661	-0,639411
Akaike değeri	-3,843384				
Schwarz değeri	-1,274552				

Çizelge 5.7. Sabit terim içermeyen VAR[3] modeli katsayıları

	<i>lnDRPM2</i>	<i>lnKBMG2</i>	<i>lnTUF2</i>	<i>lnMFO2</i>	<i>lnVGO2</i>
<i>lnDRPM2</i> [-1]	-0,526429	0,296144	1,286020	0,602813	0,151541
<i>lnDRPM2</i> [-2]	0,075728	0,315083	1,516865	0,546628	-0,237043
<i>lnDRPM2</i> [-3]	0,278710	0,511204	1,327137	0,980669	-0,643867
<i>lnKBMG2</i> [-1]	-0,064441	-0,094601	0,605664	0,972344	-0,168748
<i>lnKBMG2</i> [-2]	-0,150173	-0,112628	-2,594979	-0,605069	0,167757
<i>lnKBMG2</i> [-3]	-0,002073	-0,532640	-2,413154	0,994589	0,601921
<i>lnTUF2</i> [-1]	0,037426	0,034628	-1,199127	-0,329126	-0,020212
<i>lnTUF2</i> [-2]	0,065434	-0,010926	-0,708508	-0,118580	0,033358
<i>lnTUF2</i> [-3]	0,037782	-0,056447	-0,136886	-0,001190	0,160929
<i>lnMFO2</i> [-1]	0,030932	0,029117	-0,072868	-0,584665	-0,013985
<i>lnMFO2</i> [-2]	0,109124	0,020622	-0,131929	-0,720763	-0,067424
<i>lnMFO2</i> [-3]	0,087333	0,016365	-0,329340	-0,330561	-0,210173
<i>lnVGO2</i> [-1]	0,387626	0,185669	1,131819	0,856800	-0,913211
<i>lnVGO2</i> [-2]	0,438646	0,136220	1,322570	0,785060	-0,651573
<i>lnVGO2</i> [-3]	0,387990	0,058433	0,792582	-0,066648	-0,153887
Akaike değeri	-3,855597				
Schwarz değeri	-0,319487				

Çizelge 5.8. Sabit terim içeren VAR[3] modeli katsayıları

	<i>lnDRPM2</i>	<i>lnKBMG2</i>	<i>lnTUF2</i>	<i>lnMFO2</i>	<i>lnVGO2</i>
Sabit terim	0,000707	-0,003464	-0,057305	-0,033399	0,002233
<i>lnDRPM2</i> [-1]	-0,526422	0,296110	1,285461	0,602487	0,151563
<i>lnDRPM2</i> [-2]	0,075029	0,318509	1,573528	0,579653	-0,239251
<i>lnDRPM2</i> [-3]	0,277879	0,515273	1,394433	1,019892	-0,646489
<i>lnKBMG2</i> [-1]	-0,066396	-0,085021	0,764117	1,064696	-0,174923
<i>lnKBMG2</i> [-2]	-0,150763	-0,109735	-2,547122	-0,577177	0,165892
<i>lnKBMG2</i> [-3]	-0,001389	-0,535993	-2,468606	-1,026909	0,604082
<i>lnTUF2</i> [-1]	0,037664	0,033458	-1,218479	-0,340405	-0,019458
<i>lnTUF2</i> [-2]	0,065961	-0,013505	-0,751160	-0,014343	0,035020
<i>lnTUF2</i> [-3]	0,037947	-0,057255	-0,150262	-0,008986	0,161450
<i>lnMFO2</i> [-1]	0,031564	0,026018	-0,124134	-0,614545	-0,011987
<i>lnMFO2</i> [-2]	0,109340	0,019562	-0,014945	-0,730977	-0,066741
<i>lnMFO2</i> [-3]	0,087569	0,015208	-0,348476	-0,341715	-0,209427
<i>lnVGO2</i> [-1]	0,387147	0,188015	1,170619	0,879414	-0,914723
<i>lnVGO2</i> [-2]	0,437888	0,139932	1,383970	0,820846	-0,653966
<i>lnVGO2</i> [-3]	0,387197	0,062318	0,856847	-0,029192	-0,156391
Akaike değeri	-3,631618				
Schwarz değeri	0,140231				

Çizelge 5.9. Çizelge 5.3-5.8’da incelenen VAR modellerinin Akaike ve Schwarz bilgi kriter değerleri

	<i>Akaike kriter değeri</i>	<i>Schwarz kriter değeri</i>
<i>Var[1], sabit terimsiz</i>	-2,985296	-1,828854
<i>Var[1], sabit terimli</i>	-2,670574	-1,282845
<i>Var[2], sabit terimsiz</i>	-4,136066	-1,800737
<i>Var[2], sabit terimli</i>	-3,843384	-1,274522
<i>Var[3], sabit terimsiz</i>	-3,855597	-0,319487
<i>Var[3], sabit terimli</i>	-3.631618	0,140231

Eşbütünleşme analizi, gözlem sayısındaki kısıttan dolayı ancak 3. gecikmeye izin verdiğinden VAR model seçiminde 3 gecikmeye kadar sabit terimli ve sabit terimsiz olarak modeller tahmin edilmiştir. Buna göre en iyi model olarak Schwarz kriter değeri en düşük olan [-1.828854] sabit terimsiz VAR[1] modeli belirlenmiş, eşbütünleşmenin varlığı ya da değişkenler arasındaki uzun dönem doğrusal ilişkinin varlığı incelenirken anlamlı olan bu VAR[1] modeli seçilmiştir.

