

T.C.
MARMARA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI
EKONOMETRİ BİLİM DALI

TÜRKİYE'DE ETKİN PİYASA
HİPOTEZİNİN TEST EDİLMESİNE
İLİŞKİN EKONOMETRİK YAKLAŞIM

87903

YÜKSEK LİSANS TEZİ

FAZLI İLTERİŞ HATİPOĞLU

Tez Danışmanı: Doç.Dr. İŞİL AKGÜL

İSTANBUL-1999
T.C. YÜKSEKÖĞRETİM KURULU
DOKÜMANTASYON MERKEZİ

İÇİNDEKİLER

Sayfa No

TABLolar LİSTESİ	vi
I. GİRİŞ	1
1.1. Piyasalar	2
1.1.1. Mali Piyasa	3
a. Para Piyasası (Money Market)	3
b. Sermaye Piyasası (Capital Market)	4
c. Para Piyasası ile Sermaye Piyasası Arasındaki İlişkiler	5
1.2. Menkul Kıymet Borsalarının Ekonomik İşlevleri	6
1.2.1. Likitide Sağlama İşlevi	6
1.2.2. Ekonomiye Kaynak Yaratma İşlevi	7
1.2.3. Sermaye Mülkiyetini Geniş bir Topluma Yayma İşlevi	7
1.2.4. Ekonominin Göstergesi Olma İşlevi	8
1.2.5. Uzun Vadeli Yatırımların Kısa Vadeli Tasarruflarla Finansmanını Sağlama İşlevi	8
1.2.6. Menkul Kıymetlerle İlgili Bilgilere Kolay Ulaşma İşlevi	9
1.2.7. Güvence İşlevi	9
1.2.8. Sanayide Yapısal Değişikliği Kolaylaştırma İşlevi	9
1.3. Etkin Piyasalar Varsayımı ve Rassal Yürüyüş Teorisi	10
1.3.1. Zayıf-Formda Piyasa Etkinliği	11
a. Zayıf – Formda Etkinlik Testleri	11
1.3.2. Yarı-Kuvvetli Formda Piyasa Etkinliği	12
a. Yarı- Güçlü Etkinlik Testleri	12
1.3.3. Kuvvetli Formda Piyasa Etkinliği	13
a. Kuvvetli Etkinlik Testleri	13
1.3.4. Günlere İlişkin Anomaliler	13
a. Haftanın Günleri veya Hafta Sonu Anomalisi	14
b. Gün İçi Anomaliler	14
1.3.5. Aylara İlişkin Anomaliler	14
a. Ocak Ayı Anomalisi	14
b. Yıl Dönümü Anomalisi	15
c. Ay Dönümü ve Ay İçi Anomaliler	15

1.3.6. Tatillere İlişkin Anomaliler	15
1.3.7. Firma Büyüklüğü Anomalisi	15
1.3.8. Rassal Yürüyüş Teorisi	16
1.3.9. Dow Teorisi	17
1.3.10. Yatırımcı Psikolojisi, Teknik Analiz ve Temel Analiz Karşılaştırılması	18
II. ARAŞTIRMANIN AMACI	23
III. ARAŞTIRMANIN TEORİK ESASLARI	24
3.1. Zaman Serileri	24
3.2. Zaman Serilerinde Durağanlık	27
3.3. Durağan Olmayan Serilerde Durağanlığın Sınanması	28
3.3.1. Dickey-Fuller (DF) Birim Kök Testleri	29
3.3.2. Genişletilmiş (Augmented) Dickey- Fuller (ADF) Testi	32
a. ADF Testinde Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi	34
3.4. Ortak Bütünleme ve Ortak Bütünleme Testleri	35
3.4.1. Ortak Bütünleme Tanımı	36
3.4.2. Tek Denklemlili Modelde Ortak Bütünleme İlişkisinin Tahmin Edilmesi	39
3.4.3. Tek Denklemlili Model için Ortak Bütünleme Testleri	40
a. Ortak Bütünleme Testi Olarak DF ve ADF Testleri	40
3.5. Hata Düzeltme Modelleri	41
3.5.1. Dinamik Spesifikasyon ve Hata Düzeltme Modelleri	42
a. Bewley Dönüştürmesi	43
b. Bardsen Dönüştürmesi	44
c. Hata Düzeltme Modeli	44
IV. ARAŞTIRMANIN MATEMATİKSEL MODELLERİ	46
4.1. Statik ve Dinamik Modeller	46
4.2. Yöneylem Modelleri	47
4.3. Ekonometrik Modeller	48

V. ARAŞTIRMANIN EKONOMETRİK MODELİ	48
5.1. Logaritmik Doğrusal Modeller	48
5.2. En Küçük Kareler Metodu	49
VI. ARAŞTIRMANIN BULGULARI	53
6.1. Durağanlık için Otokorelasyon Testi	53
6.2. Durağanlık için Dickey- Fuller Birim Kök Testi	55
6.3. Durağanlık için Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi	57
6.4. Ortak Bütünleme	59
6.4.1. Ortak Bütünlenen için Dickey- Fuller Testi	60
6.4.2. Ortak Bütünlemenin Test Edilmesi için ADF Testi	62
6.5. Hata Giderme Modeli (ECM)	63
6.6. Günlere İlişkin Anomaliler	66
6.6.1. Haftanın Günleri veya Hafta Sonu Anomalisi	67
6.6.2. Borsa için Elde Edilen Bulgular	68
6.6.3. Dolar için Elde Edilen Bulgular	71
6.7. Aylık Verilerin Durağanlığı için Otokorelasyon Testi	74
6.7.1. Chow Testi	76
6.7.2. Durağanlık için Dickey- Fuller Birim Kök Testi	78
6.7.3. Durağanlık için Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi	79
6.8. Ortak Bütünleme	82
6.8.1. Ortak Bütünleme için Dickey- Fuller Testi	83
6.8.2. Ortak Bütünlemenin Test Edilmesi için ADF Testi	84
6.8.3. Ortak Bütünlemenin Test Edilmesi için ADF Testi	85
6.9. Hata Giderme Modeli (ECM)	86
6.10. Aylara İlişkin Anomaliler	89

6.10.1. Borsa için Elde Edilen Bulgular	90
6.10.2. Dolar için Elde Edilen Bulgular	97
VII. SONUÇ	105
KAYNAKLAR	111
EKLER	113



TABLOLAR LİSTESİ

Sayfa No:

Tablo 1 : Gecikme uzunluğu seçim verileri B1 değişkeni için	57
Tablo 2 : Gecikme uzunluğu seçim verileri D1 değişkeni için	58
Tablo 3 : Gecikme uzunluğu seçim verileri F1 değişkeni için	62
Tablo 4 : Gecikme uzunluğu seçim verileri B2 değişkeni için	63
Tablo 5 : Gecikme uzunluğu seçim verileri B2 değişkeni için	64
Tablo 6 : Gecikme uzunluğu seçim verileri D2 değişkeni için	65
Tablo 7 : Gecikme uzunluğu seçim verileri D2 değişkeni için	65
Tablo 8 : Gecikme uzunluğu seçim verileri D2 değişkeni için	65
Tablo 9 : Günlerin Getirilerine İlişkin İstatistikî Özellikler	69
Tablo 10: Günlerin Ortalama Getirilerinin Normal Dağılıma Uygunluk Testi Sonuçları	70
Tablo 11: Haftanın Günleri Arasında Ortalama Getirilerin Eşitliğine İlişkin Test Sonuçları	70
Tablo 12: Günlük Getiri Ortalamalarının Karşılaştırılmasına İlişkin Test Sonuçları	70
Tablo 13: Gün Getirilerinin Büyüklük İlişkisi	71
Tablo 14: Günlerin Getirilerine İlişkin İstatistikî Özellikler	72
Tablo 15: Günlerin Ortalama Getirilerinin Normal Dağılıma Uygunluk Testi Sonuçları	73

Tablo 16: Haftanın Günleri Arasında Ortalama Getirilerin Eşitliğine İlişkin Test Sonuçları	73
Tablo 17: Günlük Getiri Ortalamalarının Karşılaştırılmasına İlişkin Test Sonuçları	73
Tablo 18: Gün Getirilerinin Büyüklük İlişkisi	74
Tablo 19: Gecikme uzunluğu seçim verileri Y1 değişkeni için	79
Tablo 20: Gecikme uzunluğu seçim verileri X1 değişkeni için	81
Tablo 21: Gecikme uzunluğu seçim verileri F1 değişkeni için	84
Tablo 22: Gecikme uzunluğu seçim verileri E1 değişkeni için	85
Tablo 23: Gecikme uzunluğu seçim verileri Y2 değişkeni için	87
Tablo 24: Gecikme uzunluğu seçim verileri Y2 değişkeni için	87
Tablo 25: Gecikme uzunluğu seçim verileri X2 değişkeni için	88
Tablo 26: Gecikme uzunluğu seçim verileri X2 değişkeni için	88
Tablo 27: Aylık Ortalama Getirilere İlişkin İstatistikî Özellikler	92
Tablo 28: Aylık Ortalama Getirilerin Normal Dağılıma Uygunluk Testi Sonuçları	92
Tablo 29: Ayların Ortalama Getirilerinin Eşitliğine İlişkin Test Sonuçları	93

Tablo 30: Aylık Getiri Ortalamalarının Karşılaştırılmasına İlişkin Test Sonuçları	93
Tablo 31: Aylık Getirilerin Büyüklük İlişkisi	95
Tablo 32: Aylık Ortalama Getirilere İlişkin İstatistikî Özellikler	98
Tablo 33: Aylık Ortalama Getirilerinin Normal Dağılıma Uygunluk Testi Sonuçları	99
Tablo 34: Aylık Getirilerin Eşitliğine İlişkin Test Sonuçları	100
Tablo 35: Aylık Getiri Ortalamalarının Karşılaştırılmasına İlişkin Test Sonuçları	100
Tablo 36: Aylık Getirilerin Büyüklük İlişkisi	102

I. GİRİŞ

Türkiye 1980'e kadar; ithal ikamesine bağlı korumacı bir politika izleyerek uzun süre dışarıya karşı kapalı, yabancı para bulundurma'nın yasak olduğu bir dönem geçirdi. 1980 sonrası ise dünyayla entegrasyona girmenin gerekliliği anlaşılmış, bundan dolayı da globalleşme yolunda ilk adımlar atılmış ve uluslararası sermayenin Türkiye'de tam serbest hale gelmesine çalışılmıştır. Bundan sonra hükümet makro ekonomik politikalarıyla ekonomiyi düzenlememeye, başladı ise de makro değişkenleri belirleyen parametreleri etkilemek suretiyle ekonomiye dolaylı yoldan yön vermeye devam etmiştir. 1989'da Türk Lirası, yabancı paralar karşısında konvertibil hale getirilerek arada yapılan müdahalelere rağmen döviz kurunun belirlenmesi serbest bırakıldı. Aralık 1985 tarihinde ise, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası faaliyete geçti ve ülkemizin de içinde bulunduğu bölgede öncü rolü oynamaya başladı. Fakat daha sonra, konuyla ilgili hukuksal boşluklardan yararlanmak isteyen "spekülatif hareketler" sözkonusu olmaya gözlenmeye başladı. Sermayenin geniş bir tabana yayılması ve spekülatif hareketlerin aşılabilmesi; Ancak İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın (İMKB) "etkin" bir pazar haline gelmesiyle mümkün olabilecektir.

Çalışmada, borsa ile dolar arasındaki ilişkinin iktisadi alanda geçerliliğinin ne derecede olduğu (hem günlük, hem de aylık bazda veriler kullanılarak) incelenmiştir. Burada iki yönlü ilişki dikkate alınmış, hem borsadaki artışın dolarda meydana gelen değişmeye etkisini, hem de dolardaki artışın borsa üzerinde etkisi olup olmadığı analiz edilmiştir. Ayrıca borsadaki dalgalanmaların dolarda görülen dalgalanmaları açıklayıp açıklamadığı; dolarda görülen dalgalanmaların borsada bir etkiye neden olup olmadığı incelenmiştir. Analiz de Hata Giderme Modeli (Error Correction Model: ECM) yaklaşımı kullanılmıştır. Modelin kurulabilmesi için, borsa ve dolar değişkenlerinin ortak bütünlenen olması gerektiğinden, ortak bütünleme testleri yapılmıştır. Borsa ve dolar serilerinin durağan olup olmadığı test edilmiş ve durağan olmayan borsa ve dolar serilerinin durağanlığı sağlanmış, etkinlik testlerine yönelik "anomali testleri" yapılmıştır. Aynı

zamanda borsa ve dolar verilerinde günlük, haftalık ve aylık bazda herhangi bir anlamlı mevsimsel trend gözlenip gözlenmediğinin test edilmesi üzerine yoğunlaşmış, başka bir deyişle, haftanın belli bir gününün veya günlerinin, yılın belli bir ayının veya aylarının veya herhangi bir döneminin, diğer gün, ay gibi dönemlere göre sürekli daha yüksek veya daha düşük getiri sağlayıp sağlamadığı varsa bunların olası nedenleri araştırılmıştır.

Uygulama kısmında izlenen yol kısaca şöyle özetlenebilir: Ocak 1991 - Kasım 1998 yılları arasındaki dönemi kapsayan borsa ve dolara ait günlük ve aylık verilerini kullanarak; dolar ile borsa arasında ilişki ararken, ilk olarak serilerin durağan (stationary) ve ortak bütünlenen (cointegrated) olma durumları test edilmiştir. Serilerin ortak bütünlenen oldukları belirlendiğinde ise, sözkonusu serilerin Hata Giderme Mekanizması tarafından gösterimi yapılmış, bununla kısa ve uzun dönem dinamikleri hesaplanmıştır. Sonra da İMKB'nin ve serbest piyasa dolar değerinin zayıf- formda etkin olup olmadığını belirlemek amacıyla,

a) Günlere ilişkin,

b) Aylara ilişkin,

mevsimsel trend anomalileri¹ araştırılmıştır. En son bölüm de ise, elde edilen sonuçlar değerlendirilmiştir.

1.1 Piyasalar

İktisadi açıdan piyasa, alıcı ve satıcıların birbirleri ile karşılıklı iletişim içinde oldukları ve değişimin meydana geldiği bir yer olarak tanımlanır. Piyasa sözü genellikle teorik ve mekandan soyutlanmış bir kavramdır. Piyasa kavramı somut olarak düşünülürse, daha çok borsa olarak tanımlanabilir. Borsa hangi türden olursa olsun, arz ve talebin karşılaştığı bir yerdir.

Piyasa bir ülkenin sınırları içinde ise ve o ülkede yapılan işlemleri kapsıyorsa buna iç piyasa (domestic market), işlemler ülke sınırlarını aşıyorsa buna da milletlerarası piyasa (international market) denir.

¹ Anomali, teori ile uyum olmayan bir gözlem veya gerçeklik olarak tanımlanmaktadır. Genel kabul görmüş esas ve ilkelerle uyumlu olmayan “ olağandışı ” bir davranış biçimi “paradokstur “.

Çok değişik piyasa türleri olmakla birlikte konumuz açısından sadece mali piyasaları ve bunun alt bölümü olarak da para ve sermaye piyasalarını inceleyeceğiz.

1.1.1. Mali Piyasa

Bir ülkede fon kullananlar ile, fon arz edenler arasında para akımlarını düzenleyen kurumlar, bu akımı sağlayan araç ve gereçler ile bunları düzenleyen hukuki ve idari kurallardan oluşan yapıya mali piyasa denilebilir. Mali piyasalar, para ve sermaye piyasalarından daha geniş ve bu piyasaları da kapsamına alan bir kavramdır.

Mali piyasa beş ana unsurdan oluşmaktadır.

- a) Tasarruf sahipleri (fon arz edenler).
- b) Yatırımcılar (fon talep edenler),
- c) Yatırım ve finansman araçları,
- d) Yardımcı kuruluşlar,
- e) Hukuki ve idari düzen olarak sıralanabilir.

a. Para Piyasası (Money Market)

Kısa vadeli, fon arz ve talebinin karşılaştığı piyasaya “ para piyasası “ denir. Para piyasasının tipik özelliği kısa vadeli fonlardan oluşmasıdır. Para piyasalarında vade genellikle bir yılı aşmaz.

Para piyasasından sağlanan fonlar: Kredi olarak, işletmelerin dönen varlıklarının finansmanında kullanılır. Para piyasasının araçlarını, ticari senetler ve çeşitli kaynaklardan elde edilen mevduat oluşturur.

Para piyasasının kendi içinde de örgütlenmiş ve örgütlenmemiş para piyasası olarak bir ayrım yapılabilir. Örgütlenmiş para piyasası bir bankalar sistemidir. Çünkü işletmelerin nakit ihtiyacı çoğunlukla ticaret bankaları tarafından karşılanmaktadır. Örgütlenmemiş para piyasası, banka sisteminin dışında kalan bir piyasadır. Bankalar dışındaki kişi ve kuruluşlar da bazen işletmelere kısa vadeli fon sağlarlar. Bu piyasa örgütlenmediği için bazen yasal düzenin dışında kalmaktadır.

Para piyasası çoğu kez iç kaynaklardan karşılanır. Fakat bazen para piyasası dış kaynaklarla da beslenebilmektedir. Türkiye’de DÇM diye adlandırılan dövizle çevrilebilir mevduat para piyasasının bir başka örneği olarak gösterilebilir.

b. Sermaye Piyasası (Capital Market)

En genel tanımıyla sermaye piyasası orta ve uzun vadeli fon arz ve talebinin karşılaştığı piyasadır. Sermaye piyasası mali piyasa kavramından daha dar ve teknik bir nitelik taşır ve genellikle mali piyasa kavramı içinde yer alır.

Sermaye piyasasının tipik özelliği ve para piyasasından ayrıldığı en belirgin niteliği bu piyasanın orta ve uzun vadeli fonlardan oluşmasıdır. Bu vade en az bir yıl olmalıdır. Sermaye piyasasından sağlanan krediler işletmenin bina, makina ve teçhizat gibi duran varlıklarının finansmanında kullanılır. Yani sermaye piyasasından sağlanan fonlar sabit sermaye ihtiyacının karşılanmasında yararlı olur. Para piyasasında olduğu gibi, sermaye piyasasının kaynakları da tasarruf sahiplerinin birikimleridir. Sermaye piyasasının en önemli ve yaygın araçları hisse senetleri ve tahvillerdir.²

Sermaye piyasası ikiye ayrılır,

a) Birincil Piyasa (Primary Market)

Birincil piyasa, hisse senedi ve tahvil gibi menkul değerleri ihraç eden şirketler ile alıcıların yani tasarruf sahiplerinin doğrudan doğruya karşılaştıkları piyasalardır. Buna hisse senetleri ile tahvillerin ilk kez arz edilip, talep sahipleri tarafından ihraçtan alındığı piyasa da denilebilir. Arada şirketin bizzat bulunmayıp, bir banka ya da aracı kurumun bulunması bu alımın birincil piyasadan olmasına engel değildir.

b) İkincil Piyasa (Secondary Market)

Menkul kıymetleri ihraçtan alanlar, bunları tekrar paraya çevirmek istediklerinde; hisse senetlerinde hiçbir zaman, tahvillerde ise vadeden önce bunları ihraç eden kuruluşlara müracaat edemezler. İkincil piyasa bu durumdaki menkul kıymetlerin paraya çevrilmesini sağlayan piyasadır ve menkul kıymet borsaları bu piyasayı tanımlamada en iyi örnektir.

² Sermaye Piyasası ve Borsa Temel Bilgiler Kılavuzu Eğitim Yayınları (1995). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası No.2 (Ocak).

İkincil piyasa, menkul kıymetlerin likiditesini arttırarak birincil piyasaya talep yaratır ve onların gelişmesini sağlar. İkincil piyasanın en gelişmiş bölümü menkul kıymet borsalarıdır. Ayrıca sermaye piyasası gelişmiş ülkelerde bir de “ over the counter “ (tezgah üstü) borsa dışında da işlemlerin yapıldığı bir piyasa vardır.

Birincil piyasa daha çok sermaye piyasası bilinciyle, ikincil piyasa ise menkul kıymetler piyasası bilinciyle çalışır. Birincil piyasada uzun vadeli fonların tasarruf sahibinden firmalara intikali sözkonusudur. Birincil piyasada yapılan tahvil ve hisse senedi satışları sonucunda firmaya yeni sermaye girer. Oysa ikincil piyasada el değiştiren menkul kıymetlerden sağlanan fonların bunları çıkaran şirketle bir alakası yoktur.

c. Para Piyasası ile Sermaye Piyasası Arasındaki İlişkiler

Geniş anlamdaki sermaye piyasası kavramına para piyasası da dahil olmaktadır. Bu durumda gerek kredi arzı, gerekse kredi talebi para piyasasından sermaye piyasasına ya da sermaye piyasasından para piyasasına kolayca kayabilir. Faiz haddi iki piyasa arasındaki fon akımını ayarlayan bir düzenleyici olmaktadır. Fon arz edenler, kendi yatırım politikalarına ve elde etmeyi umdukları gelire bağlı olarak yatırılabılır fonları bu piyasalardan birine veya her ikisine yönlendirebilirler.

Fon talep edenler de, ihtiyaç duydukları kredinin türüne göre her iki piyasadan borçlanabilirler. Bazı aracı kuruluşlar, özellikle bankalar hem para, hem de sermaye piyasası işlemleri yapabilirler ve her iki piyasada çalışabilirler.

Para piyasası ile sermaye piyasasında geçerli faiz oranları değişik olmakla birlikte birbirleriyle ilişkilidir. Fonlar, genellikle düşük faiz haddinden yüksek olana doğru kayar. Para piyasasında meydana gelen bir faiz oranı artışı, sermaye piyasasına da etki eder.

1.2 Menkul Kıymetler Borsalarının Ekonomik İşlevleri

Borsaların ekonomiye sağladığı yararlar ile temel işlevleri sekiz bölüme ayrılmaktadır. Bunlar;

- a) Likitide Sağlama İşlevi
- b) Ekonomiye Kaynak Yaratma İşlevi
- c) Sermaye Mülkiyetini Geniş bir Topluma Yayma İşlevi
- d) Ekonominin Göstergesi olma İşlevi
- e) Uzun Vadeli Yatırımların, Kısa Vadeli Tasarruflarla Finansmanını Sağlama İşlevi
- f) Menkul Kıymetlerle İlgili Bilgilere Kolay Ulaşma İşlevi
- g) Güvence İşlevi
- h) Sanayi de Yapısal Değişikliği Kolaylaştırma İşlevi

1.2.1. Likitide Sağlama İşlevi

İhraç edilmiş menkul kıymetler için sürekli bir pazar oluşmasını sağlar. Her menkul kıymeti her an almak veya satmak mümkün olacağından, menkul kıymetin pazarlanabilirliği, yani likiditesi sağlanmış olur. Bu ortamda mali varlıklar yatırımcılar arasında kolaylıkla ve en az maliyetle el değiştirir.

Borsa halkın elindeki menkul kıymetlerin en kolay paraya çevrildiği yerlerdir. Borsalar ikincil piyasada menkul kıymetlerini elinden çıkaran kimselere, birincil piyasadan yeniden menkul kıymet alma imkanını sağlar. Böylece, birincil piyasadaki menkul kıymet ihraçlarına talep artar. Diğer yandan, ihraçtan veya ikincil piyasadan menkul kıymet satın alan bir kimse bunları elinden çıkarmak zorunda kaldığı zaman, bunda güçlük çekerse bir daha menkul kıymet satın almak istemeyecektir. Bundan daha önemlisi, bir süre sonra başka bir işte lazım olacak parayı, menkul kıymetlere yatırmayacaktır.

1.2.2. Ekonomiye Kaynak Yaratma İşlevi

Borsalar, tasarruflara hareket ve canlılık kazandırmaktadır. Menkul kıymetler borsaları, menkul değerler arzı ile talebinin karşılaştığı bir piyasadır. Borsalar fon talep edenler ile tasarruflarını değerlendirmek isteyenler ve ellerinde menkul değer bulundurup da bunları satmak isteyenler için kurulmuş bir pazardır. Böylece, borsalar menkul değerler ihraç eden şirketler ve kuruluşlar için, bu değerlerini en iyi şekilde pazarlayabilecekleri bir piyasa olmaktadır.

Piyasa ekonomisinin hakim olduğu bir ortamda, ekonomideki tasarruf seviyesinin yükseltilmesi ve tasarrufların en verimli yatırım alanlarına kaydırılması için etkin bir piyasanın olması gereklidir. Bu şekilde kaynak sorununun da çözülmesi kolaylaşır. Piyasada borçlanmak suretiyle, elinde bulunan ticari işletmeleri şirket haline getirerek bunların hisse senetlerini halka satmak isteyen devletin, bütçe açığını böyle karşılamak istediği görülmektedir. Kısa veya uzun vadeli borç senedi çıkararak, borçlanmak isteyen özel sektörün ve hisse senedi çıkararak sermayesine ortak olacak yeni kişi ve kurumlar arayan sınai şirketlerinin buluşacakları, yer menkul kıymetler borsalarıdır.

1.2.3. Sermaye Mülkiyetini Geniş Bir Topluma Yayma İşlevi

Halka açılma, sermayenin tabana yayılmasını teşvik eder. Piyasada etkinlik yoksa, ancak blok halinde hisse senedi satışları yapılabilir. Etkin ikinci el piyasalarında çok kişiye küçük miktarlarda satış yapılarak, sermayenin tabana yayılması mümkün olur. Şirketteki kontrolünü, başka büyük bir ortağa devretmek istemeyen ortak açısından bu nokta çok önemlidir. Ayrıca menkul kıymetlerini borsaya kote ettirebilen ortaklıklar, çeşitli avantajlar elde ederler. Kotasyon, şirkete tanınma olanağı sağlar. Şirketler, borsanın yaratmış olduğu teşvik ortamından yararlanarak, menkul kıymetlerini halka kolaylıkla satabilir. Diğer bir deyimle borsalar, halka açılmayı ve pazarlamayı kolaylaştıran aracı kuruluşlar olmaktadır. Bu durumda sermaye mülkiyeti topluma yayılmakta ve küçük tasarruflar büyük teşebbüslere ortak olmaktadır.

1.2.4. Ekonominin Göstergesi Olma İşlevi

Borsalarda hergün yüzlerce hisse senedi ve tahvil işlem görmekte, bunların fiyatları hemen yayınlanmaktadır. Böylece bu tür menkul değerleri çıkarmış bulunan kuruluşlar, sürekli bir sınav ve değerlendirmeye tabi tutulmuş olurlar. Menkul değerlere olan talebin şiddetine ve sunulan menkul değerlerin hacmine göre, fiyatlar sürekli olarak değişir. Fakat borsada menkul değerlerin fiyatını etkileyen asıl faktör bunları ihraç eden şirketlerin mali bünyeleri, başarı dereceleri ve karlılık durumlarıdır. Eğer şirket başarılı ise hisse senetleri için talep arttığı gibi fiyatlar da yükselir. Böylece borsada oluşan fiyatlar, tasarruf sahipleri, yatırımcılar, girişim yöneticileri ve iktisatçılar için çok yararlı bir gösterge olmaktadır.³

Borsada kote edilen hisse senetlerine göre düzenlenen, menkul değer fiyat endeksleri, ülkenin genel ekonomik gidişi hakkında toplu fikir veren ve gelecek hakkında önceden tahminler yapmaya yarayan veri niteliğindedir. Enflasyonun, yatırımların, gelişme ve kalkınmanın, ekonomi dışı etkenlerin, örneğin savaş tehlikesi, politik istikrarsızlık gibi durumların ekonomideki etkilerinin en iyi izlenebileceği yerlerden biri de borsalardır.

1.2.5. Uzun Vadeli Yatırımların Kısa Vadeli Tasarruflarla Finansmanını Sağlama İşlevi

Şirketler açısından, kısa vadeli tasarruflarla finansman sağlama borç doğurucu araçların,(Hisse senedi, Tahvil) ihracında söz konusu olan “ vade “ kısıtının etkisini azaltır. Bu durumdaki şirketler pazarlama güçlüğünden dolayı, uzun vadeli araçlar ihraç etmekte zorluk çekerler. Bu durum uzun vadeli borçlanmanın maliyetinin yüksek olması nedeniyle, borç maliyetinin gerekenden daha yükseğe olmasına yol açmaktadır. İkinci el piyasa etkin çalışıyorsa bu kısıt ve maliyete yüklenen ekler ortadan kalkar.

³ Fertekligil, Azmi (1991). Eğitim Semineri Notları-İMKB Araştırma, Yayın ve Eğitim Müdürlüğü, İstanbul.

1.2.6. Menkul Kıymetlerle İlgili Bilgilere Kolay Ulaşma İşlevi

Birinci el piyasalardaki vade, fiyat ve diğer koşulların belirlenmesinde kullanılacak bilgileri sağlar. Bu durum, şirketlerin daha objektif bilgilere dayanarak maliyeti hesaplamalarına olanak sağlar. Böylece birinci el piyasalarda, sınırlı kaynakların en etkin alanlarda kullanılması sağlanır.

İkinci el piyasalarda kullanılacak fiyat ve oranların belirlenmesinde, borsalarda oluşan fiyat ve oranlar dikkate alınır. Borsa bülteni ve diğer basın organları vasıtasıyla borsada oluşan fiyat ve bunlarla ilgili oranları içeren bilgilerin yatırımcılar tarafından en ucuz maliyetle ve kolaylıkla edinilmesini sağlar.

1.2.7. Güvence İşlevi

Borsalar, yatırımcıların korunmasını sağlar. Menkul kıymetlerinin, borsa kotuna alınması ve borsada işlem görebilmesi için şirketler belirli koşulları sağlamak zorundadır. Bir anlamda, bu şirketler sürekli olarak denetim ve gözetim altındadır. Bu şirketlerle ilgili bilgiler yatırımcıların korunması amacıyla en kısa sürede borsa bültenleri ve diğer basın organları vasıtasıyla kamuya açıklanır.

1.2.8. Sanayide Yapısal Değişikliği Kolaylaştırma İşlevi

Ekonomide bazı şirketler başarı kazanarak gelişirler; bazıları da mali güçlerini ve iş hacimlerini kaybederek zayıflarlar. Borsa, şirketlerin gelişme trendine göre, hisse senedi fiyatlarına bunları yansıtır. Özellikle bir şirketin, mali bakımdan zayıf olması halinde, aynı alanda çalışan diğer sermaye grupları bu şirketin hisselerini toplayarak zayıflayan şirkete taze kan aşırlar. Birleşme, ele geçirme şeklinde adlandırılan işlemlerde borsaların sağladıkları kolaylık büyüktür. Böylece, mali durumu zayıflayan şirketleri, kamuya açıklayıp ellerindeki hisse senetlerini satmaları için çağrıda bulunarak bu şekilde toplanmasıyla, mali çöküntü önlenmekte ve tasarruf sahiplerinin zararları azaltılmaktadır. Alım teklifleri, zayıf düşmüş şirketlerin durumlarını düzeltmek için yararlı bir operasyon

olmakta ve çoğu kez bu tür şirketlerin hisse senetlerinin değer kaybını önlemektedir. Bu tür operasyonlar borsanın düzenleyici rolü ve gözetimi olmadan gerçekleşemez.⁴

1.3 Etkin Piyasalar Varsayımı ve Rassal Yürüyüş Teorisi

Bilindiği üzere finansal piyasaların temel fonksiyonu, ekonomideki kaynakların fon fazlası olan ve fon açığı veren birimler arasında etkin dağılımını sağlamaktır. Piyasa bu fonksiyonunu ne kadar başarıyla yerine getirirse, sermaye birikimi ve ekonomik büyüme o derece olumlu etkilenir. Dolayısıyla finansal piyasaların etkinliği, hane halklarından hükümetlere, işletmelerden finansal kurumlara kadar, herkesin ilgi alanındadır. Finansal piyasaların etkinliği konusunda genel olarak üç ana kriter ileri sürülmekte ve akademik çevrelerce bu ölçütler ampirik olarak test edilmektedir. Söz konusu kriterler; kaynakların en iyi kullanımını gerçekleştirmek yönünden “dağıtımsal etkinlik (allocational efficiency)” sağlanmasında etkin rol üstlenirler. Kaynak aktarımını minimum maliyetle gerçekleştirmek bakımından “faaliyet etkinliği (operational efficiency)” ve piyasa fiyatlarının tüm mevcut bilgileri yansıtması bakımından da “bilgisel etkinlik (informational efficiency)” önemli rol üstlenirler. Şayet bir piyasa bilgisel anlamda ne kadar az etkinlik sahibi ise, fiyatlar o kadar kolay manipüle edilir. Piyasa serbestlikten uzaklaşır, kamu müdahalelerine ihtiyaç duyar. Haksız kazançlara ortam hazırlanır, en önemlisi de sermaye birikimine ve ekonomik büyümeye olumsuz etkide bulunur.⁵

Gelişmiş kapitalist ülkelerin sermaye piyasaları, tam rekabetçi bir piyasanın pek çok özelliğini de beraberinde taşır.

- 1) Piyasaya çok sayıda katılan vardır ve bunlardan hiçbir piyasa etkileyecek bir paya sahip değildir.
- 2) Menkul kıymetlerle ilgili bilgiler oldukça düşük bir maliyetle sağlanabilir. Ekonomik , politik ve sosyal yapıdaki değişiklikler piyasaya derhal yansır.
- 3) Bu piyasalarda likidite yüksek, alım satım giderleri düşüktür. Böylece menkul kıymetlerin fiyatları genel değişmeye kolayca uyum sağlayabilirler.

⁴ Karslı Muharrem (1994). Sermaye Piyasası Borsa Menkul Kıymetler

⁵ Özmen, Tahsin (1997). Dünya Borsalarında Gözlemlenen Anomaliler ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Üzerine bir Deneme. Sermaye Piyasası Kurulu Yayınları No.61.Tisamat Basım Matbaası : Ankara.

4) Piyasaların kurumsal yapısı çok gelişmiştir ve düzenleyici mevzuat piyasaların istikrarlı çalışmasını sağlamaktadır.

Genel olarak, bu özelliklere sahip sermaye piyasaları etkin sayılabilir. Piyasanın etkinliğine inananlar, bir menkul kıymetin herhangi bir andaki fiyatının o menkul kıymetle ilgili bütün bilgileri yansıttığını, piyasada etkinliği azaltan olayların ise piyasanın denge getirisinin (denge getiri kavramı, “ satın al ve elde tut “ politikasıyla bir dönemde sağlanabilecek getiriyi ifade etmektedir) üzerinde bir getiri sağlayabilecek alım-satım stratejilerinin geliştirilmesi için yeterli düzeyde olmadığını söylerler.

Elde edilebilen bilgilerin düzeyine göre, piyasadaki etkinliğin alternatif tanımlamaları şöyle yapılmaktadır:

1.3.1. Zayıf Formda Piyasa Etkinliği

Eğer, geçmiş fiyat hareketlerine ilişkin bütün bilgiler hisse senedinin cari fiyatına yansımakta ise piyasanın zayıf-formda etkin olduğu söylenir. Zayıf formda etkin bir piyasada, geçmişte gerçekleşen fiyatlarla oluşturulan grafikler ya da bu fiyatlarla yapılan analiz olağanüstü kar sağlanmasında yararlı olmaz. Çünkü böyle bir piyasa da tarihi fiyatları elde etmek son derece kolaydır ve dolayısıyla bunları kullanarak normal-üstü getiri sağlamak mümkün olursa, herkes aynı işlemi yaparak söz konusu ilave kazancın hemen yok olmasına neden olur. Bu nedenle geçmiş fiyat hareketleri gelecekteki fiyat hareketlerinin tahmininde kullanılamaz. Eğer piyasa zayıf formda etkinse, hisse fiyatları rassal yürüyüş (random walk) izler, yani fiyat değişimleri birbirinden bağımsızdır. Sadece yeni bilgiler fiyat değişikliğine yol açar, bu yeni bilgilerin ortaya çıkışı da rassal olduğundan fiyat değişiklikleri de rassal olacaktır.

a. Getirilerin Öngörülebilirliği Testleri (Zayıf Formda Etkinlik Testleri)

Zayıf etkinlik testleri, tarihi getiriler, temettü ödemeleri, fiyat-kazanç oranları, faiz ve enflasyon oranları, piyasa dalgalanmaları, finansal varlıkları fiyatlama modelleri (CAPM); menkul kıymet getirilerinde gözlemlenen anomaliler gibi değişkenlerin kullanılarak hisse senedi getirilerinin öngörülebilir olup olmadığına yönelik testlerdir.