Johansen eşbütünleşme analizinden elde edilen bulgular değişkenlerin ikinci farklarından oluşan sistemin uzun dönemde denge noktasına sahip olduğunu destekler niteliktedir. Buna göre, lnDRPM, lnKBMG, lnTÜFE, lnMFO ve lnVGO’dan oluşan sistemin eşbütünleşme analizi, sistemin %1 ve %5 kritik değerde en çok dört eşbütünleşik denkleme sahip olduğunu göstermektedir.

Çizelge 5.10. Sabit terimsiz VAR[1] modelinin eşbütünleşme analizi sonuçları

ÖZDEĞERLER	OLABİLİRLİK ORANI	%5 KRİTİK DEĞER	%1 KRİTİK DEĞER	TEST EDİLEN EŞBÜTÜNLEŞİK DENKLEM SAYISI
0,932264	198,704287	59,46	66,52	=0
0,803249	117,940121	39,89	45,58	<=1
0,663505	69,165484	24,31	29,75	<=2
0,568572	34,490238	12,53	16,31	<=3
0,313181	11,270558	3,84	6,51	<=4

Tanzi denklemine göre dolaşımdaki reel para miktarı ile ekonomi içerisindeki toplanan vergi miktarları arasında pozitif bir ilişki olması beklenir. Eldeki verilere göre bu beklenti, incelenen regresyon denklemiyle uyumludur. Diğer taraftan, mevduat faiz oranları ile dolaşımdaki reel para miktarı ekonomik yapının gereği olarak negatif ilişkiye sahiptir [Aktürk, 2003]. Yine tahmin edilen modelde bu ilişki negatif (-0,115015) bulunmuştur. Mevduat faiz oranlarındaki artış, dolaşımdaki reel para miktarının azaldığını göstermektedir. Çizelge 5.11’de görüldüğü gibi, tahmin modelinde sabit terimin de anlamlı olduğu gözlenmiştir.

$$\ln\text{DRPM} = C[1] + C[2] * \ln\text{KBMG} + C[3] * \ln\text{TÜFE} + C[4] * \ln\text{MFO} + C[5] * \ln\text{VGO}$$

Tanzi doğrusal regresyon modelinin tahmini aşağıdaki çizelgede verilmiştir.

Çizelge 5.11. Tanzi’nin doğrusal regresyon modelinin katsayı tahmin değerleri

	KATSAYILAR	STANDART HATA	t-istatistiği	p-değeri
C[1]: sabit terim	13,64222	0,532297	25,62897	0,0001
C[2]: lnKBMG	0,982585	0,011776	83,43825	0,0001
C[3]: lnTÜFE	0,040494	0,045014	0,899586	0,3758
C[4]: lnMFO	-0,115015	0,058199	-1,976226	0,0577
C[5]: lnVGO	0,370714	0,156919	2,362457	0,0251
R-kare	0,999610			

Regresyon denkleminde lnTÜFE ve lnMFO değişkenlerinin lnDRPM üzerine etkisinin anlamlı olmadığı belirlenmiştir. Tezde genel olarak 0.01 anlamlılık düzeyi dikkate alınmış olmakla beraber burada lnVGO değişkeni 0.03 anlamlılığa göre modele alınmıştır. Çünkü kayıt dışı ekonominin tahmini için bu değişkenin modelde yer alması gerekmektedir. Bu değişkenlerin regresyon denkleminde lnTÜFE ve lnMFO sırasıyla çıkartılarak anlamlı olan regresyon denkleminin sonuçları aşağıdaki çizelgede verilmektedir.

Çizelge 5.12. Anlamlı regresyon modelinin katsayı tahmin değerleri

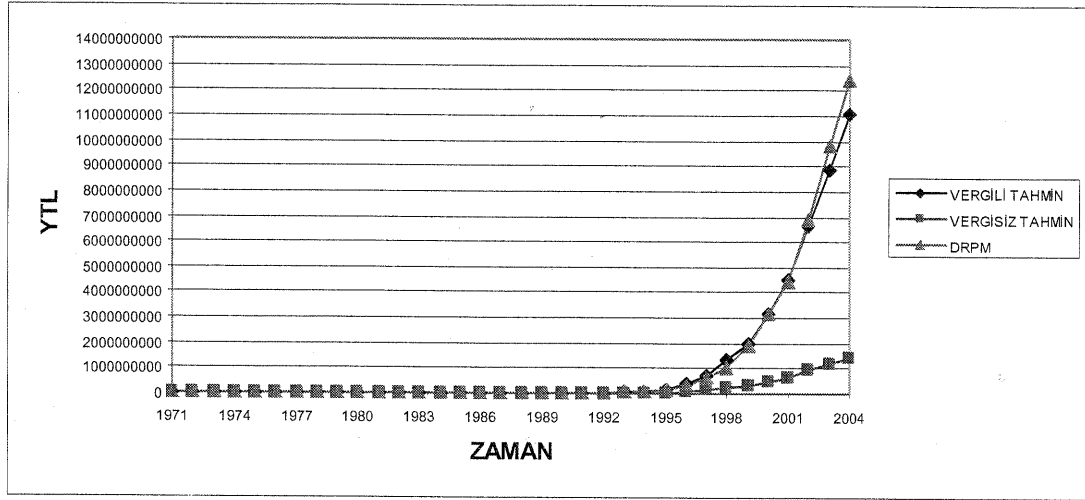
	KATSAYILAR	STANDART HATA	t-istatistiği	p-değeri
C[1]: sabit terim	12,72613	0,245249	51,8900	<0,001
C[2]: lnKBMG	0,960824	0,005045	190,4646	<0,001
C[5]: lnVGO	0,628021	0,093462	6,7195	<0,001
R-kare	0,999554			

Tahmin edilen Tanzi'nin dolaşımdaki para miktarları vergi oranlı ve vergi oransız olmak üzere belirlenmiştir. İki tahmin arasındaki fark değeri (dolaşımdaki reel para miktarı) kayıtdışı para miktarının tahmini olarak kullanılır. Kayıtdışı ekonominin miktarı, kayıtdışı para miktarının paranın dolaşım hızıyla çarpımından hesaplanır. Kayıtdışı para miktarının dolaşım hızı ile kayıtlı paranın dolaşım hızının aynı olduğu kabul edilir [Aktürk, 2003]. Diğer bir ifadeyle, kayıtdışı ekonominin tahmin edilmesi sürecinde, önce elde edilen regresyon eşitliklerinde açıklayıcı değişkenlerin değerleri yerlerine konularak dolaşımdaki reel para miktarının vergili halinin logaritması elde edilecektir. Buradan antilogaritma alınarak dolaşımdaki reel para miktarının vergili hali hesaplanacaktır. Daha sonra denklemlerdeki diğer katsayılar aynı kalmak üzere vergi gelirleri oranı değişkeni [VGO] sıfır alınarak yıllar itibariyle vergisiz durumdaki dolaşımdaki reel para miktarı tahmin edilmiştir. Bu iki değer arasındaki fark, kayıtdışı ekonomide kullanılan nakit para miktarını verecektir. Kayıtdışı ekonomide kullanılan nakit para miktarı ile paranın dolaşım hızının çarpılması sonucunda, yıllar itibariyle kayıtdışı ekonominin büyüklüğü tahmin edilmiş olur.

Çizelge 5.13. Kayıtdışı nakit para, ekonomi ve GSMH'ye oranı

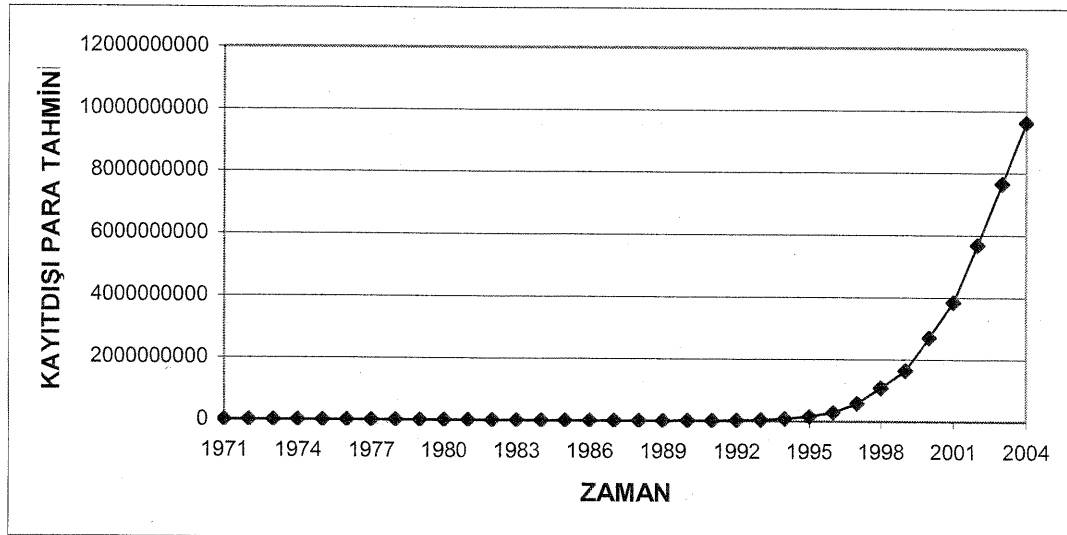
Yıllar	Vergili Tahmin	Vergisiz Tahmin	Fark[Kayıtdışı Para]	V	Kayıtdışı Ekonomi	Gsmh	Kayıtdışı Ekonomi / Gsmh
1971	14087,46	2949,14	11138,32	5,99	66718,53	261072,60	0,2556
1972	16740,94	3439,22	13301,72	5,94	79012,22	314139,60	0,2515
1973	21137,13	4208,13	16929,01	5,72	96833,91	399088,60	0,2426
1974	26306,61	5507,15	20799,46	6,05	125836,72	537677,60	0,2340
1975	35263,35	6803,45	28459,91	5,88	167344,26	690900,80	0,2422
1976	44804,05	8324,49	36479,56	5,77	210487,05	868065,80	0,2425
1977	56758,23	10283,94	46474,29	5,30	246313,75	1108270,70	0,2223
1978	81258,35	14815,84	66442,52	5,80	385366,59	1645968,50	0,2341
1979	129400,06	24653,86	104746,21	6,47	677707,95	2876522,90	0,2356
1980	229539,53	43459,07	186080,46	7,53	1401185,84	5303010,20	0,2642
1981	344535,68	63214,96	281320,72	8,25	2320895,97	8022745,30	0,2893
1982	392559,42	81154,54	311404,88	7,91	2463212,61	10611859,20	0,2321
1983	538214,10	103188,89	435025,21	7,18	3123480,98	13933008,10	0,2242
1984	697661,15	157483,98	540177,17	9,84	5315343,35	22167739,90	0,2398
1985	956932,18	240347,63	716584,55	11,02	7896761,77	35350318,40	0,2234
1986	1577042,25	336424,82	1240617,43	9,74	12083613,77	51184759,30	0,2361
1987	2271154,68	475454,58	1795700,10	8,69	15604633,86	75019388,00	0,2080
1988	3537410,50	783600,91	2753809,59	11,42	31448505,56	129175103,70	0,2435
1989	6038335,36	1329227,25	4709108,11	11,78	55473293,53	230369937,10	0,2408
1990	10239018,06	2211861,53	8027156,53	12,65	101543530,06	397177547,40	0,2557
1991	16431660,01	3375680,87	13055979,14	13,56	177039077,15	634392841,10	0,2791
1992	28131657,74	5671434,04	22460223,70	14,09	316464551,95	1103604908,90	0,2868
1993	49570993,89	9807149,71	39763844,18	15,47	615146669,43	1997322597,40	0,3080
1994	101075160,36	18313660,96	82761499,39	16,84	1393703649,80	3887902916,50	0,3585
1995	185362074,54	35538472,50	149823602,05	20,23	3030931469,38	7854887167,00	0,3859
1996	357048587,53	65100677,88	291947909,65	16,70	4875530091,14	14978067283,00	0,3255
1997	710227557,38	123926300,99	586301256,39	18,59	10899340356,32	29393262147,00	0,3708
1998	1308233525,03	218453505,42	1089780019,61	20,89	22765504609,69	53518331580,00	0,4254
1999	1956380931,79	308730843,92	1647650087,87	16,72	27548709469,13	78282966809,00	0,3519
2000	3168736516,03	466670836,40	2702065679,64	16,64	44962372909,14	125596128755,00	0,3580
2001	4474872559,75	634658996,99	3840213562,76	15,52	59600114494,06	176483953021,00	0,3377
2002	6637872881,90	959336751,69	5678536130,21	17,38	98692957942,98	275032365953,00	0,3588
2003	8875008055,77	1219807284,88	7655200770,89	15,50	118655611948,83	35668088222,00	0,3327
2004	11057414661,79	1436246284,24	9621168377,54	14,90	143355408825,40	428932343026,00	0,3342