Çeşitli çalışmalardan elde edilen bulgular, hipotezin tersine getirilerin öngörülebildiğini, belli zaman dilimlerinin diğerlerine göre sürekli negatif veya pozitif getiri sağladığını kanıtlamış ve hisse senedi getirilerinde mevsimsel trendlerin var olduğu ortaya çıkmıştır. Örneğin pazartesilerin haftanın diğer günlerine sürekli negatif getiri, tatil öncelerinin tatil sonralarına göre daha yüksek getiri sağladığı tespit edilmiştir. Söz konusu trendler, sadece hisse senedi piyasalarında değil, hazine bonoları, tahviller, döviz ve mal piyasaları gibi diğer piyasalarda da gözlemlenmektedir.⁶

1.3.2. Yarı-Kuvvetli Formda Piyasa Etkinliği

Eğer, halka açıklanan bütün bilgiler hisse senedinin cari fiyatına yansiyorsa, piyasada yarı-kuvvetli etkinlik vardır. Yarı kuvvetli formda etkin olan bir piyasada; hisse senedinin fiyat hareketleri, alım-satım miktarı, kısa satış miktarı, ortaklığın gelir tablosu, temettü ödemeleri, fiyat kazanç oranları vb. halka açıklanan bilgilerden yararlanılarak olağanüstü kar sağlanması mümkün değildir.⁷

a. Olay Çalışmaları Testleri (Yarı-Güçlü Etkinlik Testleri)

Yarı güçlü etkinlik testleri esas olarak, yatırım kararları, temettü politikası değişiklikleri, birleşme ve devirler, yönetim değişiklikleri, sermaye yapısındaki değişiklikler gibi firmaya özgü bilgiler ile para arzı, döviz kurları, enflasyon, bütçe açıkları, üretim istatistikleri , önemli olaylar gibi makro ekonomik bilgilerin hisse fiyatlarına yansıma hızı üzerinde yoğunlaşmıştır.

⁶ Kocaman, Berna (1995). “ Yatırım Teorisinde Modern Gelişmeler ve İ.M.K.Borsası’nda Bazı Değerlendirme ve Gözlemler “. İMKB Araştırma Yayınları No.5, Ankara.

⁷ “Sermaye Piyasası ve İMKB Üzerine Çalışmalar” (1996). İşletme ve Finans: Ankara . (Kasım): ss 3-16

1.3.3. Kuvvetli-Formda Piyasa Etkinliđi

Eđer, halka açıklanmayanlar da dahil olmak üzere bütün bilgiler hisse senedinin cari fiyatına yansiyorsa piyasa kuvvetli formda etkindir denir. Kuvvetli-formda etkin bir piyasada ortaklıkla ilgili gizli bilgilere sahip olan yöneticilerin ve personelin dahi bu bilgilerden yararlanarak olađanüstü kar etmeleri mümkün deđildir.

a. Özel Bilgi Testleri (Kuvvetli Etkinlik Testleri)

Hisse senedi piyasalarının güçlü etkinliđini teste yönelik çalışmanın temel amacı, henüz fiyatlara yansımamış bilgileri kullanarak piyasada sürekli olarak normal-üstü getiri elde edebilen herhangi bir ayrıcalıklı bir grubun olup olmadığını araştırmaktır. Bu amaçla yapılan çalışmalar esas itibariyle üç grup üzerinde odaklanmıştır: İçerden öğrenenler (insiders traders); menkul kıymet analistleri ile borsa uzmanları ve profesyonel portföy yöneticileri.⁸

1.3.4. Günlere İlişkin Anomaliler

Günlere ilişkin anomalilerin temel amacı, haftanın belli bir veya birkaç gününün, diğer günlere oranla sürekli daha yüksek veya düşük getiri sağlayıp sağlamadığını araştırmaktır. Başka bir ifadeyle etkin piyasalar hipotezinin, haftanın bütün günlerinin ortalama getirilerinin veya getiri dağılımlarının aynı olduđu, günler arası getiri farklarının istatistiksel olarak sıfıra yakın olduđu varsayımının test edilmesidir.

⁸ Karan, Baha M (1996). “ Etkin Piyasa Teorisi ve Anomali “. İ.M.K.Borsası’ndaki Seminer Notu, İstanbul.

a. Haftanın Günleri veya Hafta Sonu Anomalisi

Haftanın günü veya hafta sonu anomalisi denilince, hisse senedi getirilerinin haftanın ilk işlem günü olan pazartesislerin (bazı ülkelerde salıları) sistematik olarak negatif getiri sağlamaları anlaşılmıştır.

a. Gün İçi Anomaliler

Gün içi anomaliler konusunda yapılan çalışmaların temel amacı; günün belli bir saatinin veya dakikalarla ölçülebilen belli bir zaman diliminin, diğer saatlere veya zaman dilimlerine göre sürekli olarak daha düşük veya yüksek getiri sağlayıp sağlamadığını belirlemektir.

1.3.5. Aylara İlişkin Anomaliler

Aylık anomalilere ilişkin çalışmalar, menkul kıymet getirilerinin yılın herhangi bir ayında diğer aylara göre farklı özellik taşıyıp taşımadığını, getiriler üzerinde ayların, ay başlarının, ay sonlarının, ayın ilk ve ikinci yarılarının veya yıl başları ile yıl sonlarının herhangi bir anlamlı etkisinin olup olmadığını araştırmak amacıyla yapılmaktadır.

a. Ocak Ayı Anomalisi

Ocak ayı anomalisine göre, menkul kıymet getirileri ocak aylarında diğer aylara göre sistematik olarak yüksek getiri sağlamaktadır. Söz konusu etki piyasa değeri düşük olan firmalar için daha belirgin bir özellik göstermektedir.

b. Yıl Dönümü Anomalisi

Yıl dönümü anomalisi veya yıl dönümü etkisi esas olarak aralık ayının son birkaç günü ile ocak ayının ilk haftasını içeren dönemde hisse senedi getirilerinde herhangi bir anlamlı trend gözlemlenmesi halinde söz konusu olmaktadır.

c. Ay Dönümü ve Ay İçi Anomaliler

Ay dönümü anomalisi, bir ayı dönümünü çevreleyen son ve ilk bir kaç günde ortalama getirilerde herhangi bir anlamlı trend olup olmadığıyla ilgili bir anomalidir. Ay içi anomaliler de ise temel amaç, hisse senedi getirilerinin ay içinde herhangi bir anlamlı trend gösterip göstermediğini araştırmaktır.

1.3.6. Tatillere İlişkin Anomaliler

Hisse senedi fiyatlarının tatil-öncesi ve sonrası dönemlerde herhangi bir olağandışı davranış gösterip göstermediği, tatillere ilişkin anomalilerin konusunu oluşturmaktadır.

1.3.7. Firma Büyüklüğü Anomalisi

Anılan anomaliye ilişkin çalışmaların temel amacı, firma büyüklüğünün hisse senedi getirileri üzerinde herhangi bir etkisi olup olmadığını saptamaktır. Bugüne kadar yapılan araştırmaların büyük bölümünde, piyasa değeri küçük firmaların hisse senedi fiyatlarının aralık ayının son gününden itibaren yükselmeye başladığı ve ocak ayında zirveye ulaşarak olağandışı bir eğilim gösterdiği belirlenmiştir.

1.3.8. Rassal Yürüyüş Teorisi

1953 yılında M.Kendall tarafından önerilip, Fama'nın geliştirdiği " Rassal Yürüyüş Teorisi (Random Walk Theory) " ⁹ etkin piyasalar varsayımının özel bir hali olarak düşünülebilir. Rassal yürüyüş teorisi, bir hisse senedinin piyasada oluşan fiyatlarını amaçsız yada rassal bir yürüyüşe benzetir. ¹⁰ Etkin bir piyasada birbirini izleyen fiyat ve getirilerdeki değişmelerin, birbirinden bağımsız olduğunu ve amaçsız dağıldığını söyler. Birbirini izleyen fiyatların bağımsızlığını, herhangi bir anda o hisse senedinin ortalama piyasa fiyatının, gerçek değerine eşit ya da yakın olduğu anlamını taşır. Gerçek değerden sapmalar olması, değişik yatırımcıların aynı bilgileri farklı değerlendirmelerinden kaynaklanmakta, zaman içinde denge durumuna gelmektedir. ¹¹ Rassal yürüyüşü benimseyenler, bunun yanısıra bir hisse senedinin geçmişteki fiyat hareketlerinin gelecekteki fiyat performansını etkilemeyeceğine de inanırlar. (Rassal yürüyüş teorisi) uygulamalı çalışmaların sonuçlarıyla doğrulanırsa, hisse senetleri piyasasının zayıf formda etkin olduğu söylenir.

Rassal yürüyüş, teknik analizle ya da grafikçilikle uyumlu değildir. Rassal yürüyüşün birbirini izleyen fiyat değişmelerinin bağımsız olduğunu iddia etmesine karşılık, grafikçiler fiyat değişmelerinin bağımlı olduğu, yani geçmişteki fiyat hareketlerinin gelecekte de kendini tekrarlayacağı kanısındadırlar.

Rassal yürüyüşle temel analiz arasındaki ilişki ise şöyle ortaya konulabilir; Rassal yürüyüşe inananlar, menkul kıymetin gerçek değerinden kısa dönemli (günlük,haftalık) sapmaların tesadüfi olduğunu söyler. Bu nedenle kısa dönemde rastgele yürüyen hisse senedi fiyatlarının uzun dönemde yukarıya ya da aşağıya hareket edeceğine inanmak mümkündür düşüncesini taşırlar. Yani rassal yürüyüş, görüşünde olanlar uzun dönemli

⁹ Fama, Eugene F.(1965). The Behavior of Stock Market Prices. The Journal Business Vol. 38. ss.34.

¹⁰ Fama, Eugene F.(1965). The Behavior of Stock Market Prices. The Journal Business Vol. 38. ss.34.

¹¹ Fama, Eugene F.(1970). Efficient Capital Markets : A Review of Theory and Empirical Work. Journal of Finance. ss.383.

trendler ve fiyat düzeylerinin belirlenmesi hakkında bir şey söylemez, yalnızca kısa dönem fiyat değişimlerinin bağımsız olduğunu söylerler. Rassal yürüyüş hipotezinin kabul edildiği bir piyasada temel analizcilerin, hisse senetlerinde tahmin ettikleri risk beklentisi, piyasanın genel beklentilerinden, önemli ölçüde farklılaşacağı durumlarda, yararlanmak üzere beklemek gerektiği düşüncesini öne sürerler.¹²

1.3.9. Dow Teorisi

Dow teorisi altı kritere dayanır. Bunlar;

- a) Burada ortalamalar her türlü faktörü (etkeni) içerir ve yansıtır. (Hisse senedi fiyat endeksleri, Dow'un bahsettiği ortalamalarla aynı anlamdadır.)
- b) Piyasada üç temel trend vardır. Her trend, süre bakımından kendinden bir büyük olan trendi düzeltir. Bir yıldan uzun olan ana trendler veya birincil hareketler, üç hafta ile üç ay arasında olan ikincil hareketler; üç haftadan az olan ufak oynama veya dalgalanmalardır.
- c) Ana trendler (birincil hareketler) üç aşamadan geçer. Fiyatlar düşüken akıllı yatırımcıların alıma geçtiği biriktirme ve toparlama dönemi; Fiyatlar hızla artarken trendi izleyen birçok kişinin alıma geçtiği boğa piyasası dönemi. Hisse senetlerinin özellikle akıllı yatırımcılar tarafından elden çıkarıldığı dağıtım dönemidir. (Bu aşama ayı piyasası olarak da adlandırılır.)
- d) Ortalamalar veya piyasa göstergelerinin birbirini onaylaması gerekir. Başka bir deyişle, endeks veya ortalamalar birbirleriyle aynı uyarı ve sinyaller vermelidir.
- e) İşlem miktarı (volume) trendi onaylamalıdır. Trend belirlenirken fiyata ek olarak işlem miktarına da bakılmalıdır. İster düşüş, ister artış olsun, her ana trend işlem miktarının artmasıyla desteklenir ve doğrulanır.
- f) Yönü veya eğiminin değiştiğine dair sinyaller alınana dek her trend geçerlidir.

¹² Rassal yürüyüş hipotezinin üç temel testi., Korelasyon Testleri, Runs Testleri, Filtre Testleri'dir.

1.3.10. Yatırımcı Psikolojisi, Teknik Analiz ve Temel Analiz Karşılaştırılması

Hangi faktörler insanları kumar oynamaya sevk eder ya da kumar oynamaktan kaçırır? Olasılık kuramını geliştiren 17. ve 18. yüzyıl matematikçileri, insanların cazip bazı riskleri göze almaya isteksiz olduklarını görmüşlerdir. Örneğin 500 dolar ödeyip kazanma şansı %50 olan (yarı yarıya) 1000 dolarlık bir piyangoya ancak bir kaç kişi katılmıştır. Bu, aslında matematiksel olarak şansı yüksek bir piyangodur. İsviçreli Matematikçi Daniel Bernoulli bu soruna tatmin edici bir cevap bulmuştur: “ Çoğu insan işin ilk kısmını, ödenecek para miktarını düşünüyor. Yani belli bir para verecek, kazanırsa karşılığında iki misli para alacaktır. Ama ilk vereceği para onun için, kazanacağı ikinci paradan daha büyük önem taşımaktadır. İnsanlar genelde ya verilecek paranın az olmasını ya da yüksek şans bulunmasını istiyorlar.” Bu ilke 20. Yüzyılda birçok ekonomik modelin hareket noktası oldu.¹³ İnsanlar, böyle durumlarda (çok para yatırıp, kazanma şansı yüksek olan) kazanma yüzdesi yüksek olduğu halde riske girmekten çekiniyorlar. Ama kesin kaybedecekleri durumlarda, riske girmeyi tercih ediyorlar. Kısaca az para yatırarak çok daha az kazanma şansı (riski yüksek olan) bulunan durumu tercih ediyorlar. Onun için kazanan kişi fazla riske girmiyor. Ama kaybı olan kişilerin girdiği riskler büyüyor. Hayatta kalma ya da ölüm söz konusu olduğunda insanlar, yine benzeri tercihleri seçiyorlar. İnsan hayatı kurtarmak gerektiğinde riske girmiyorlar. Söz konusu ölüm olunca onları kurtarmak için, riske girmeyi göze alıyorlar.¹⁴

Kahneman ve Tversky, Prospekt (Arayış) kuramının doğruluğunu göstermek için beş yıl birlikte çalıştılar. Prospekt kuralının temelinde şu yatmaktadır: “ İnsan zihninde öyle birşeyler vardır ki; kaybını dengeleyecek bir kazancının olacağını bilse bile bir parça para, mal veya hak kaybetmekten son derece rahatsız olur.” Kahneman ve Tversky ‘ye göre kayıplar insanların gözünde kazançlarından daha büyük görünür. Bu duruma en iyi örnek bazı mağzalarda belli bir faiz ödeme karşılığında kredi kartı uygulamasıdır. Müşterilerin, peşin para ile indirimli alabileceğini bildiği bir malı, karşılığını kredi kartıyla ödeyip daha

¹³ Thomas, J.Peters, Robert H.Waterman & Turgut Selami (1987). Yönetme ve Yükselme Sanatı. Altın Kitaplar: İstanbul.

¹⁴ Doğrusöz, Halim (1983). “ Oyunlar Kuramı Yaklaşımı ”. Bilim ve Teknik Dergisi. Ağustos.

yüksek fiyata alması olasıdır. Buradan anlaşıldığı üzere, insanların peşin para vermektense, indirim miktarından vazgeçtikleri anlaşılmıştır.¹⁵

Borsada spekülâtif hareketlerden yararlanarak para kazanmak, sanıldığı kadar kolay değildir. Bilgi ve deneyimlerle bu alanda uzmanlaşmak gerekir. Başarılı olanların sayısı, başarısız olanlara oranla oldukça azdır. Tesadüfen elde edilen başarılar ise tekrarlanmadığı için geçicidir. Borsada en çok dikkat edilecek nokta, alım ve satım zamanlamasının doğru yapılmasıdır. Bu amaçla geliştirilmiş yöntemler vardır. Finansal analiz ve teknik analiz bu yöntemlerin başında gelir.

Teknik analiz; piyasada oluşmuş çeşitli verileri kullanarak geleceği tahmin etmeyi amaçlar. Bu yöntemde bilgisayar ve grafiklerden sıkça yararlanır. Teknik analiz yanlıları fiyat, mikar, zamanlama, süre ve piyasadaki tüm hisse senetlerinin genel olarak gidişi hakkında bilgi veren istatistiksel rakam, oran ve endekslerle ilgilenir. Ama bunları oluşturan veya etkileyen sebeplere dikkat etmezler.¹⁶ Bu yöntemi kullananlar, piyasanın çeşitli dönemlerde belirli trendler izlediği varsayımını yapar ve bu trendlerin başlangıç ve dönüş noktalarının, yani piyasaya giriş ve çıkış zamanlarının yakalanabileceğine inanırlar. Teknik analizciler kullandıkları yöntem veya teknikler sayesinde, diğer analiz yöntemlerine göre daha iyi, erken ve sağlıklı bir uyarı sinyali aldıklarını savunurlar. Böylece hisse senedi piyasasındaki kişilere al, sat veya elde tut gibi öneriler de bulunabilirler.