Çizelge 5.13’de görülen verilere ait grafik aşağıda sunulmuştur.



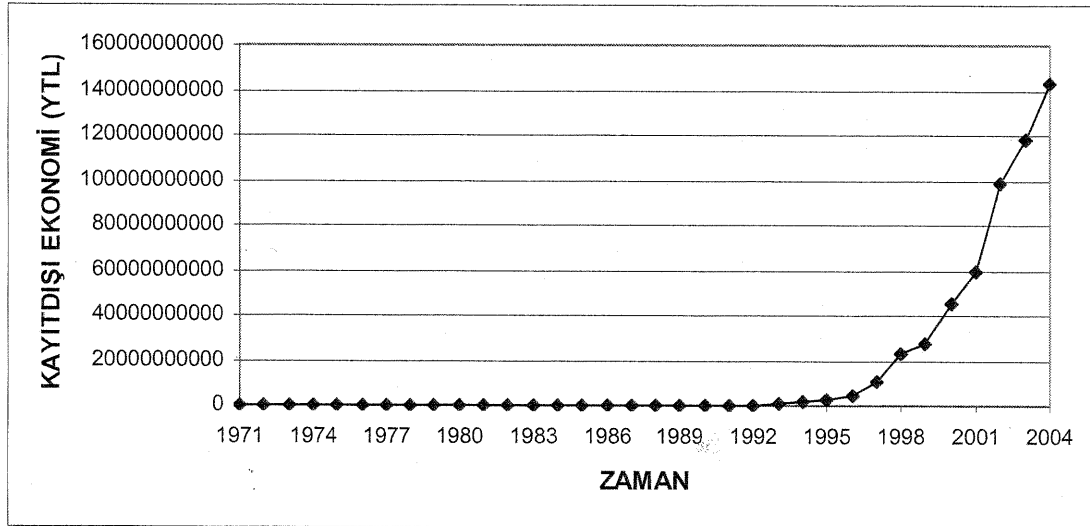
Şekil 5.11.Dolaşımdaki reel para miktarı, vergili tahmini ve vergisiz tahmininin zaman dizisi grafiği

Şekil 5.11’den görüldüğü gibi vergili dolaşımdaki reel para miktarı ile vergisiz dolaşımdaki para miktarı arasındaki fark ya da başka bir ifadeyle kayıtdışı reel para miktarı 1996’dan sonra gözle görülür biçimde logaritmik olarak artmaktadır.

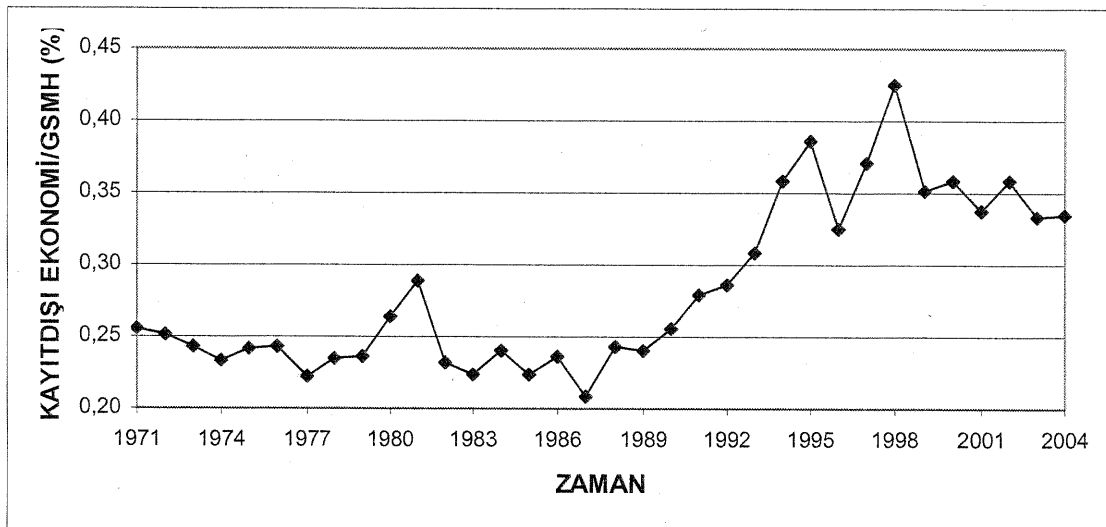


Şekil 5.12. Kayıtdışı para tahmininin grafiği

Her ne kadar önemli olan kayıtdışı para miktarının büyüklüğü ise de bunun genel ekonomi içerisindeki büyüklüğü de değerlendirilmelidir. Şekil 5.13'te yıllara göre kayıtdışı ekonominin büyüklüğü ve Şekil 5.14'te genel ekonomiye göre büyüklüğü ya da oranı verilmiştir.



Şekil 5.13. Kayıtdışı ekonomi tahmininin grafiği



Şekil 5.14. Kayıtdışı ekonominin GSMH oranının grafiği

Şekil 5.14'te görüldüğü gibi 1971–1990 yılları arasında kayıtdışı ekonominin GSMH'ya oranı ortalama %24 düzeyinde iken, 1991–1998 yılları arasında hızlı bir artış göstererek 1995 [%39] ve 1998 [%43] yıllarında en yüksek seviyelerine ulaşmıştır. Son yıllarda izlenen sıkı para politikası ve vergi gelirlerinin GSMH içerisindeki payının etkisiyle kayıtdışı ekonominin GSMH'ya oranı nispeten düşüş göstermiş ve 1999-2004 yılları arasında ortalama %35 seviyelerinde olduğu tahmin edilmiştir.

6. SONUÇ VE ÖNERİLER

Bir ekonomide ulaşılmaya çalışılan temel amaçlar; kaynak dağılımındaki etkinlik, kaynak kullanımında verimlilik, yeterli ve sürdürülebilir büyüme, fiyat istikrarı, gelir dağılımında adalet ve dış dengenin sağlanması olarak özetlenebilir. Kısacası Türkiye'nin en önemli iki ekonomik sorununu oluşturan, kamu finansman dengesinin sağlanması ve enflasyonun kontrol altına alınmasının doğrudan kayıtdışı ekonominin küçültülmesiyle ilgisi bulunmaktadır [Aktürk,2003].

1990'lı yıllardan itibaren Türkiye ekonomisi art arda yaşanan ekonomik krizlerle karşı karşıya kalmıştır. Yaşanan bu krizlerde dışsal etkenlerin rolü olmakla beraber krizlerin başlıca nedenleri; sürdürülemez bir iç borç dinamiğinin baş göstermesi ve başta kamu bankaları olmak üzere mali sistemdeki sağlıksız yapıya ve diğer yapısal sorunlara kalıcı çözümler getirilememesidir. Bu nedenler kayıtdışı ekonomiyi önemli ölçüde tetiklediğinden, kayıtdışı ekonomi, Türkiye ekonomisinin en önemli konularından birisi haline gelmiştir. Yapısı gereği kayıtdışı ekonomiyi kesin olarak hesaplamak mümkün değildir. Türkiye'de kayıtdışı ekonominin tahmin edilmesi 1990'lı yıllardan başlar ve bu çalışmalarda 1970'li yıllardan başlayan kayıtlı bilgiler kullanılmaktadır. Çalışmaların çoğunda, verilerin belli aralıklarla revize edilmesinden dolayı farklılıklar bulunmaktadır. Bu durum analiz sonuçlarına yansımakta olup, güncel verilerle yeni araştırmaların yapılmasını zorunlu kılmaktadır [İlgin, 2002].

Bu çalışmada, Ekonometrik yaklaşım yoluyla, kayıtdışı ekonomi ve kayıtdışı ekonomiyi oluşturan kayıtdışı para miktarı Tanzi'nin para talebi denklemi yardımıyla tahmin edilmiştir. Para talebi tahmininde; kişi başına düşen milli gelir, tüketici fiyat endeksi, mevduat faiz oranı ve vergi gelirleri oranına ait 1971-2004 arası yıllık veriler kullanılmış ve bu değişkenler arasında anlamlı VAR[1] modeli belirlenmiş ve uzun dönemde doğrusal bir ilişki olduğu eşbütünleşme analizi ile gösterilmiştir.