Teknik analiz, alımdan sonraki birkaç gün veya hafta içinde kazanmayı amaçlayan spekülâtörler tarafından tercih edilir. Bu kişiler dışında uzun vadeli yatırımcılar da teknik analizi, temel analize ek olarak zamanlama için kullanırlar. Temel analizi kullananların amacı, genellikle uzun süreli yatırım sonucu temettü kazancı elde etmek, teknik analizcilerin ki ise kısa süre içinde sermaye kazancı sağlamaktır. (Hisse senedi satışı ile alış arasındaki fark) Temel analizciler teknik analizcilere göre daha çok veriyle ilgilenirler ve genellikle belli bir sektörde uzmanlaşırlar. Teknik analizciler ise bütün sektörde tamamiyle uzman olmaları sebebiyle, temel analizcilere göre daha kolay sektör ve piyasa değiştirip, analiz yapabilirler. Temel analizciler, ilgilendikleri şirketlerin gerçek değerlerini hesaplayıp piyasada oluşan fiyatlarla karşılaştırırlar ve buna göre alım-satım kararı verirler. Bir hisse senedinin gerçek değeri, şirketin mali tablolarındaki kalemlerin, şirket yönetiminin geçmiş

¹⁵ Uzunoğlu, Mustafa (1985). "Kararlar Çıkmazı". Bilim ve Teknik Dergisi. Eylül.

¹⁶ Özcam, Ferhat (1996). Teknik Analiz ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası . (Nisan) :Ankara. ss. 114-126

dönemlerdekine ek olarak, özellikle gelecekteki kar ve temettü dağıtma rakamlarının ve çeşitli risklerin incelenip yorumlanması sonucu bulunur.

Uzun vadeli yatırım aracı olarak borsaya bakıldığında da alım ve satım zamanlamasının, doğru yapılmasının ne kadar önemli olduğu anlaşılmaktadır. Sürekli dalgalanan piyasalarda, bir dönemde fiyatlar çok yükselebilmekte bir dönemde de çok düşebilmektedir. Uzun vadeli yükselen trendin tepe noktası olacak kadar ilerlemiş dönemlerinde yapılan uzun vadeli yatırım, gerçekte pek verimli değildir.

İniş çıkışlardan yararlanma isteği ile borsaya gelen spekülâtörler kısa vadeli düşünürler. Saatlik, günlük veya haftalık hareketin sonunda hisselerini satar veya alırlar. Kısa vadeli spekülasyon amacı taşıyan mutlaka zamanlama konusunda bilgili olmak zorundadır. Spekülasyonda dikkat edilecek noktaların en önemlisi, zamanlamanın doğru yapılmasıdır. Bunun için üç temel öğeye hakim olunması gerekir. Bunlar: Psikoloji , Analiz, Parasal Yönetimdir.

Yapılan işlemlerin, zarar veya kazançla sonuçlanmasında psikolojik davranışların payı büyüktür. Kişinin içinde bulunduğu psikolojik durum olaylara bakış açısını belirler. Dışarıdan gelen uyarılar neticesi korku ve sevinç duygularında değişimler olur. Bu değişimler sonunda farklı tepkiler oluşur. Parasal yönetimi, çok doğru yapan bir spekülâtörün analiz deneyimi de yüksek olabilir. Ama, psikolojik olarak yeterli durumda değilse başarı oranı azalır. Stres altında alınan kararların, çoğunlukla yanlış sonuçlar verdiği istatistiksel olarak saptanmıştır. Kişinin içinde bulunduğu psikolojik durum ile piyasanın faaliyet gösterdiği toplumun içinde bulunduğu psikolojik durumun doğru saptanması gerekir. Finansal analiz sonuçlarına göre alınan çok uzun vadeli yatırım kararlarında alım satım zamanlamasının yetersiz kaldığı gözlenmektedir. Teknik analiz, sadece borsada oluşan fiyatları inceleyerek arz ve talep eğiliminin ölçülmesine ve buna bağlı olarak karar vermeye yöneliktir.¹⁷ Teknik analiz, arz ve talebi, ekonomik, politik, finansal ve psikolojik nedenlerin birlikte oluşturduğunu kabul eder. Bu faktörlerden bazen biri, bazen diğeri fiyat oluşumunda öne çıkar.

Bilimsel anlamda yapılacak analizin en büyük özelliklerinden birisi, yetersiz eksik verilerle acele sonuca gitmekten kaçınmaktır. Özellikle borsa deneyiminin yetersiz olduğu ülkemizde toplum, içinde bulunduğu psikolojik koşulları fiyatlara hemen yansıtmaktadır.

¹⁷ Ergeç, Fulya (1997). Rüçhan Hakkının Kantitatif Modeller ile Fiyatlandırılması . Sermaye Piyasası Kurulu: Ankara.

Beklentiler gelecekte kaygı yönünde ise çoğunluk hisse senedini satmayı düşünür. Gelecekte umutların arttığı dönemlerde toplumda pozitif düşünce yayılmakta ve çoğunluk borsaya alıcı olarak gelmektedir. Hisse senedinin ait olduğu işletmenin, pazar payı çok genişleyebilir, karı çok artabilir. Toplumda başka nedenlere dayanan korku hakimse, işletmeden kaynaklanan beklenti hisse senedine yansımaz. Hatta borsa genelde düşme eğiliminde ise diğerleri gibi düşer. Burada anlatılmak istenen alım-satım zamanlamasının çoğu kez şirketlerin performansından bağımsız olduğudur. Psikolojik nedenlerin etkisi kısa süreli fiyat oluşumlarında kendisini her zaman hissettirmektedir.

Toplum; temel değerleri içinde bulunduğu döneme bağlı olarak ele alır. Toplum, karamsarlığın yaygın olduğu dönemlerde olumlu gelişmeleri dikkate almazken, olumsuz gelişmeleri abartma eğilimindedir. Aşırı iyimserliğin hakim olduğu dönemler de ise negatif gelişmeleri değerlendirmez. Pozitif gelişmeler ise, genel kanıyı desteklediği için hemen kabul görür. Aynı olay bazen olumlu değerlendirilirken bazen diğer koşulların etkisiyle olumsuz değerlendirilebilir. Dış çevreden gelen uyarılar değerlendirilmeden verilecek anlık tepkilerin, ister alım ister satım yönünde olsun çoğunlukla hatalı olduğu gözlenmektedir. Örneğin bir bakanın istifası haberinin alınması bazılarında hemen satım yönünde tepkiye dönüşür. Hangi fiyata olursa olsun önce satalım diye düşünürler. Bazıları ise aynı uyarı karşısında daha sakindirler. Hükümetin bakansız kalmayacağını bir kaç gün içinde yeni bakanın atanacağını düşünerek düşen fiyatlara, alım yönünde tepki verebilirler. Alınan bir haberle aşırı sevinç veya aşırı korku duyguları göstermek, davranışların kontrolünü zorlaştırır. Her gün seansları izleyerek kısa vadeli işlemler yapanlar bu duygularla daha sık karşılaşır. Birden bire alınan olumlu bir haberle heyecanlanan kişinin beklentileri en üst düzeye çıkabilir. Bu durumda günün en yüksek fiyatından alım yapılabilir. Oysa ilk alım paniğinden sonra satışların gelmesi muhtemeldir. Bir kaç gün beklense daha uygun fiyatlardan alım yapma şansı da olacaktır. Psikolojik faktörlerden kaynaklanan hatalı davranış biçiminin en aza indirilmesi için uygulanabilecek en iyi yöntem, dışarıdan gelen uyarılara tepki vermeden önce durumun iyi değerlendirilmesidir. Alım ve satım kararlarının seans dışında ve sakin bir ortamda alınması güdü ve heyecanların kişi üzerindeki etkisini azaltır. Daha önce alınmış bir karar, seansların gelişimine göre değiştirilmemelidir. Örneğin, satım kararı verilen bir hisse senedinin seans içinde alıcılı olması, fiyatının yükselmesi, verilen satım kararının değiştirilmesine yol açabilir. Verilen kararların ısrarla uygulanması kişisel yanlışları en aza indirilebilir. Uzun süre önce alınmış bir hisse senedi, ister teknik

veriler nedeniyle ister finansal analiz sonucunda satılmaya karar verilmiş olsun, seans başladığında fiyatı tavan olan hisse senedi, kişide şüphe uyandırır ve dışarıdan aldığı uyarıcılardan etkilenecek elindeki hisse senedinin daha çok prim yapmaya devam edeceğini düşünüp satış yapmaktan vazgeçer. Hatta yeni bir alım emri verebilir. Zamanında satılamayan hisse senedi daha düşük fiyatlara satılmak zorunda kalabilir.

Orta vadeli trendlerin üzerinde psikolojik etkiler çok daha azdır. Uzun vadede borsanın veya bir hisse senedinin gitmekte olduğu yön hakkında psikoloji etkili değildir. Uzun trendler, ekonomik gelişmeler, para politikaları gibi etkenlerdeki değişikliğe göre şekillenir. Fiyatlara her zaman, çoğunluk yön verdiği için kişinin doğruyu görmesi haklı olduğunu göstermez. Temel verilerin doğru değerlendirilmesine rağmen borsadaki gelişmelerin beklenildiği gibi olmaması bundan kaynaklanmaktadır.

Matematiğin, borsada geçersiz olduğu çoğu kez görülmektedir. Borsa bazen yanlışlar yapabilir. Beklenmedik bir hisse senedinin fiyatı inanılmaz şekilde inebilir veya çıkabilir. Borsa, çoğunluğun istediği gibi davranır. Çoğunluk ise yanlış düşünüyor olabilir. Borsa mantığı ile düz mantığın uyuşmamasının nedeni çoğunlukla toplumsal psikolojidir.

Borsada fiyatların dönemsel salınımlar halinde geliştiği varsayılır. İniş ve çıkış periyodlarının belli bir düzen içinde tekrarlandığını kabul eden Teknik analizciler; trend değişikliğinin oluşacak muhtemel günlük katsayılar ile bulunabileceğini öne sürmektedirler. Zaman tahmininde kullanılacak grafikler ise tatil günleri de hesaba katılarak çizilmelidir. Tahmin yapıldıktan sonra, varsa aradaki tatil günleri hesaplanıp tahmin sonucuna eklenmelidir. Mevsimlik, benzer dalgalanmalar gösteren hisse senetlerinde başarılı tahmin yapma olasılığı daha yüksektir. Fiyat salınımları, dinamik ve statik dönemler olarak iki grupta ele alınmaktadır. Statik hareketler de, hem zaman hem de fiyat yüksekliği bakımından birbirine benzeyen iki tepe veya iki taban arasında geçen süre (zaman) birbirine eşittir. Dinamik hareketlerde, periyod aralıkları düzensizdir. İki tepe veya iki taban arasındaki süre bazen kısa bazen uzun gelişir. Fiyat hareketleri zaman açısından incelendiğinde düzenli ve düzensiz dalgalarla karşılaşmaktadır. Fiyat salınımlarının yaklaşık aynı sürelerde kendini tekrarlaması statik hareketlerdir. Salınımlardan bazılarının kısa bazılarının da uzun sürmesi dinamik salınım olarak adlandırılır.¹⁸

¹⁸ Serper, Özer (1993). Uygulamalı İstatistik 2. Filiz Kitabevi: İstanbul.

II. ARAŞTIRMANIN AMACI

Araştırmada Ocak 1991 - Kasım 1998 yılları arasındaki dönemi kapsayan İMKB (günlük kapanış) endeks verileri, serbest piyasada oluşan günlük dolar değeri (TL cinsinden) kullanılmıştır. Veriler İMKB günlük, aylık ve yıllık bültenlerinden ve Metastock verileri kullanılarak elde edilmiştir.

Analizde kullanılan endeks serileri;

Verilerin günlük olarak alınıp hesaplandığı $B = \text{Log} (\text{Borsa}_t / \text{Borsa}_{t-1})$ ve verilerin aylık olarak alınıp hesaplandığı $Y = \text{Log} (B_t / B_{t-1})$ olarak;

Dolar'ın kur değeri TL cinsinden;

Verilerin günlük olarak alınıp hesaplandığı $Do = \text{Log} (\text{Dolar}_t / \text{Dolar}_{t-1})$ ve verilerin aylık olarak alınıp hesaplandığı $X = \text{Log} (Do_t / Do_{t-1})$ olarak tanımlanmışlardır . Endeksi etkileyen bir çok faktör olmasına karşın Türkiye'nin toplumsal yapısında önemli yeri olan değişken olarak “ dolar ” görüldüğü için analizde dolar üzerinde yoğunlaşmıştır. Dolar değişkeni ile İMKB endeksini arasında negatif bir ilişkinin olması gerekir. İktisadi serilerin durağan olmaması sözkonusu olduğu için, logaritmik dönüşüm uygulanmıştır. Serilerin logaritmik ilk farkları, serilerin durağan olmasını sağlamakta yardımcı olmaktadır ve serilerin büyüme hızını vermektedir.

Dolar ile Endeks arasında ilişki aranırken, ilk olarak serilerin durağan (stationary) ve ortak bütünlenen (cointegrated) olma durumları test edilmiştir. Serilerin ortak-bütünlenen oldukları belirlendiğinde ise, sözkonusu serilerin Hata Giderme Mekanizması tarafından gösterimi yapılacağından bununla kısa ve uzun dönem dinamikleri hesaplanmaya çalışılmıştır. Sonra da Türkiye'de İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın ve serbest piyasa dolar kuru'nun zayıf- formda etkin olup olmadığını belirlemek amacıyla, Ocak 1991 - Kasım 1998 yılları arasındaki dönemi kapsayan endeks ve dolar verilerini kullanarak a)Günlere ilişkin, b) Aylara ilişkin mevsimsel trend anomalileri araştırılacaktır. Sonuç bölümünde ise genel bir değerlendirme yapılarak tez bitirilecektir.

III. ARAŞTIRMANIN TEORİK ESASLARI

3.1 Zaman Serileri

Zaman serisini değerlendirmek için, parametrik modeller yardımıyla otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarının kullanılması, zaman ortamındaki çözümleme olarak adlandırılır.

Gözlem sonuçlarını, (gün, hafta, ay, üç ay, ve yıl) olarak sıralanmasıyla elde edilen diziye zaman serisi adı verilir. Yıllık enflasyon oranlarını, üç aylık para arzı rakamlarını, IMKB’de işlem gören hisse senetlerinin aylık getirilerini ve günlük döviz kurlarını gösteren seriler bu niteliktedir.

Zaman serileri çeşitli faktörlerden etkilenmektedir. Bu faktörleri, a) Trend (T), b) Mevsimlik dalgalanmalar (M), c) Konjonktürel dalgalanmalar (K) ve d) Düzensiz hareketler (D) şeklinde dört başlık altında toplamak mümkündür. Bu faktörlerden trend, zaman serisinin uzun dönem içindeki ana eğilimini gösterir. Mevsimlik dalgalanmalar, daha çok ele alınan iktisadi değişkene ilişkin aylık ve üç aylık verilerde kendini gösterir. Özellikle mevsimler itibarıyla farklılık gösteren değişkenlerde bu dalgalanmalar daha belirgin olarak ortaya çıkar. Konjonktürün etkisini taşıyan dalgalanmalar, konjonktürel (dönemsel) dalgalanmalar olarak adlandırılır. Varlığı önceden tahmin edilemeyen ve etkisini ender olarak gösteren düzensiz hareketler ise doğal ve sosyo-ekonomik sebeplerden kaynaklanır. Trend, mevsimlik dalgalanmalar ve konjonktürel dalgalanmalar belirlenebildikleri halde, düzensiz hareketleri kestirmek pek mümkün olmaz.

Zaman serisinin gözlem (gerçek) değerleri (Y) ile zaman serisini etkileyen faktörler arasında

$$Y = T + M + K + D$$

$$Y = T + M * K * D$$

$$Y = T + M + K * D$$

şeklinde ilişki kurulabileceğini ileri süren görüşlere rastlanmasına rağmen, bu konuda genellikle ¹⁹

$$Y = T * M * K * D$$

şeklinde bir ilişkinin geçerli olduğu varsayılır. Bu eşitlikler aylık veya üç aylık zaman serileri için sözkonusudur. Yıllık zaman serilerinin mevsimlik dalgalanmaları (M) içermeyeceği dikkate alınır, bu serilerde M değişkeninin sözkonusu eşitlikte yer almayacağı görülür.

Yukarıda belirtilen faktörlerden etkilenen zaman serilerine ilişkin iki temel varsayım ileri sürülür. Bunlar:²⁰

- a) Geçmiş dönemlerdeki değişmelerin gelecek dönemlerde de tekrarlanarak aynı eğilimi taşıyacağı,
- b) Kullanılan zaman serisi verilerinin olasılık kurallarına göre toplandığı şeklindedir.

Gözlenen Y_t serisi, stokastik (olasılıklı) süreç olarak adlandırılacak olan teorik bir sürecin gerçekleşmesi şeklinde dikkate alınabilir. İstatistikte çok önemli olan anakütle ve örneklem kavramlarının, zaman serilerindeki karşılığı teorik stokastik süreç ve gerçekleşme (veya gözlenen seriler) kavramlarıdır. Stokastik Y süreci, $Y (w, t)$ şeklinde iki boyutlu olan bir değişkendir. Diğer bir değişle, Y olasılık (şans) değişkenine (w) ve zaman değişkenine (t) bağlıdır. t 'nin sabit olması durumunda, diğer bir değişle şans dikkate alınmazsa, zaman içinde sıralı değer alan zaman serisi örnekleme ($Y(t)$) haline gelecektir.