Para denkleminde, özellikle kişi başına düşen milli gelir ve vergi gelirleri oranının para talebini anlamlı olarak etkilediği belirlenmiştir. Son beş yıl içerisinde tüketici

fiyat endeksleri ve mevduat faiz oranlarındaki deęişiklięin para talebi üzerindeki etkisi net olarak görülmemektedir. Para talebi tahminlerinin gerçeęe yakın olduęu gözlenmekte fakat vergi gelirlerinden yoksun olarak yapılan para tahminlerinin gerçek deęerlerden farklılıklar ortaya koyduęu görülmektedir. Bu miktarlar kayıtdışı para miktarını oluşturmaktadır.

Yapılan tahminlere göre 1971 yılında %25 düzeyindeki kayıtdışı ekonomi oranı 1998 yılında %43 düzeylerine ulaşmıştır. Kayıtdışı tahminlerin ani artış gösterdięi yıllar, olaęanüstü durumların, ekonomik krizlerin ve doęal afetlerin yaşandıęı yıllara karşılık gelmektedir. Örneęin 1979 yılında normal seyirden daha fazla artış gösteren kayıtdışı ekonomi 1981 yılında 1970-1990 yılları arasında gözlenen en yüksek seviyeye ulaşmıştır. Yine ekonomik krizin yaşandıęı 1994 ve bunu takip eden yılda, kayıtdışı ekonominin GSMH içerisindeki oranı %30'lardan %38'lere çıkmıştır. Buna ek olarak 1999 yılında yaşanan depremler ve 2000-2001 yılları arasında yaşanan bankacılık krizi kayıtdışı ekonominin milli ekonomi içerisindeki payının artmasına sebep olmuştur. Krizler her ne kadar birey dayanıklılıęını arttırsa da, vergiler gereęince ödenmiş, istihdam ve yatırım yeterli seviyelere ulaşmış olsaydı belki de bu krizler hiç yaşanmayabilirdi.

2001-2005 yılları arasında uygulanmaya bařlayan 8. Beř Yıllık Kalkınma Planı ile 2002 yılında güçlü ekonomiye geçiř bařarılı olmuş, enflasyon düşüş göstermeye bařlamış, ekonomide büyüme oranı pozitif olmuş, refah artışı bařlamış ve TL'nin deęerlenmesiyle TL'ye yatırım bařlamıştır. 2002 yılından sonra kayıtdışı ekonominin hala büyüdüęünün görölmesine karşın milli ekonomi içerisindeki payı gerilemeye bařlamıştır. Bu, uygulanan sıkı para politikasının bir sonucu olarak görülebilir.

Bu tezde elde edilen sonuçların, Us (2004)'te elde edilen sonuçlara göre farklılık gösterdięi, bunun yanı sıra Aktürk (2003) ve Çetintař-Vergil (2003)'te çalışmaları ulařılan sonuçlara paralel olduęu görölmüştür. Ancak her üç çalışmada da kullanılan verilerin devamlı revize edilmesinden kaynaklı bazı farklılıklar, detaylı ve saęlıklı karşılařtırma yapmayı engellemektedir. Bu nedenle bu

tür çalışmaların belli aralıklarla yapılması tahminlerin tutarlılığı açısından faydalı olacaktır.

Her ülkede kayıtdışı ekonomi giderek büyümektedir. Son verilere göre, Amerika %8 ile en düşük kayıtdışı ekonomiye sahiptir. Ancak ABD ekonomisinin büyüklüğü de unutulmamalıdır. Türkiye, Avrupa Birliği ülkelerinde ortalama %15 düzeyindeki oranla karşılaştırıldığında olumsuz yönde önemli bir fark; diğer taraftan, Rusya [%50], Peru [%40], Tayvan [%35-40] gibi ülkelerle karşılaştırıldığında kısmen de olsa daha iyimser bir fark görülmektedir.

Bir ülkeyi düzenli ve sağlıklı bir sosyo-ekonomik yapıya kavuşturmak için kayıtdışı ekonomi ile mücadele edilmesi gerekmektedir. Kayıtdışı ekonominin tahmininde kullanılan birçok yaklaşım arasında yapıları gereği tahmin farkları oluşmaktadır. Hangi yöntem kullanılırsa kullanılsın bilgi aktaracak her yöntem değerlendirilmelidir. Bu hesaplama yöntemlerinin gösterdiklerinden hareketle sosyo-ekonomik politikaları düzenlemek ve kayıt altına alma işlemine hız vermekle kayıtdışı ekonomi ile mücadele mümkün olabilecektir. Bu mücadelenin hayata geçirilebilmesi için halkın bu konuda bilinçlendirilmesi ve halktan toplanan gelirlerin (vergi vb) kamu tarafından etkin bir şekilde değerlendirilmesi gerekmektedir. Verdiği vergilerin yerinde kullanılmadığına inanan vatandaşlar vergi ve diğer yükümlülüklerini yerine getirmekte isteksiz olacaklarından bu durum olumsuz sonuçlara yol açacak ve kayıtdışı ekonomiyi tetikleyecektir.

Kayıtdışılığı alınan ve alınacak olan tüm tedbirlere rağmen tamamen önleyebilmek mümkün değildir. Bu nedenle amaç, kayıtdışılığın boyutlarını topluma ve ekonomiye sorun oluşturmayacak bir düzeye çekmektir.

KAYNAKLAR

1. Adam, M.C., ve Ginsburg V., "The Effects of Irregular Markets on Macroeconomic Policy: Some Estimates for Belgium", *European Economic Review* 29(1): 15-33 (1985).
2. Akbulak, Y., ve Tahtakılıç A.K., "Kayıtdışı Ekonomi Üzerine Düşünceler", *Banka-Maliye ve Ekonomik Yorumlar Dergisi*, 40(468):17-41 (2003).
3. Akdi, Y., "Zaman Serileri Analizi", *Bıçaklar Kitabevi*, Ankara, 1-3; 249-296 (2003).
4. Aktürk, E., "Kayıtdışı Ekonomi ve Türkiye Üzerine Bir Uygulama", Doktora Tezi, *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü*, Erzurum, 1; 39; 92-110 (2003).
5. Altuğ, O., "Kayıtdışı Ekonomi: Vergiye Karşı Başkaldırı", *Gündem; TÜSİAD Yayın Organı*, Sayı 14:228 (1994).
6. Benton, L., "Invisible Factories", *The Informal Economy And Industrial Development in Spain*, Albany, 185 (1990).
7. Brockwell P.J., Davis A.R., "Introduction to Time Series and Forecasting (Second Edition)", *Springer Texts in Statistics*, ABD, 241-244 (2002).
8. Cagan, P., "The Deamand for Currency Relative to the Total Money Supply", *Journal of Poitical Economy*, 66: 303-328 (1958).
9. Camdessus, M., "Money Laundering", *International Monetary Fund*, Washington (1996).
10. Clifford, M., "Money Laundering:Undergraund Economy", *Business in Korea*, 10: 30 (1992).
11. Çetintaş H., Vergil H., "Türkiye'de Kayıtdışı Ekonominin Tahmini", *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, (4)1: 15-30 (2003).
12. Çiloğlu, İ., "Kayıtdışı Ekonominin İşleyişi ve Kamu Bütçesine Etkisi", *Hazine Dergisi*, Sayı 11: 67-91 (1998).
13. Çolak, E., "Zaman Serilerinde Eşbütünleşim (Cointegration)", *KHO Bilim Dergisi*, 2(3): 24-32 (2001).
14. Dickey, D.A., Fuller, W.A., "Distribution of The Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of The American Statistical Association* 74(366): 427-431 (1979).

15. Ekin, N., "Kayıtdışı Ekonomi Ve Enformel İstihdam", *İstanbul Ticaret Odası Yayınları*, İstanbul, 59-87 (1995).
16. Engle R.F., Granger, C.W.J., "Cointegration and Error Correction Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55(2): 251-276 (1987).
17. Ergenoğlu, M., "Kayıtdışı Ekonomi ve Türkiye'deki Boyutları", Yüksek Lisans Tezi, *İnönü Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü*, Malatya, 5-6; 40-41 (1998).
18. Feige, E.L., "How Big is the Irregular Economy?", *Challenge* 22: 5-13 (1979).
19. Fidan, N., "Kayıtdışı Ekonomi", Yüksek Lisans Tezi, *Onsekiz Mart Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü*, Çanakkale, 42-44; 55 (2000).
20. Fleming, M.H., Roman, J., Farrel, G., "The Shadow Economy", *Journal of International Affairs*, 53(2): 387-410 (2000).
21. Grasa, A.A., "Econometric Model Selection: A New Approach", *Kluwer* (1989).
22. Gujarati, D.N., "Temel Ekonometri", Şenesen, Ü., Şenesen, G.G., *Literatür Yayıncılık*, ABD, 709-727 (1999).
23. Gümüş, T., "Dışsallık ve Kayıtdışı Ekonomi Kavramına İlişkin Bir Değerlendirme", *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 2(3): 63-70 (2000).
24. Hall, A., "Testing for a Unit Root In The Presence of Moving Average Errors", *Biometrika*, 76(1): 49-56 (1989).
25. Hamilton, J.D., "Time Series Analysis", *Princeton University Press*, ABD, 117-151 (1994).
26. Ilgın, Y., "Kayıtdışı Ekonomiyi Tahmin Yöntemleri ve Türkiye'de Durum", *DPT Planlama Dergisi*, Özel Sayı, 145-156 (2002).
27. Işık, N., Acar, M., "Kayıtdışı Ekonomi: Ölçme Yöntemleri Boyutları, Yarar ve Zararları Üzerine Bir Değerlendirme", *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 21: 117-134 (2003).
28. İkiz, A.S., "Kayıtdışı Ekonomi ve Türkiye'de Ekonomik Büyüme Üzerine Etkileri", Doktora Tezi, *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü*, İzmir, 35-41 (2000).