Örneklem kavramının, zaman serilerindeki karşılığının gerçekleşme olduğu ifade edildi. Böylece istatistiksel çıkarım mantığından hareketle şöyle bir bağlantı kurmak mümkündür. İstatistiksel çıkarımda anakütleden çekilen örneklem yardımıyla anakütle parametreleri hakkında tahminde bulunulmaya çalışılır. O halde, teorik zaman serisinden (anakütle) çekilen bir gerçekleşmenin, yani gözlenen veriler (örneklem) yardımıyla stokastik süreç hakkında çıkarımda bulunmanın da aynı anlama geldiği söylenebilir.²¹

Zaman serileri çözümlemesinin en önemli amacı, gözlemlenmiş serilere ilişkin mevcut bilgiden hareketle, stokastik sürecin yapısı veya özellikleri hakkında çıkarım yapmaktır. Bu bir frekans serisinin çeşitli momentleri ile serinin yapısını araştırmaya benzetilmektedir. Böylece, stokastik sürecin gerçek yapısı veya dinamiği belirlenerek, geçmiş

¹⁹ Serper, Özer (1993). Uygulamalı İstatistik 2. Filiz Kitabevi: İstanbul

²⁰ Gürsakaç, Necmi (1996). Zaman Serileri ders notları

²¹ Serper, Özer & Aytaç, Mustafa. (1988). Örneklem . Filiz kitabevi: İstanbul

dönemlerde serinin izlediği yolun gelecek dönemlerde de tekrarlanarak devam edeceği varsayımı ile bir taraftan geçmiş açıklanmaya, diğer taraftan da gelecek tahmin edilmeye çalışılmaktadır. Geleceğin güvenilir olarak tahmin edilmesi ise, stokastik sürecin yapısının doğru olarak belirlenmesine ve bu varsayımın doğruluğuna bağlıdır.

Tahmin, geleceğe yönelik olabileceği gibi geçmişe yönelik de olabilir. Örneklem hacmi n , zaman dönemi t ($t = 1, 2, \dots, n$) ve gecikme sayısı k olmak üzere, gözlem değerleri t döneminde Y_t , negatif gecikmelerde Y_{t-k} ve pozitif gecikmelerde Y_{t+k} şeklinde gösterilir. Burada $t-k$, geçmiş dönem genişliğini ve $t+k$ de gelecek dönem genişliğini ifade eder. Geçmiş dönemin tahmini “ geriye tahmin (backcast) ”, gelecek dönemin tahmini ise “ ileriye tahmin veya öngörü (forecast) ” olarak adlandırılır.

Zaman serileri çözümlemesi farklı niteliklere sahip seriler üzerinde uygulanabilir. Bu nedenle, zaman serilerini sınıflandırmakta yarar vardır. Bu durum, zaman serilerinin dört farklı açıdan sınıflandırılabilceğini göstermektedir.

- 1) Toplanma şekillerine göre; a) Sürekli; b) Kesikli
- 2) Geldikleri Kaynaklara göre; a) İktisadi; b) Fiziksel
- 3) Göstermiş oldukları periyodik şekillere göre; a) Mevsimlik; b) Mevsimlik Olmayan
- 4) Ortalamalardan büyük sapma gösterip göstermediklerine göre; a) Durağan; b) Durağan olmayan

Devamlı derleme sonuçlarından oluşan serilere “ sürekli zaman serileri ”, ani derleme sonuçlarından oluşan serilere ise “ kesikli zaman serileri ” adı verilir. Diğer bir deyişle, gözlem değerlerinin zaman içinde devamlı olarak toplanması halinde birinci ve belirli bir zaman aralığına göre toplanması halinde ise ikinci tür zaman serileri ortaya çıkar.

Gözlem değerleri, ekonomik değişkenlerden elde edilebileceği gibi fiziksel bilimlerdeki değişkenlerden de elde edilebilir. Bunlardan birincisine “ İktisadi zaman serileri ” ve ikincisine de “ Fiziksel zaman serileri ” adı verilir. Aynı mantıkla, bazı gözlem değerlerinin göstermiş oldukları periyodik şekiller mevsimsel etkileri içerir, bazıları ise içermez. Bunlardan birinci durumdaki serilere “ mevsimlik zaman serileri ”, diğerlerine ise “ mevsimlik olmayan zaman serileri ” denilir.

İncelenen zaman dönemi boyunca serinin ortalaması ve varyansı sistematik bir değişme göstermiyorsa veya seri periyodik dalgalanmalardan arınmış ise yani seride istatistiksel bir denge söz konusu ise bu tür zaman serileri “ durağan zaman serileri ” şeklinde adlandırılır. Durağan olmayan serilerde, serinin bir bölümü diğer bölümüne göre

büyük dalgalanmalar gösterir. Bu tür dalgalanmalar gösteren serilere “ durağan olmayan zaman serileri “ adı verilir.

3.2 Zaman Serilerinde Durağanlık

Durağan (stationary) zaman serilerinin tanımında belirtildiği gibi, stokastik bir sürecin ortalaması ve varyansı zaman dönemi boyunca sistematik bir değişme göstermiyorsa, seri durağan zaman serisi adını alır. Bu, “ durağanlık “ koşulunun geçerli olduğu anlamına gelir. İktisadi zaman serileri genel olarak durağan değildir. Zaman serilerinin modellenmesinde ve nedensel ilişkilerinin belirlenmesinde serilerin durağan olması arzu edilir bir özelliktir.

Stokastik bir Y_t sürecinin ortalamasının (μ) ve varyansının (σ^2) sabit olması durumunda, sürecin durağan olduğu ve ayrıca kovaryansı [$\text{Cov} (Y_t, Y_{t-s}) = \tau_s$] olması durumunda ise sürecin kovaryans durağan olduğu söylenir. Kovaryans durağanlık, kovaryans fonksiyonunun (τ_s) zamana değil, sadece zaman genişliğine (s) bağlı olması sebebiyle sağlanır. Böylece kovaryans durağanlığın, serilerin ortalamasının ve varyansının zaman boyunca sabit olması ile birlikte, kovaryanslarının da eşit zaman genişliklerinde farklı olmaması anlamına geldiği anlaşılır.

Durağanlık ve kovaryans durağanlık $t_1, t_2, \dots, t_n$ dönemlerinin herhangi birinde elde edilen n gözleme ilişkin bileşik (joint) olasılık dağılım fonksiyonu ile $t_1+s, t_2+s, \dots, t_n+s$ dönemlerinde elde edilen, n gözleme ilişkin bileşik olasılık dağılım fonksiyonu;

$$F (Y_{t_1}, Y_{t_2}, \dots, Y_{t_n}) = F (Y_{t_1+s}, Y_{t_2+s}, \dots, Y_{t_n+s})$$

şeklinde birbirine eşit ise, stokastik bir sürecin özellikleri farklı zaman dönemlerinde değişmiyorsa, bu stokastik sürecin “ tam olarak durağan “ (strictly stationary) olduğu söylenir. Sürecin ortalamasının $E (Y_t) = \mu$ ve kovaryansının $E (Y_{t-1} - \mu) (Y_{t-2} - \mu) = \tau_s$ olması durumunda ise kovaryansın durağan olduğu söylenir.²²

²² Işığöçer Erkan (1994). Zaman Serilerinde Nedensellik Çözümlemesi . Uludağ Üni.Basımevi: Bursa.

Böylece stokastik sürecin kovaryans durağan olması durumunda pozitif gecikmeler ile negatif gecikmeler arasındaki otokovaryansların birbirine eşit ($\tau_s = \tau_{-s}$) durağan olmaması durumunda ise eşit olmadığı sonucu çıkarılabilir. Tam durağan süreç aynı zamanda kovaryans durağan süreçtir. Ancak kovaryans durağan bir süreç, tam olarak durağan bir süreç değildir. Bunun nedeni, tam olarak durağan bir sürecin, kovaryans durağanlığına ek olarak 3. ve 4. momentlerinin de durağan olmasını gerektirmektedir. Uygulamada tam olarak durağanlık yerine kovaryans durağanlığın yeterli görülmesi nedeniyle, 3. ve 4. momentlere bakılmaz.

3.3 Durağan Olmayan Serilerde Durağanlığın Sınanması

Zaman serisi verilerinin olasılık kurallarına göre toplandığı şeklindeki varsayım gereği, zaman içinde büyük değişkenlik gösteren (durağan olmayan) serilerle mevsimlik dalgalanma gösteren serilere, belirli olasılık kurallarını uygulamak ve bu serilere dayanarak öngöründe bulunmak sakıncalıdır. Bu durumdan kaçınmak için durağan olmayan serileri durağan hale getirmek ve serileri mevsimsel etkilerden arındırmak gerekir. Bu amaçla çeşitli dönüşüm işlemlerine başvurulur. Sözkonusu dönüşümler: “Logaritma alma, Fark alma, Filtreleme, Trendden arındırma” şeklinde sınıflandırılır.

İktisadi değişkenler, gerçek değerleri üzerinde doğrusal değil, genellikle logaritmik değerleri üzerinde doğrusaldır. Bu nedenle, serilerin gerçek değerleri yerine logaritmik değerlerinin kullanılması önerilir. Diğer bir deyişle, sürecin ortalaması arttıkça, gözlemlerin değişkenliğinin de arttığı bazı durumlarda, gözlemlerdeki oransal değişimler ortalama göre bağımsız olduğundan logaritma almanın faydaları vardır.

Box ve Jenkins, logaritma almanın yanında durağanlığın genellikle birinci veya ikinci dereceden fark alma ile sağlanacağını belirtmektedir. Bu ifadelerden de anlaşılacağı gibi, logaritma alma “varyansı”, fark alma ise “ortalama” durağan hale getirmektedir. Birinci mertebeden fark alma:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} \text{ şeklinde tanımlanır.}$$

3.3.1. Dickey-Fuller (DF) Birim Kök Testleri

Zaman serilerinin birim kök içerip içermediğini sınamak için geliştirilen ilk biçimsel testler “Dickey-Fuller” birim kök testleridir. Basit bir otoregresif model ele alındığında,

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t, \quad e_t \approx \text{iid} (0, \sigma_e^2) \quad (1.1)$$

Modelde Y_t 'nin birim kök içermesi $|\rho|=1$ anlamına gelmektedir. Bu nedenle $|\rho|=1$ sıfır hipotezini, yani serinin birim kök içerdiği için durağan olmadığını ifade eden hipotezi, serinin durağan olduğunu ifade eden $|\rho|<1$ alternatif hipotezi karşısında sınavarak serinin gerçekten birim kökünün olup olmadığını anlayabiliriz. Bu test parametre ile ilgili bir sınav olduğu için t-testi kullanılabilir. Fakat, Dickey-Fuller $|\rho|=1$ sıfır hipotezi altında ρ ile ilgili olağan t- istatistik dağılımının, olağan ve simetrik olmadığını, kısaca eğilimli olduğunu gösterir. Bu nedenle t-istatistiği ile yapılan sınamada standart t-tablosu yerine düzeltilmiş t-tablosunun, yani Dickey ve Fuller'ın adlandırdığı τ (Tau) tablosunun kullanılması gerektiğini belirtmişlerdir.²³

(1.1) 'de sözü edilen model, zaman trendi veya bir sabit içermediğinden dolayı, kısıtlayıcı olarak düşünülür. Model (1.1) 'in seçilmesi için en azından, söz konusu serinin sıfır ortalaması olduğuna dair önceden bilinen nedenlerin bulunması gerekir. Sıfırdan farklı ortalamaya izin veren bir alternatif model,

$$Y_t = \mu + \rho Y_{t-1} + e_t \quad (1.2)$$

olarak görülür. Sıfır hipotezi yine $|\rho|=1$ ve alternatif hipotez $|\rho|<1$ 'dir. Burada hipotez testi yine t-testi ile yapılabilir. H_0 hipotezi'nin doğru olup olmamasına bağlı olarak modelin yorumu değişmektedir.

Bir başka alternatif model, hem sıfırdan farklı ortalamaya hem de bir zaman trendine izin veren,

$$Y_t = \mu + \gamma t + \rho Y_{t-1} + e_t \quad (1.3)$$

²³ Dickey D.A. & Fuller W.A.(1981). “ Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root “, *Econometrica*, Vol:49 (No: 4), ss. 1057-1072.

modelidir. Özellikle, Nelson ve Plosser'in²⁴ ampirik çalışması, serinin fark-durağan olduğu hipotezini, trend-durağan alternatifine karşı test etmeyi yaygınlaştırmıştır. Bu model ile deterministik trendin varlığında birim kök sınanmak istenir. Bu nedenle olası bir deterministik trendinde sıfırdan farklı bir ortalamaya izin veren model (1.3) kullanılarak $|p| = 1$ sıfır hipotezi $|p| < 1$ alternatifi karşısında yine t-oran testi ile sınanabilir.

Yukarıdaki üç modeldeki birim kök testleri için t-testi yanısıra, bir diğer test $T(p-1)$ katsayı testleridir. Burada T gözlem sayısını temsil etmektedir. p ise yukarıdaki modellerdeki (1.1, 1.2, 1.3)'de yer alan p 'nin Olağan En Küçük Kareler (OEKK) tahminidir.

Dickey-Fuller (DF) testlerinin uygulanmasında daha kolay olduğu için yukarıdaki modeller yerine, onlara eşdeğer olan dönüştürülmüş modeller kullanılır. Dönüştürme işlemi (1.1, 1.2, 1.3) 'deki modellerin her iki tarafından Y_{t-1} çıkartılarak yapılır. Bu durumda test uygulaması ;

$$\begin{aligned} Y_t - Y_{t-1} &= p Y_{t-1} - Y_{t-1} + e_t \\ \Delta Y_t &= (p - 1) Y_{t-1} + e_t \\ \Delta Y_t &= \phi Y_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad (1.4)$$

$p=1$ sıfır hipotezi, $\phi = 0$ sıfır hipotezi ile aynı anlama geldiği için doğrudan ϕ 'nin anlamlılık testi, ya t-testi veya katsayı testi ile yapılabilir. Bu test tek yanlı bir test olduğu için çeşitli anlamlılık düzeylerinde kritik değerlerin tümü negatif işaretlidir. Bu yüzden $H_0: \phi = 0$ hipotezini red edebilmek için hesaplanan t-değerinin, negatif olan kritik değerden daha küçük (yani mutlak değer olarak daha büyük) olması gerekir, aksi halde birim kökün varlığı kabul edilir. Dönüştürülmüş modelde katsayı testi kullanıldığında $T(p-1)$ yerine $T(\hat{\phi})$ kullanmak gerekir. Burada hesaplanan değer, tablo değeriyle verilen $\hat{p}$ kritik değeri ile kıyaslanır. t-testinin prosedürüne benzer şekilde, hesaplanan değer (negatif) $\hat{p}$ kritik değerinden küçükse, sıfır hipotez red edilir. Sıfır hipotezin red edilememesi (kabul edilmesi), serinin rassal yürüyüş olduğunu, alternatif hipotezin kabul

²⁴ Nelson Charles R. & Plosser Charles (1982). " Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications". Journal of Monetary Economics. ss. 139-162.

edilmesi ise sürecin durağan AR (1) olduğunu ima eder. Bu modelin geçerli olabilmesi için serinin sıfır ortalamaya sahip olduğuna ilişkin önsel bilginin bulunması gerekir.

Sıfırdan farklı ortalamaya izin veren model (1.2)'nin dönüştürülmüş biçimi

$$\begin{aligned}\Delta Y_t &= \mu + (p-1) Y_{t-1} + e_t \\ \Delta Y_t &= \mu + \phi Y_{t-1} + e_t\end{aligned}\quad (1.5)$$

formundadır. Burada $\phi = 0$ hipotezi yine t-testi veya $T(\phi)$ testi ile sınanabilir. Model (1.3)'ün dönüştürülmüş biçimi ise,

$$\Delta Y_t = \mu + \gamma t + \phi Y_{t-1} + e_t \quad (1.6)$$

Burada $\phi = 0$ sıfır hipotezi t-testi veya $T(\phi)$ testi ile sınanabilir.

Gerek model (1.5) ve gerek model (1.6)'ya göre sıfır hipotezin doğru olup olmamasına göre μ ve γ 'nın anlamlarını değiştirmektedir. Örneğin, model (1.5)'in $\phi = 0$ (yani $p=1$) sıfır hipotezi doğru olduğunda model,

$$\Delta Y_t = \mu + e_t \quad (1.7)$$

biçimine, yani kayan rassal yürüyüşe (Random Walk with Drift) dönüşür. $\mu \neq 0$ olması durumunda μ trendi temsil eder. Fakat $\phi < 0$ ise (yani $p < 1$) ise, bu durumda Y_t sabit ortalama etrafında durağandır. Ancak farklı bir trende sahip değildir. Benzer şekilde model (1.6) için sıfır hipotezi doğru olduğunda, μ parametresi trendi, γ parametresi ikinci dereceden trendi temsil ederken, sıfır hipotezin yanlış olması durumunda (veya alternatif hipotez altında) μ düzeyi, γ ise trendi belirler. Sıfır ve alternatif hipotez altında söz konusu parametrelerin farklı anlamlarının olması sorununa yönelik bir çözüm yolu olarak;

$$Y_t = \mu + u_t, \quad u_t = p u_{t-1} + e_t \quad (1.8)$$

olarak alınmasını önerilir. Model (1.8);

$$\Delta Y_t = \mu (1-p) + (p-1) Y_{t-1} + e_t \quad (1.9)$$

olarak yazılabilir. Bu modelin (1.5)'ten farkı farklı kesme teriminde bulunmaktadır. Böylece $H_0 : p = 1$ hipotezi doğru olduğunda Y_t serisi kaymasız rassal yürüyüşe (Random Walk with Drift) dönüşmekte, alternatif hipotez $|p| < 1$ altında ise Y_t sıfırdan farklı bir ortalama etrafında durağan olmaktadır. (1.9)'u sınamak için;

$$\Delta Y_t = c + \phi Y_{t-1} + e_t \quad (1.10)$$

regresyonu tahmin edilir ve $\phi = 0$ olup olmadığı, daha önceden söylendiği gibi t-oranı veya katsayı testi ile sınanır. (Burada $c = \mu (1-p)$ ve $\phi = (p-1)$ 'dir). Model (1.10) nun sabitinin (c) olmasının, gerçekten sıfıra eşit olup olmadığı aşağıda açıklanan ortak hipotez ile ayrıca sınanabilir.

Sıfırdan farklı ortalamaya ilave olarak deterministik trende izin veren model,

$$Y_t = \mu + \gamma t + u_t \quad u_t = p u_{t-1} + e_t \quad (1.11)$$

şeklindedir. Böylece bu model,

$$\Delta Y_t = [\mu(1-p) + \gamma p] + \gamma(1-p)t + (p-1)Y_{t-1} + e_t \quad (1.12)$$

biçiminde yeniden yazılabilir. Bu modelde $H_0 : p = 1$ hipotezi doğru olduğunda

$$\Delta Y_t = \gamma + e_t \quad (1.13)$$

olur. Bu denklem kayan rassal yürüyüş olduğu için burada γ trendi temsil eder. Alternatif hipotez altında, katsayısı $\gamma(1-p)$ olan trend mevcuttur. Böylece, hem sıfır hem de alternatif hipotez altında trendin varlığı sağlanmış olur. Model (1.12) kullanılarak, birim kökü sınamak için önce,

$$\Delta Y_t = c_0 + c_1 t + \phi Y_{t-1} + e_t \quad (1.14)$$

regresyonu tahmin edilir ve $\phi = 0$ hipotezi t-oranı veya katsayı testi ile sınanır. Bu modelde de c_0 ve c_1 'in de ortaklaşa sınıandığı bir ortak hipotez testi de kullanılabilir.

3.3.2. Genişletilmiş (Augmented) Dickey- Fuller (ADF) Testi

Yukarıda açıklanan Dickey-Fuller (DF) testlerinde hata terimi e_t 'nin beyaz gürültü (white noise) süreci olduğu, yani serisel korelasyon bulunmadığı varsayılmaktadır. Hata terimi e_t 'deki olası serisel korelasyonun (ki bu otokorelasyonlu olup modelden dışlanmış değişkenlerden kaynaklanabilir.) OEKK tahmini üzerindeki etkisini gidermek için yukarıdaki DF modellerine, bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri eklenerek elde edilen

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (1.15)$$

modele “ Genişletilmiş Dickey-Fuller “ (ADF) regresyonu ve bu model yardımıyla yapılan birim kök testlerine genişletilmiş (augmented) Dickey-Fuller veya kısaca ADF testi denir.

Modelde yer alan $\phi = (p-1)'$ dir. Model (1.15) yardımıyla çeşitli hipotez testleri uygulanabilir. Örneğin, $H_0 : \phi = 0$ hipotezi için yukarıda söylediğimiz t-oranı veya katsayı testi uygulanabilir. Ortak (Joint) hipotez testi, model (1.15) yardımıyla da yapılabilir. Ortak hipotez testini uygulamak için F-istatistiğinden yararlanılır. Örnek olarak; $H_0: \beta = 0, \phi = 0$ ortak hipotezini sınamak için F- istatistiği kullanılır. Fakat t-oranı testinde olduğu gibi F-istatistiğinin de dağılımı sıfır hipotez altında standart F-dağılımına uymadığı için Dickey- Fuller (1981) tarafından hesaplanan ve ϕ tablosu olarak adlandırdıkları düzeltilmiş F-tablosunu kullanmak gerekir. ϕ tablosunda yer alan ϕ_1, ϕ_2 ve ϕ_3 kritik değerleri üç değişik ortak hipotez için hesaplanmıştır. Model (1.15) için:

- 1) $H_0: \beta = 0, \phi = 0$ hipotezi için ϕ_3 kritik değerleri;
- 2) $H_0: \alpha = 0, \phi = 0$ hipotezi için ϕ_1 kritik değerleri;
- 3) $H_0: \alpha = 0, \phi = 0, \beta = 0$ hipotezi için ϕ_2 kritik değerleri;

kullanılır.

Test prosedürünü bir örnekle açıklayalım $H_0: \beta = 0, \phi = 0$ hipotezini sınamak için önce model (1.15) OEKK ile tahmin edilir ve artık kareler toplamı (SSR_a) hesaplanır. Sonra, $\beta = 0, \phi = 0$ olan kısıtlanmış model ;

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (1.16)$$

tahmin edilir ve artıkların kareleri toplamı (SSR_R) hesaplanır. Elde edilen bu değerler

$$F = (T - k) (SSR_R - SSR_a) / m (SSR_a) \quad (1.17)$$

formülünde yerine konarak F-değeri hesaplanır. (1.17) 'de yer alan T = örneklem büyüklüğü, $k = (1.15)$ 'teki (kısıtlanmamış modeldeki) parametre sayısı ve m = kısıtlama sayısıdır. Elde edilen F-değeri, tablo değeriyle istenilen anlamlılık düzeyinde ϕ_3 kritik değeri ile kıyaslanır. Eğer hesaplanan F-değeri Dickey-Fuller (1981) kritik değerinden küçükse H_0 hipotezi red edilemez. Bunun anlamı, serinin birim kökü var. Fakat deterministik trendi yok demektir.

a. ADF Testinde Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

ADF testini uygulayabilmek için otokorelasyon mertebesinin (p) belirlenmesi önem taşımaktadır. Uygulamalarda otoregresif gecikme uzunluğu (p_0) önceden bilinmediği için bunun araştırmacı tarafından seçilmesi gerekir. Bu seçimi yapmak için iki yol mevcuttur. Birinci yol p 'nun keyfi olarak belirlenmesidir. Bu durumda, p -değerinin göreceli olarak büyük seçilmesi arzulanır. Çünkü p -değeri çok küçük seçilirse birim kök'e ilişkin çıkarım eğilimli olur. Bununla birlikte, p -değerinin çok büyük seçilmesi ADF testinin sonlu örneklem özelliklerini olumsuz yönde etkileyebilir.

İkinci yol, gecikme uzunluğunun (p)'nin mevcut verilerden hareketle belirlenmesidir. Verilere dayalı model seçiminde çeşitli kriterler mevcuttur. Bu kriterler şöyle açıklamaktadır;

1) Bilgi kriterleri (Information Criterion) ile gecikme uzunluğunun belirlenmesi

Otoregresif modellerde mertebenin belirlenmesi için çeşitli bilgi kriterleri önerilmiştir. Bu kriterlerden belli başlı olanları Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) ve Hannan-Quinn Bilgi Kriteri (HQ) 'dir. Bu üç kriterin benzer yapıları vardır. Bir başka deyişle, tahmin edilen otoregresif mertebe, olası tüm gecikme uzunlukları kümesinde belirli bir kriter fonksiyonunu minimize eden p -değeridir. ADF modeli için bu kriter fonksiyonları:

$$T \log \left[S_p^2 \right] + C_T \quad (1.18)$$

olarak gösterilir. Burada $\left[S_p^2 \right] = p$ - gecikme uzunluğunda varyansın tahminidir. Formüldeki

C_T 'nin her üç kriter için farklı anlamı vardır;

$$1) \text{ Akaike'nin AIC kriteri için } C_T = 2 (p + 2)$$

$$2) \text{ Schwarz'ın SIC kriteri için } C_T = (p + 2) \log (T)$$

$$3) \text{ Hannan- Quinn'in HQ kriteri için } C_T = 2 (p + 2) c \log (\log(T))$$

dir. Burada c herhangi bir sabit olup $c > 1$ 'dir. Fakat bazı çalışmalarda $c = 1$ olarak da seçilmektedir.

Ayrıca bir dördüncü ölçüt Akaike'nin FPE (Final Prediction Error) kriteridir.

$$FPE = (T + m + 1) / (T - m - 1) * SSE / T$$

formülü ile hesaplanır ve formülde T = Gözlem sayısı; SSE = toplam artık kare; m = uygulanan gecikme uzunluğunu göstermektedir.

2) Genelden-Özele (general-to-specific) ve Özelden-genele (Specific-to-general) sına ma yaklaşımları;

Yaygın kullanılan bir diğer yaklaşım olarak mertebe tahmini, tahmin edilen AR katsayılarının istatistiksel anlamlılıklarına dayandırılmaktadır. Örneğin, gerçek AR mertebesinin j 'den büyük olmadığı hipotezi sınanmak istenirse, ADF modelinde gecikme uzunluğu $p = j + m$ olarak tahmin edilir ve son m -gecikmelerin katsayılarının istatistiksel anlamlılıkları test edilir. Bununla birlikte, uygulamalarda kullanılan basit bir yol, ADF modelindeki gecikme sayısını ($p = 1$) 'den başlayıp birer birer artırmak her defasında ilave edilen gecikme katsayısının anlamlılığını t-testi ile sınavarak, en son anlamlı katsayı bulunduğu anda, artırma işlemine son vermektir. Yine bu işlemin tersi sayılabilecek bir yol, önce uzun bir gecikme uzunluğu belirleyerek, gecikme sayısını birer birer azaltmak ve katsayıların anlamlılıklarına bakarak gecikme uzunluğunu belirlemektir.

Sonuç olarak, bu kriterlerin veya yaklaşımların hepsi gecikme uzunluğunun önceden belirlenmesi yaklaşımından daha iyi sonuçlar vermektedir. Genel olarak FPE, HQ ve SIC kriterleri AIC kriterine oranla daha kısa gecikme uzunluğu seçme eğilimindedir.

3.4 Ortak Bütünleme ve Ortak Bütünleme Testleri

Ekonometrik model kurma amaçlarından biri endojen değişkendeki değişmeyi açıklayarak hata teriminde çok az açıklanmamış değişme bırakmaktır. Durağan hata terimi ($e_t \approx I(0)$)²⁵ elde etmek genellikle karşılanması gereken minimum kriterdir. Bu nedenle eğer bağımlı değişken birinci mertebeden bütünlenen yani $I(1)$ ise, o zaman açıklayıcı

²⁵ Bir zaman serisinin sabit ortalaması ve sonlu varyansı olmaması durumunda serinin “ Durağan olmayan seri “ (non stationary); sabit ortalaması ve sonlu varyansı olması durumunda serinin “ durağan seri “ (stationary) olduğundan bahsedilir ve durağan seriler “ Sıfırıncı mertebede bütünlenen “ $I(0)$, seriler olarak adlandırılırlar. Zaman serilerinde durağan olmama, ortalama ve varyansta söz konusu olmaktadır. Eğer durağan olmayan zaman serisinin ilk farkının alınması durağanlığı sağlıyorsa, serinin “ birinci mertebeden bütünlenen “ (Integrated of order 1) olduğu söylenir ve $X_t \approx I(1)$ olarak gösterilir.

değişkenler arasında en az bir tane birinci mertebeden bütünlenen yani $I(1)$ değişkeni olması gerekir. Bağımlı değişken $I(1)$ olup, açıklayıcı değişkenlerin tümü $I(0)$ olursa model yanlış tanımlanmış olur. Bu tanımlamada spesifikasyon hatası, $I(0)$ olması gerekirken, bu sonuç $I(1)$ olan hata teriminde belirir. Eğer bağımlı değişken $I(0)$ iken tek bir $I(1)$ açıklayıcı değişken varsa, hata terimi yine $I(1)$ olacaktır. Bu nedenle, $I(0)$ hata terimi elde etmek için en azından iki tane $I(1)$ açıklayıcı değişken bulunması gerekir. Tüm bunlar bir “ entegrasyon “ sorunudur. Modelin tanımlamasının doğru olması için, modelin hem sağ tarafı hem de sol tarafının aynı mertebeden bütünlenen olması gerekir. Artan bir seriyi açıklamak için, açıklayıcı değişkenlerden en az bir tanesinin de artıyor olması gerekir. Aksi halde bu artma (büyüme) açıklanmamış olacak ve hata teriminde ortaya çıkacaktır. Diğer değişkenler ise sadece büyüme yolu etrafındaki sapmaları açıklıyor olacaktır.

3.4.1. Ortak Bütünlemenin Tanımı

Trend veya yığılması (drift) olmayan ve her biri $I(1)$ olan X_t ve Y_t gibi iki seriyi ele aldığımız zaman, bu iki serinin herhangi bir doğrusal bileşiminin de $I(1)$ olacağı genel olarak doğrudur. Fakat;

$$u_t = Y_t - a X_t \quad (1.19)$$

eşitliğinde u_t ‘yi $I(0)$ yapacak bir a sabiti varsa, o zaman X_t ve Y_t ‘nin “ ortak bütünlenen “ (Cointegrated) olduğu söylenir ve a ’ya “ ortak bütünleyen “ (Cointegrating) parametre denir. Eğer a gibi bir ortak bütünleyen parametre mevcutsa, bu tek (unique) olacaktır.²⁶ u_t her iki (Y_t , X_t) bileşeninden farklı özelliklere sahip olduğu için Y_t ve X_t arasında özel bir ilişki olması gerekir. Hem X_t hem de Y_t ortak bileşenlere (components) sahipken, u_t sahip değildir. Böylece Y_t ve $a X_t$ ’nin, u_t ’yi üretmek için fiilen ortadan kalkan bileşenlere sahip olmaları gerekir. Bunun bir benzer örneği, belirgin mevsimsel bileşen içeren iki seridir. Genellikle, bu serilerin herhangi bir doğrusal bileşimi de bir mevsimsel

²⁶ Granger C.W.J (1986). “ Developmans in the Study of Cointegrated Economic Variables”. Oxford Bulletin of Economics and Statistics. ss. 213-228.

bileşen içerecektir. Fakat mevsimsel bileşenler şekil olarak aynı ise mevsimsel bileşeni olmayan bir doğrusal bileşimi var olabilir.²⁷

$$Y_t = a X_t + u_t \quad (1.20)$$

ilişkisini ele alalım, bu modelin sistematik kısmı, yani aX_t herhangi bir iktisat teorisi tarafından önerilen bir uzun dönem veya denge ilişkisi olduğunu varsayalım. Bu durumda u_t , Y_t ve X_t sisteminin dengeden uzaklaşma derecesini ölçmüş olur. Bu yüzden “denge hatası” olarak adlandırılabilir. İktisatçılar tarafından çeşitli biçimlerde kullanılan “denge” kavramının buradaki anlamı, iktisadi birimlerin davranışı yerine bir iktisadi sistemin olası sonuçlar uzayının belirli bir bölgesine hareket etme eğilimi olarak tanımlanır.²⁸ Bu nedenle, iktisatta farklı anlamda kullanılan denge kavramını, ortak bütünleme’nin açıklamasında kullanılan biçiminde açıklamak faydalı olacaktır.

Denge durumu kısaca, kendiliğinden değişme eğilimi olmayan durum olarak tanımlanabilir. Ayrıca uzun dönemli denge deyimi de bir sistemin zamanla denge ilişkisine doğru yaklaşmasını belirtmek için kullanılır. Zamanın sonlu dönemi boyunca, uzun dönem denge ilişkisi oluşmayabilir. Fakat denge istikrarlı ise ve sistem dışarıdan daha fazla şoklara maruz kalmıyorsa, nihai olarak belirli bir kesinlik derecesi ile denge kurulur. Bir başka deyişle, uzun dönemli denge ilişkisi, uzun dönemde bir iktisadi sistemi temsil eden iktisadi değişkenler arasındaki sistematik ortak hareketle ilgilidir.

Denge tanımı içerisinde sadece belirli bir piyasada, arzın talebe eşit olduğu denge durumu yoktur. Aynı zamanda daha genel olarak çok sayıda farklı türdeki sistemlerin davranışıyla ortaya çıkan dengeleri de kapsamaktadır. Örneğin, geçici olarak dengeyi bozan şokların olmaması durumunda, eğer tüketim gelirin γ (eğim katsayısı) olma eğiliminde ise tüketim ile gelir arasında bir denge ilişkisi var olduğu söylenir.

Hipotezleştirilmiş uzun dönemli ilişkilere örnek olarak paranın miktar teorisi, Fisher etkisi, tüketimin sürekli gelir hipotezi ve satın alma gücü paritesi verilebilir. Bu örneklerdeki gibi uzun dönemli ilişki içinde olduğu varsayılan değişkenler, kısa dönemde veya mevsimsel etkiler yüzünden birbirinden uzaklaşabilir. Fakat bu uzaklaşma sınırsız bir şekilde olursa, bu tür değişkenler arasında denge ilişkisinin varlığından bahsedilemez. İstikrarlı denge durumundan uzaklaşma stokastik olarak sınırlı olmalı ve bir noktadan sonra

²⁷ Granger (1986). ss.215.

²⁸ Granger (1986). ss.216.

zamanla azalmalıdır. Böylece “ ortak bütünleme ” bu tür denge ilişkilerinin doğasının istatistiksel ifadesi olarak düşünülebilir.

Bir diğer ifadeyle, iki değişken (seri) arasında denge ilişkisinin bulunması, bu iki değişkenin (serinin) ortak bütünlenen olduğunu veya tam tersine iki serinin ortak bütünlenen olması ile seri arasında denge ilişkisinin var olduğunu belirtir.

Engle ve Granger'ın²⁹ ortak bütünleme teorisini geliştirdikleri makalelerinde yaptıkları ortak bütünlemenin biçimsel tanımı ise şöyledir,

Eğer bir X_t vektörünün

1) Tüm bileşenleri aynı mertebeden bütünlenen $I(d)$ “ Interated of order (d) ” ise,

2) $u_t = \alpha X_t \approx I(d-b)$, $b > 0$ olduğu bir $\alpha (\neq 0)$ vektörü var ise

(ki, α vektörüne ortak bütünleyen vektör denir), X_t vektörünün bileşenleri (d, b) 'ninci mertebeden ortak bütünleyendir denir. $X_t \approx C I(d, b)$ ile gösterilir.

$d=1$, $b=1$ durumunu ele alırsak ortak bütünleme, eğer X_t 'nin tüm bileşenleri $I(1)$ ise denge hatası $(u_t) I(0)$ olur ve u_t sıfır ortalamaya sahipse, nadiren sıfırdan uzaklaşır. u_t sıfır çizgisini sık sık keser anlamına gelir. Bir başka ifadeyle, denge en azından yaklaşık olarak ara sıra oluşacaktır anlamına da gelir. Fakat X_t ortak bütünlenen değilse u_t geniş bir şekilde sapacak ve sıfır çizgisini nadiren kesecektir ki bu durumda dengenin pratik bir anlamı kalmaz.

Değişkenler arasında ortak bütünlemenin incelenmesi denge ilişkisinin var olup olmadığını görmeyi yanı sıra başka yararlar da sağlar,

1) Ortak bütünlemenin incelenmesi, sahte regresyon durumlarından kaçınmak için bir ön test olarak düşünülebilir. Durağan olmayan değişkenlerin zaman serileri düzeylerinin regresyonu sadece ve sadece bu değişkenler ortak bütünlenen olduklarında anlamlıdır. (yani, sahte regresyon değildir). Bu nedenle ortak bütünleme testleri anlamlı regresyonu sahte regresyondan ayırmak için kullanılabilir.