29. Johansen, S., "Statistical analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-254 (1988).
30. Johansen, S., "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica* 59(6): 1551-1580 (1991).
31. Johansen, S. and Juselius K., "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration –with Application to The Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52: 169-210 (1990).
32. Kadılar, C., "Uygulamalı Çok Değişkenli Zaman Serileri Analizi", *Bizim Büro Basımevi*, Ankara, 18-29;125-127 (2000).
33. Kasap, R., "İstanbul Menkul KıymetlerBorsası'nın İncelenmesi: İstatistiksel Bir Yaklaşım"-“An Analysis of the İstanbul Stock Exchange (ISE) National-100 Index: A Statistical Approach”, *İMKB Dergisi – ISE Review*, (6): 27-33 (1998).
34. Kasap, R. ve Koçak, K., " Çokboyutlu İklim Verisinin Zaman Dizileri Analizinde Ayrılan Faktörlerle Model Parametresinin Kestirimi ve Öngörüsü", *Meteoroloji Mühendisliği Dergisi* , 2: 31-36 (1998).
35. Keyder, N., "Para: Teori- Politika-Uygulama", *Seçkin Yayıncılık*, Ankara, 194 (2002).
36. Kolesnikova, I., "Official Economy Pushes People in Shadow Sector", *Center For Journalistic Research*, Moskova, 10 (1998).
37. Koşar, F.C.F., "Kayıt-dışı Ekonomi: Türkiye Üzerine Bir Uygulama", Yüksek Lisans Tezi, *Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü*, Ankara, 53 (1996).
38. Kutlar, A., "Eşbütünleşme; Türkiye’de Para Talebi Ve Döviz Kuru Uygulaması", *Yargı Yayınevi*, Ankara, 3-32 (2002).
39. Lutkepohl, H., "Introduction to Multiple Time Series Analysis", *Springer-Verlag* (1991).
40. Mallet, G., "Taxed to the Max", *Canadian Business*, 67:20-27 (1994).
41. Mirus,R. ve Roger, S.S., "Canada’s Undergraund Economy", *Canadian Business Review*, Sayı 21:24-26 (1994).
42. Özer, H., "Kayıtdışı Ekonomi ve Türkiye’deki Boyutu", Yüksek Lisans Tezi, *Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü*, İstanbul, 62-72 (1998).

43. Özsoylu, A.F., "Gizli Ekonomi: Tanımı- Sebepleri- Türkiye'deki Boyutları", *İktisat Dergisi*, 335-336: 35-58 (1993).
44. Phillips, P.C.B, Ouliaris, S., "Testing for Cointegration Using Principal Components Methods", *Journal of Economic Dynamics and Control* 12: 205-230 (1988).
45. Phillips, P.C.B, Peron, P., "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika* 75(2): 335-346 (1988).
46. Pozo, S., "Exploring the Underground Economy", *Western Michigan University*, ABD, 54 (1996).
47. Said, S.E., Dickey, D.A., "Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order", *Biometrika* 71: 599-607 (1984).
48. Sarılı, M.A., "Türkiye'de Kayıtdışı Ekonominin Boyutları, Nedenleri, Etkileri ve Alınması Gereken Tedbirler", *Bankacılar Dergisi*, 41: 32-49 (2002).
49. Schwert, G.W., "Test for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation", *Journal of Business and Economic Statistics*, (7): 2,147-159 (1989).
50. Sims C.A., "Bayesian Skepticism on Unit Root Econometrics", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 : 463-474 (1988).
51. Spiro, P.S., "Monetary Estimates of the Underground Economy: A Critical Evaluation", *Canadian Journal of Economics*, 29:171-175 (1996).
52. Stock, J.H., "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors", *Econometrica*, 55: 1035-1056 (1987).
53. Stock, J.H. ve Watson M.W., "A Simple Estimator of Cointegrating Vector in Higher Order Integrated Systems", *Econometrica*, 61: 783 (1993).
54. Tanzi, V., "The Underground Economy in The United States: Annual Estimates 1930-1980", *IMF Staff Papers* 30: 283-305 (1983).
55. Temel, A., Şimşek A. ve Yazıcı K., "Kayıtdışı Ekonomi Tanımı, Tespit Yöntemleri ve Türk Ekonomisindeki Büyüklüğü", *DPT Ekonometrik Modeller ve Stratejik Araştırmalar Genel Müdürlüğü*, Ankara, 1-10; 29-30 (1994).
56. Toptaş, Ü., "Türkiye'de Kayıtdışı Ekonominin Nedenleri", *Türkiye Esnaf Ve Küçük Sanayi Araştırma Enstitüsü Yayınları*, 26:118 (1998).

57. T.Ü.İ.K., “İstatistik Göstergeler 1923-2004”, *T.C. Başbakanlık Türkiye İstatistik Kurumu*, 0535, Ankara, 461-558; 605-667 (2005).
58. Us, V., “Kayıtdışı Ekonomi Tahmini Yöntem Önerisi: Türkiye Örneği”, *Türkiye Ekonomi Kurumu*, 17: 1-22; 27-45 (2004).
59. Wang, J., “Under the Opunter Securities in Taiwan”, *International Financial Law Review*, 9:41-42 (1990).
60. Wei, W. W. S., “Time Series Analysis: Univariate and Multivariate”, *Addison-Wesley Pub.*, UK, 32-64, 86-180 (1990).
61. Welles, E.O., “Going Underground: Opportunity in the Shadow Economy”, *ABI Inform*, 16(5): 90-92 (1994).

ÖZGEÇMİŞ

Kişisel Bilgiler

Soyadı, Adı : CANSIZ, Ebru
 Uyruğu : T.C.
 Doğum tarihi ve yeri : 13.07.1981 Ankara
 Medeni hali : Bekar
 Telefon : 0 (535) 371 49 57
 Faks : -
 e-mail : ebru_cansiz@yahoo.com

Eğitim

Derece	Eğitim Birimi	Mezuniyet tarihi
Yüksek lisans	Gazi Üniversitesi /İstatistik Bölümü	
Lisans	Gazi Üniversitesi/ İstatistik Bölümü	2003
Lise	Kocatepe Mimar Kemal Lisesi	1998

İş Deneyimi

Yıl	Yer	Görev
2003-2006	Kartuş Karaoğuzlar Otom.Mam. San.ve Tic.A.Ş.	Sigorta Departmanı Sorumlusu

Yabancı Dil

İngilizce

Yayınlar

-

Hobiler

Fotoğrafçılık, ahşap boyama.