2) Ortak bütünlenen değişkenlerin bir diğer önemli özelliği onların, diğer gösterimlerinin yanı sıra, hata düzeltme gösterimine sahip olmalarıdır. Hata düzeltme mekanizmaları (Error Correction Mechanisms: ECM) hem düzeyleri hem de farkları

²⁹ Engle, R.F. & Granger, C.W.J (1987). "Co-integration an Error-Correction : Representation, Estimation and Testing " *Econometrica*. ss. 251-276.

birlikte modelleme avantajlarını sağlar. Bu yöntem uzun dönemli ilişkileri muhafaza ederken kısa dönemli dinamiklerin incelenmesine olanak sağlar.³⁰

3.4.2. Tek Denklemlilik Modelde Ortak Bütünleme İlişkisinin Tahmin Edilmesi

Engle ve Granger (1987) ortak bütünleyen değişkenleri içeren modellere ilişkin iki aşamalı tahmin edici önermişlerdir. İlk aşamada OEKK yöntemiyle, düzey halindeki değişkenlerin bulunacağı modelin ortak bütünleyen parametresi (veya daha genel olarak vektörü) tahmin edilir. İkinci aşamada, bu tahminler hata düzeltme (Error Correction:EC) kalıbında kullanılır. Hata düzeltme modellerinin birinci aşaması için iki değişkenli basit model,

$$Y_t = \beta Z_t + e_t \quad (1.21)$$

olarak tanımlanır. Burada Y_t bağımlı değişken ve X_t açıklayıcı değişken ve e_t bozukluk terimini göstermektedir. Bu model, iktisat teorisi tarafından önerilen herhangi bir model, örneğin tüketim fonksiyonu modeli olabilir. Model (1.21)

$$Y_t - \beta Z_t = e_t$$

biçiminde de gösterilebilir. Analizi genelleştirmek için modeli aynı zamanda matris notasyonu ile

$$\begin{bmatrix} 1 - \beta \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_t \\ Z_t \end{bmatrix} = e_t$$

veya

$$\alpha X_t = u_t \quad (1.22)$$

şeklinde gösterebiliriz. Burada model:

$$\alpha = \begin{bmatrix} 1 \\ -\beta \end{bmatrix}, \quad X_t = \begin{bmatrix} Y_t \\ Z_t \end{bmatrix}$$

dır. Aslında iki değişken durumunda seçilen normalizasyona göre iki olası regresyon denklemi yazılabilir. Bağımlı veya bağımsız değişkenlerin yerleri değiştirilerek de regresyon denklemi kurulabilir. Bu denklem ortak bütünlemeyi etkilemez.³¹ İki serinin (değişkenin) ortak bütünlenen olabilmesi için yukarıda,

³⁰ Granger, C.W.J (1986). ss. 213-228.

³¹ Engle & Granger (1987). ss.253

1) İki serinin aynı mertebeden bütünlenen olması,

2) Bu iki serinin doğrusal bileşiminin, serilerin bireysel bütünleme mertebesinde daha düşük mertebede bütünlenen olması gerektiği açıklanmıştır.

Analizi basitleştirmek açısından $CI(1, 1)$ durumunu ele alalım. Bu durumda, X_t 'deki tüm elemanlar $I(1)$ 'dir. Genel olarak, X_t 'nin elemanlarının herhangi bir δ X_t doğrusal bileşimi $u_t \approx I(1)$ üretecektir. Tek istisna (eğer varsa), u_t 'yi $I(0)$ yapan α X_t doğrusal bileşimidir. Bu durumda α vektörüne ortak bütünleyen vektör denir. Eğer α vektörü mevcutsa, α vektörü tekdir. Ortak bütünleyen vektörün bulunduğu regresyona da ortak bütünleme regresyonu (cointegrating regression) denir.³²

3.4.3. Tek Denklemlili Model için Ortak Bütünleme Testleri

Engle ve Granger (1987) tek denklemlili model için üç değişik ortak bütünleme testi önermiş ve bunlar ile ilgili kritik değerleri hesaplamışlardır. Bu testler daha önce birim kök testlerinde açıklanan DF ve ADF testleri ile koentegre eden regresyon için Durbin Watson (CRDW) testidir. Ortak bütünleme testleri (1.21) gibi bir modelde,

$H_0 : Y_t$ ve Z_t ortak bütünlenen değildir. Bunun için; sıfır hipotezini sınar.

a. Ortak Bütünleme Testi Olarak DF ve ADF Testleri

Ortak bütünlemeyi test etmenin bir yolu da, denklem (1.22)'ten elde edilen artıklarda birim kök olup olmadığını birim kök testi ile sınamaktır. Birim kök testi ile ortak bütünleme testi yöntem olarak aynı olmakla birlikte, birim kök testleri orijinal değişkenlerin durağan olup olmadığını sınarken, ortak bütünleme testleri tahmin edilen artıkların durağanlığını sınar. Ortak bütünleyen regresyonun tahmin edilen artıkları e_t ile gösterilirse,

³² Engle, R.F ve Yoo, B.S (1987). "Forecasting and Testing in Co-integrated Systems". Journal of Econometrics. ss.143-159.

$$e_t = \rho e_{t-1} + v_t, \quad v_t \approx \text{iid} (0, \sigma_v^2) \quad (1.23)$$

ile $\rho = 1$ olup olmadığı sınanır. Eğer Y_t ve Z_t serileri ortak bütünlenen ise e_t 'nin $I(0)$ olması gerekir. Eğer $\rho = 1$ ise $e_t \approx I(1)$ olur ve H_0 hipotezi red edilemez, $\rho = 1$ hipotezini sınamak için aynı DF birim kök testinde olduğu gibi önce ρ için t-istatistiği hesaplanır. Fakat kritik değerler için Engle ve Granger (1987)'in hesapladığı tablo değerleri kullanılır. Bunun nedeni (1.21) veya (1.22)'de yer alan β 'nın bilinmemesinden kaynaklanır. Eğer β biliniyor olsaydı olağan DF kritik değerleri kullanılırdı.³³

Bir diğer ortak bütünleme testi DF testinin uzantısı olan ADF testidir. ADF regresyonunu göstermek gerekirse model;

$$\Delta e_t = -\phi e_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta e_{t-i} + v_t \quad (1.24)$$

denklemine uygulanır. Burada e_t 'nin birinci farkları (Δe_t) bağımlı değişken olarak kullanıldığı için $\phi = 0$ olup olmadığı sınanır. Kritik değerler için Engle ve Granger (1987)'nin sunduğu tablo da verilen değerler kullanılır. Hesaplanan t- değeri tablo da verilen ilgili kritik değerden daha büyükse H_0 hipotezi red edilir.

3.5 Hata Düzeltme Modelleri

İktisadi zaman serilerinin modellenmesinde iki tür yaklaşım vardır. Bunlardan biri olan ekonometrik modellemede, serilerin genellikle durağan dışı olmaları gerçeği ve olası sahte regresyon durumları gözardı edilmiştir. Böylece değişkenlerin düzeyleri (levels) üzerinde yoğunlaşarak statik modeller ile çalışılmıştır.³⁴ Öte yandan, Box-Jenkins yaklaşımında yetmiş zaman serileri analizcileri, modelleri tahmin etmeden önce serilerin farklarının alınmasını savunmuşlardır. Böylece onlar, modelleri sadece değişkenlerde bulunan değişimler (changes) arasındaki ilişkileri tanımlamak için kullanmışlardır. Fakat

³³ Bu durum şöyle de açıklanabilir. Eğer (1.21)'de $\beta = 0$ ise $Y_t = e_t$ olur. Ortak bütünleme testi birim kök testine indirgenmiş olur.

³⁴ Bunun bir nedenini kısmen klasik ekonometrisyenlerin iktisat teorisini algılama tarzından dolayı modelleri düzeyler olarak tanımlamalarında daha rahat hissetmelerine veya fark almayı her zaman uygun görmelerine bağlamaktadır. Diğer neden ise, düzeyleri açıklarken ekonometrisyenlerin oldukça yüksek R^2 veya düzeltilmiş R^2 elde etmeye alışkın olmaları, buna karşın değişkenlerdeki değişimler (changes) açıklandığında R^2 değerinin genellikle orta büyüklükte, hatta bazen son derece düşük olmasıdır.

bu yaklaşımın bir olumsuz yönü, serilerin düzeyleri arasındaki potansiyelin, uzun dönemli ilişkileri dikkate almaması ve böylece önemli bir bilginin kaybolmasıdır.

Hata düzeltme modelleri (ECM) her iki yaklaşımın üstün taraflarını birleştirerek, zaman serileri analizcileri ile ekonometrik yöntemleri savunanlar arasındaki tartışmayı çözmüş ve bir senteze bağlamak açısından önemli katkılar sağlamıştır. Hata düzeltme modeli ile hem kısa dönem (değişimler) hem de uzun dönem (düzeyler) dinamiklerinin ayarlanma süreçleri eşanlı olarak modellenir. Engle ve Granger (1987) ise hata düzeltme modellerinin ortak bütünleme teorisi ile birlikte kullanılabileceğini göstermiştir.

3.5.1. Dinamik Spesifikasyon ve Hata Düzeltme Modelleri

Dinamik model olan genel otoregresif dağılımlı gecikme (general autoregressive-distributed lag- ADL) modeline, çeşitli katsayı kısıtlamaları getirerek dokuz değişik türde model elde edilebilir. Hata düzeltme modelleri de bu dokuz modelden biridir ve genel ADL modelinden doğrusal dönüştürme ile türetilir. İki değişkenli ADL modeli,

$$Y_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_i X_{t-i} + e_t \quad (1.25)$$

biçimindedir. Bu modeller bilindiği üzere ikiden daha çok değişkenler içerebilir. Ancak analizi basit tutmak amacıyla çalışmamızda sadece iki değişkenli durum üzerinde durulacaktır. Burada Y_t ve X_t değişkenlerinin durağan ve $e_t \approx \text{iid} (0, \sigma_e^2)$ olduğu varsayılmaktadır. Modelde, görüldüğü üzere sağ tarafta Y_t 'nin gecikmeli değerleri ile X_t 'nin hem cari hem de gecikmeli değerleri yer almaktadır. Bu tür bir ifadenin amacı alternatif kısa dönemli dinamik yapının vurgulanmasıdır. Bununla birlikte bir modelin uzun dönemdeki davranışı belirlemesi genellikle ilgi odağıdır. Çünkü iktisat teorisi daha çok uzun dönemli ilişkiler üzerinde durur. Bunun sonucu olarak teoriyi test ederken onun uzun dönemli özellikleri üzerinde yoğunlaşma eğilimi vardır.

Eğer ilgi, dinamik modelin uzun dönemdeki davranışı üzerinde yoğunlaşıyorsa model (1.25) 'in başka alternatif biçimlerinin yazılması genellikle tercih edilir. Örneğin, standart yaklaşım model (1.25)'i doğrudan tahmin edip, uzun dönem çarpan katsayısını (θ)

$$\theta = \lambda \sum_{i=0}^n \beta_i \quad (1.26)$$

formülü yardımıyla kestirmektedir.

$$\lambda = 1 / (1 - \sum_{i=0}^n \alpha_i) \quad (1.27)$$

de açıkça görüldüğü gibi burada, θ 'yi ve bunun varyansını tahmin etmek için ilave hesaplamalara gerek vardır. Fakat, model (1.25) bazı doğrusal dönüşümler (transformasyonlar) ile θ 'nın varyansının nokta tahminlerini doğrudan verecek şekilde yeniden yazılabilir. Bu tür dönüşümlerin en önemlilerini ele alacağız.

a. Bewley Dönüştürmesi

Otoregresif dağılımlı gecikme modelinden doğrusal dönüştürme yolu ile uzun dönem çarpan katsayısını doğrudan tahmin etmeye olanak veren dönüştürmelerden biridir. Model (1.25)'in her iki yanından;

$$\left(\sum_{i=1}^n \alpha_i \right) Y_t \quad (1.28)$$

ifadesi çıkartılarak ve yeniden düzenleyerek Bewley dönüştürmesi aşağıdaki gibi yeniden yazılabilir.

$$Y_t = -\lambda \sum_{i=1}^n \alpha_i (Y_t - Y_{t-i}) + \lambda \left(\sum_{i=0}^n \beta_i \right) X_t - \lambda \left(\sum_{i=1}^n \beta_i \right) (X_t - X_{t-i}) + \lambda e_t \quad (1.29)$$

burada λ yukarıda bahsedildiği gibidir. Model (1.29) 'da X_t 'nin katsayısı denklem (1.26) 'da tanımlanan uzun dönem çarpan katsayısı (θ) dır. Böylece model (1.29)'un tahmini (θ) 'nın doğrudan tahminini verir. Daha sonra geleneksel yöntemlerle (θ)'nın standart hatası kolaylıkla tahmin edilir. Ancak model (1.25)'in sağ tarafında Y_t 'nin gecikmeli değerleri bulunduğu için hata terimi ile bu cari açıklayıcı değişkenler korelasyonlu olur. Bu nedenle, tutarlı tahminler elde etmek için OEKK yerine araç değişkenler (instrumental variables) yönteminin kullanılması gerekir.

b. Bardsen Dönüştürmesi

Otoregresif dağılımlı gecikme modelinin (1.25), farklı bir doğrusal dönüştürme ile, Bewley dönüştürmesinin aksine, OEKK yöntemi ile tutarlı tahminler elde edilebilecek bir yapıya dönüştürülebilir. Bardsen dönüştürmesi modeli;

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m-1} \alpha_i^* \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{n-1} \beta_i^* \Delta X_{t-i} + \alpha_m^* Y_{t-m} + \beta_n^* X_{t-n} + u_t \quad (1.30)$$

şeklinde dir. Burada ;

$$\alpha_m^* = \sum_{i=1}^m \alpha_i - 1 \quad \text{ve} \quad \beta_n^* = \sum_{i=1}^n \beta_i \quad (1.31)$$

uzun dönem çarpan katsayısı θ^* ise

$$\theta^* = - (\beta_n^* / \alpha_m^*) \quad (1.32)$$

formülüyle hesaplanır. Denklem (1.30) 'da kısa dönem dinamikleri farkı alınmış terimlerle ifade edilmekte, uzun dönem katsayısı ise düzeyler halindeki değişkenlerin oranı olarak (1.32) yardımıyla bulunmaktadır. Denklem (1.30) 'dan tahmin edildikten sonra;

$$\theta^* = - (\beta_n^* / \alpha_m^*)$$

elimizde bu veri var iken, θ^* 'nın büyük örneklem varyansı

$$\text{var}(\theta^*) = (\alpha_m^*)^{-2} (\text{var}(\beta_n^*) + \text{var}(\alpha_m^*) + 2\theta^* \text{cov}(\beta_n^*, \alpha_m^*)) \quad (1.33)$$

formülü ile hesaplanır. Bu formül, her gecikme sayısı için uygulanabilir. Model (1.25)'den tahmin edilen θ^* ve $\text{var}(\theta^*)$, model (1.30) 'dan tahmin edilen θ^* ve $\text{var}(\theta^*)$ birbirleriyle özdeştir.

c. Hata Düzeltme Modeli

Model (1.25) 'in bir diğer düzenlenmiş mantığı, uzun dönem ve kısa dönem dinamiklerini biraraya getirme uygulamalı çalışmalarda sıkça kullanılan hata düzeltme modelidir. Hata düzeltme terimleri, sadece açıklayıcı değişkenlerin düzeyindeki değişmeyi değil aynı zamanda, bir açıklayıcı değişkenin bağımlı değişken ile denge ilişkisinden sapma derecesine dayanan bağımlı değişkendeki ayarlamayı (adjustment) yansıtmak için kullanılır. Denge ilişkisi ;

$$Y^* = \theta X^* \quad (1.34)$$

biçiminde olduğunda, θ parametresinin bilindiği varsayımı altında hata düzeltme terimi $(Y_t - \theta X_t)$, θ parametresinin önceden bilinmediği ve tahmin edilmediği durumda $(Y_t - \theta^* X_t)$ şeklindedir.

$m = n = 1$ için otoregresif dağılımlı gecikme modelinden türetilen hata düzeltme modeli aşağıdaki gibidir;

$$\Delta Y_t = \beta_0 \Delta X_t + (1 - \alpha_1)(Y_{t-1} - \theta X_{t-1}) + e_t \quad (1.35)$$

Uzun dönem katsayısına $(\theta = 1)$ kısıtlaması getirilerek ECM kalıbı şu forma dönüştürülür;

$$\Delta Y_t = \beta_0 \Delta X_t + (1 - \alpha_1)(Y_{t-1} - X_{t-1}) + e_t \quad (1.36)$$

şeklinde gösterilir. Model (1.35) veya (1.36)'da yer alan (β_0) kısa dönemli etkiyi gösteren parametre, (θ) uzun dönem katsayısı ve $(1 - \alpha_1)$ ise bir dönem önceki dengesizliğin veya hata düzeltmenin ayarlama derecesini ifade eder. Model (1.35)'teki ECM kalıbında yer alan uzun dönem parametresi (θ) önceden biliniyorsa, doğrudan (1.35)'deki model kullanılabilir.

ECM ve ADL modelinin basit bir doğrusal dönüşümü olmasına rağmen onu ADL 'den ayıran bir özelliği, ECM'de dengesizlik durumunda; dengeye yönelik kısa dönem ayarlanma derecesi; her bir zaman noktasını gösteren parametre değerleri regresyonundan doğrudan elde edilebilir. Bu önemli bir özelliktir, çünkü iktisat teorisi mukayeseli statik dengeleri ayrıntılı analizini sunarken, dengeye yönelik dinamik ayarlanmaya ilişkin çok az şey söylemektedir. Böylece, ECM kısa dönem dinamiklerini uzun dönemli çözüm ile uyumlu hale getirmekte ve kısa dönemli dinamikler üzerinde yoğunlaşmaktadır.

Yukarıda açıklanan, ADL modelinin doğrusal dönüşümleri olan Bewley, Bardsen ve ECM dönüştürmeleri, uzun dönemli çözüm değerleri sayısal olarak aynı olmaları anlamında özdeşirler. Ayrıca bir dönüştürmenin diğerine göre açık bir üstünlüğü de yoktur. Bewley dönüştürmesi, araçsal değişkenler kullanma pahasına da olsa, uzun dönem çarpan katsayısının ve standart hatasının doğrudan tahminlerini vermektedir. Öte yandan, ECM dengeye yönelik kısa dönemli ayarlamaların doğrudan tahminini vermektedir. ECM'in bir uzantısı olarak kabul edilen Bardsen dönüştürmesi ise hesaplama açısından daha kolay olan OEKK yöntemi ile uzun ve kısa dönem katsayılarını, doğrudan olmasa da bulmaktadır. Böylece hangi dönüştürmenin seçileceği araştırmanın amacına ve tahmin

kolaylığına bağlıdır. Hangi kalıp seçilirse seçilsin bu dinamik kalıpların tümü sonlu örneklemelerde, statik regresyonlardan genellikle daha iyi uzun dönem tahminleri vermektedir.

IV. ARAŞTIRMANIN MATEMATİKSEL MODELLERİ

4.1 Statik ve Dinamik Modeller

Ekonomik araştırmalarda kullanılan modeller iki genel grup altında toplanır. Bunlar , “ Statik “ modeller ve “ Dinamik “ modellerdir. Statik model kapsamına giren modeller, “ değişkenler arasındaki bağlantıyı donmuş bir zaman dilimi içinde ele almakta ve değişkenlerin zaman dilimleri içinde birbiri üzerindeki tesirlerini incelemektedir. “ ³⁵

Ekonomik ilişkileri, zamandan soyutlayarak veya zamanın bir noktasında ele alarak inceleyen modeller statiktir. Bu tip modellerde değişkenlerin değerlerinde değişiklik söz konusu olabilmekte, ancak herhangi bir değişikliğe karşı bir tepkiye yer verilmemektedir. Bir başka deyişle, değişkenlerin değerlerindeki değişikliklere karşı bir ayarlama anlık (spontane) olmaktadır. Örneğin bir pazar modelinde, talepteki bir değişiklik (kayma) karşısında, arzda bir kayma değil, fakat arz eğrisi üzerinde hareket edilerek bu değişikliğe cevap verilir. Arz eğrisinin kayması, bir zaman sürecini gerektirir. Statik modeller ekonomik olayları, ekonomik değişkenlerin denge değerleri ile değerlendirirler. Burada en önemli husus denge değerlerinin spontane oluşudur. Yani, denge değeri anlık (zamanın sadece o anı için)’ dir.

Zaman kavramını içeren veya zamanı açıkça (explicit olarak) içeren modellerdir. Dinamik modellerde değişkenlerin fonksiyonel ilişkiye girdiği zaman açıkça belirtilmektedir. Dinamik ekonometrik modellerde, bağımsız değişkenin değerinin değişmesi, bir gecikme ile bağımlı değişkene tesir eder. Değişkenlerin geçmiş ve geleceğe

³⁵ Kılıçbay, Ahmet (1986). Ekonometrinin Temelleri. İstanbul Üniversitesi Film Merkezi ve Matbaası: İstanbul.

ait değerleri arasında herhangi bir mekanizma aracılığı ile bağıntı kurar. Örneğin dinamik ekonometrik modeller genel olarak şöyle ifade edilebilir,³⁶

$$C_t = \alpha + \delta_1 Y_{t-r} + \delta_2 Y_{t-p} + \dots + \delta_3 Y_{t-k} + u_t$$

C_t : Bağımlı (endojen) değişkenin “ t “ zamanında değeri

Y_{t-r} : Bağımsız (egzojen) değişkenin “ t-r “ zamanındaki değeri

Y_{t-p} : Bağımsız (egzojen) değişkenin “ t-p “ zamanındaki değeri

Y_{t-k} : Bağımsız (egzojen) değişkenin “ t-k “ zamanındaki değeri

u_t : Şans (random) değişkeni “ t “ zamanındaki

4.2 Yöneylem Modelleri

Bu modeller faaliyet analizleri ve programlama tipi modellerdir.

a) Doğrusal Programlama

Orjinal şekli ile statik, bir matematiksel modeldir. Dolayısıyla, doğrusal programlama modeli zaman faktörünü dikkate almadan firmaların ya da bölgelerin karını maksimum kılması veya masrafların minimum kılması için ne yapmaları gerektiğini gösteren belirli bir metoddur.

b) Recursive Programlama

Bu metod, bir devre boyunca üretim ve fiyatların yıldan yıla tahminleri için doğrusal programlamayla tadil edilmiş şekli ile kullanılır. Bu metodun esası cari üretimin geçmiş fiyatlara, cari fiyatların ise cari üretime bağlı oluşudur. Şayet t yılından önceki fiyatları ve üretimi bilirsek, t yılının üretim tahminini elde edebiliriz, t yılının üretimini t yılının fiyatının tahmininde kullanabiliriz. Buradan da t +1 yılının üretimi tahmin edilebilir.

c) Kuvadratik programlama

Üreticinin riskten kaçınma meyli, daha düşük gelir sağlayan bir planın seçilmesine sebep olabilir. Fakat seçilen bu plan istikrarlı bir plandır. Risk faktörü, gelecekle ilgili üretici kararlarında önemli bir faktör olmasına rağmen, bu model de doğrusal programlamanın orjinal şekli gibi zaman faktörüne yer vermez.³⁷

³⁶ İşyar, Yüksel (1994). Ekonometrik Modeller . Uludağ Üniversitesi Basımevi: Bursa.

³⁷ Dinler, Zeynel (1993). Mikro Ekonomi. Ekin Kitabevi: Bursa.

4.3 Ekonometrik Modeller

Ekonometrik modelleri, geçmiş tecrübelerin direkt olarak analizlere dayandırılarak kullanıldığı bir metod olarak görebiliriz. Bu metod, zaman serisi verilerinin istatistiksel analizlerine dayanan regresyon analizleridir.

Regresyon analizlerinin endeksi tahmin etmede operasyonel metodlara göre avantajlarını şöyle sıralayabiliriz;

a) Programlama metodlarında, girdi- çıktı ve kaynaklar hakkındaki katsayıların teminindeki zorluklarla karşılaşamaz. Çünkü bu metod makro verileri doğrusal programlamadan daha iyi kullanabilir.

b) Neticeler, nisbeten düşük masraf ile kısa zamanda alınabilir.

c) Modelin istatistiksel varsayımlarının gerçekleşmesi halinde, neticeleri olasılık ve güven aralıkları cümleleri ile ifade edebilme avatajı vardır.

d) Regresyon analizleri, endeksdeki geçmişe ait değişmelerin izah edilebilmesi ve sözkonusu yapının devam etmesi halinde geleceğe ait kısa dönem tahminlerinde sağlıklı sonuçlar verebilmesini sağlar.³⁸

V. ARAŞTIRMANIN EKONOMETRİK MODELİ

5.1 Logaritmik Doğrusal Modeller

Cobb-Douglas modelini ele alırsak burada $Y = \text{Çıktı}$, $K = \text{Kapital}$ $L = \text{Emeği}$ gösterir.

$$Y = \alpha L^{\beta_1} K^{\beta_2} e^u$$

ilk önce bu modelin doğrusallaştırılması gerekir. Bu da her iki tarafın $\ln$ alınarak sağlanır.

$$\ln Y = \ln \alpha + \beta_1 \ln L + \beta_2 \ln K + u$$

³⁸ Dinler, Zeynel (1993). Mikro Ekonomi . Ekin Kitabevi: Bursa

Burada önemli bir husus β 'ların elastikiyeti göstermeleridir. β_1 Çıktının emeğe elastikiyeti, β_2 Çıktının kapitale göre elastikiyetidir. İspatı;

$$E = \beta_1 \alpha L^{\beta_1} K^{\beta_2} e^{\alpha} / L * L / Y = \beta_1$$

β_1 çıktının emeğe göre elastikiyetidir. Ayrıntılı bilgi için ³⁹ bakınız.

5.2 En Küçük Kareler Metodu

Regresyon doğrusu, üç şekilde tahmin edilebilir;

a) Olağan En Küçük Kareler, b) Momentler, c) En Küçük Olabilirlik Kestiricisi (MLE) ile tahmin edilebilirler. Bu yöntemlerin üçünde de kestirici formülleri ve denklemleri aynı çıkacaktır.⁴⁰

Araştırmada endeks fonksiyonu belirlenirken doğrusal ya da doğrusal olmayan farklı formlar denenecek, istatistiksel ve ekonometrik kriterlere uygun olup olmadığı test edilerek karar verilecektir. Endeks fonksiyonu “k” değişkenli doğrusal bir model olarak kabul edersek, bağımlı değişken Y ile (k-1) adet bağımsız değişken arasındaki ilişki şu şekilde gösterilir;

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{i2} + \beta_3 X_{i3} + \dots + \beta_k X_{ik} + u_i \quad (i = 1, 2, 3, \dots, n)$$

Yukarıdaki fonksiyonda;

Y_i : Bağımlı (endojen) değişken Y'nin i. Gözlem değeri,

β : Anakütle (popülasyon)'nun regresyon katsayıları (parametreler)

X: (k adet) bağımsız (egzogen) değişkenin i. Değeri

u: Hata (error) terimi

Bağımlı değişkenin Y ve bağımsız değişkenlerin ($X_1, \dots, X_k$) 'nın n örnek gözlem değerleri bilinirse, üretim fonksiyonunun bilinmeyen parametre (β, u) söz konusu örnek gözlemlerinden tahmin edilir. Örnek gözlemlere dayanan tahmin şöyle yazılabilir;

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_{i2} + \hat{\beta}_3 X_{i3} + \dots + \hat{\beta}_k X_{ik} + e_i \quad i = (1, 2, 3, \dots, n)$$

³⁹ İşyar, Yüksel (1994). Ekonometrik Modeller . Uludağ Üniversitesi Basımevi: Bursa

⁴⁰ Ertaş, Sacit (1990). Çözümlü Ekonometri Problemleri . Uludağ Üniversitesi Basımevi: Bursa

Burada;

$\hat{Y}_i$: Ana kütleye ait bağımlı değişken Y 'nin tahmin edicisi,

$\hat{\beta}$: Örnek regresyon katsayısı veya β 'nin tahmin edicisi

$\hat{X}_{ik}$: X_k bağımsız değişkeninin i . Örnek gözlem değeri

e_i : Hata terimi, yani bağımlı değişkenin ana kitle değeri Y_i ile onun örneğe dayanan yaklaşımı olan $\hat{Y}_i$ arasındaki farktır.

$$(e_i = Y_i - \hat{Y}_i)$$

OEKK metodu, doğrusal stokastik regresyon modelinin varsayımları altında, tahmin edicilerin hesaplanmasında hata teriminin kareleri toplamını en küçük kılan matematiksel bir metottur. Açıklayıcı değişkenlerin, bağımlı değişkeni tam olarak açıklaması beklenemez. Genel olarak bağımlı değişkenin tahmin edilen değeri ile gözlenen değeri arasında bir artık değer olacaktır. Bu ise denklemin e_i terimidir. Aynı zamanda teorik olarak u_i 'nin tahmin edicisidir. En küçük kareler metodu, yukarıdaki denklemdeki örnek regresyon katsayılarının,

$$(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)$$

hesaplanmasında kullanılan bir metottur. Metodun amacı gözlenen Y_i ($i = 1, 2, \dots, n$) değerleri ile bu değerlerin tahmin edicileri $\hat{Y}_i$ ($i = 1, 2, \dots, n$) değerleri arasındaki sapmaların karelerinin toplamalarını minimum kılmaktır.⁴¹

$$\sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2$$

ifadeyi minimum kılacak tahmin edilen β_i değerini hesaplamaktır.

a) En küçük kareler metodunun varsayımları ve bu metodla elde edilen tahmin edicilerin özellikleri

Doğrusal regresyon modelinin sağlıklı sonuç verebilmesi ve böylece tahmin edilen parametrelerin “güvenilir” olabilmesi için doğrusal modelde var olması beklenen bazı şartlar vardır. Bu varsayımlar regresyon tekniğinin en önemli sayılan yönleridir. Bunlardan sapmalar parametre tahminlerini büyük ölçüde etkiler.

- 1) Modelde stokastik bir element olan “ u ” tesadüfî bir değişkendir.
- 2) Gerçek hata terimi u_i ile her X_i değeri için sıfır ortalamaya sahiptir.

⁴¹ Newbold, Paul (1988). Statistics For Business and Economics. Prentice-Hall International Editions: New Jersey. (USA).

$$E(u_i) = 0$$

3) u_i 'nin ortalama civarındaki varyansı tüm X_i değerleri için sabittir. Buna sabit varyans (Homoscedasticity) varsayımı da denir.

$$E(u_i^2) = \sigma_u^2 \quad (\text{sabit})$$

4) Hata terimi u_i değerleri her X_i değeri için, sıfır ortalama civarında çan eğrisi şeklindeki simetrik bir dağılıma (normal dağılım) sahiptir.

$$u_i \approx N(0, \sigma_u^2)$$

5) Hata payları arasında bir beraberlik, bir bağlantı yoktur. Bu sebeple bir gözlemin hata payı (u_i) ile başka bir gözlemin hata payı (u_j) arasındaki kovaryansı sıfırdır. Başka bir deyişle bu, zaman serisi verileri ile hataların korelasyonlu olmadığı varsayımdır. Bu varsayımın ihlali otokorelasyon problemini doğurur.

$$\text{Cov}(u_i, u_j) = 0$$

Bağımsız değişkenler arasında (yani X 'ler arasında) herhangi bir “doğrusal bağlantı” yoktur. Böyle bir bağlantı olduğu zaman varsayımların birinde sapma olur ve ortaya “Çoklu Doğrusal Bağlantı” (Multicollinearity) hali ortaya çıkar.

7) Hata terimi u_i ile bağımsız değişkenler X_i arasında korelasyon yoktur. Ayrıca X_i 'lerin tüm hayali örneklemelerde bir sabit sayılar kümesi olduğu varsayılır.

$$E(u_i x_i) = 0$$

8) Bağımsız değişkenlerin (X 'lerin) ölçülmesinde herhangi bir hata yapılmadığı kabul edilir. Başka bir deyimle modele ait veri toplamasında “ölçme hatası” yapılmadığı varsayılmaktadır.

9) Modele ait gözlem sayısı, modele göre tahmin edilecek parametre sayısından büyüktür.

10) Makro değişkenlerin toplulaştırılması doğru yapılmıştır. Bu değişkenler elde edilirken uygun toplama ve kümeleme yöntemlerinin benimsendiği varsayılır.

11) Tahmin edilen ilişki tanımlanmıştır. Parametreleri tahmin edilmek istenen ilişkinin tek bir matematiksel kalıba sahip olduğu varsayılmaktadır.

12) Modelde hiç bir spesifikasyon hatası olmadığı kabul edilir. Model içine tüm önemli bağımsız değişkenlerin dahil edildiği ve modelin matematiksel kalıbının doğru tanımlandığı varsayılmaktadır.⁴²

⁴² Kılıçbay, Ahmet (1986). Ekonometrinin Temelleri . İstanbul Üniversitesi Film Merkezi ve Matbaası: İstanbul

13) Yukarıda sıralanan varsayımlar gerçekleştiği takdirde OEKK tahmincileri şu özelliklere sahip olur;

a) Eğilimsizlik : Eğer bir tahmin edicinin, beklenen değeri anakütle parametresine eşitse tahmin edici eğilimsizdir.

$$E(\hat{\beta}) = \beta$$

b) En küçük varyans : Bir tahmin edici diğer ekonometrik metodlardan elde edilen başka bir tahmin ediciye göre en küçük varyansa sahip olduğunda en iyi tahmin edicidir.

$$E \left[\hat{\beta} - E(\hat{\beta}) \right]^2 < E \left[\tilde{\beta} - E(\tilde{\beta}) \right]^2$$

$$\text{Var}(\hat{\beta}) < \text{Var}(\tilde{\beta})$$

c) Etkinlik : Tahmin edici yukarıdaki özelliklerin, her ikisi birlikte sağlandığında etkindir.

d) Doğrusallık : Tahmin edici, örneklem gözlemlerinin doğrusal bir kombinasyonu ile belirleniyorsa, söz konusu tahmin edici parametrelerine göre doğrusaldır.

e) En iyi doğrusal eğilimsiz tahmin edici (EDET) : Eğer bir tahmin edici, doğrusal eğilimsiz ve ana kütle parametresinin, diğer tüm doğrusal eğilimsiz tahmin edicilerine kıyasla en küçük varyansa sahipse, söz konusu tahmin edici EDET olur.

f) Ortalama Hata (OKH) kriteri: Küçük eğilim ve en küçük varyans karşılaştırılması OKH kriteri ile yapılmaktadır. OKH tahmin edicinin gerçek ana kütle parametresi β etrafındaki farklarının karesinin beklenen değeri olarak tanımlanmaktadır.

$$\text{OKH}(\hat{\beta}) = E(\hat{\beta} - \beta)^2$$

g) Yeterlilik : Bir örneklemin ana kütle parametresi hakkında içerdiği tüm bilgilerden yararlanan bir tahmin edici yeterli bir tahmin edicidir.⁴³

⁴³ Ertas, Sacit (1990). Çözümlü Ekonometri Problemleri ve Teorik Notlar. Uludağ Üniversitesi Basımevi: Bursa

VI. ARAŞTIRMANIN BULGULARI

6.1 Durağanlık için Otokorelasyon Testi

İMKB günlük kapanış verilerinin ilk önce korelogramı çıkarılmıştır, (Ek-1)'de görülebilir. ⁴⁴ Korelogramı'nın çıkarılmasının sebebi serinin otokorelasyon katsayılarının grafiğinin incelenmesidir. Bunun sonucunda serinin durağan olup olmadığı hakkında bilgi edinilebilir. Yine de bu yaklaşımın yeterli olduğu söylenemez. Borsa serisinin durağanlığı otokorelasyon testi ile ayrıca araştırılacaktır. Ek-1'de görüleceği gibi, korelogram incelendiğinde otokorelasyon katsayılarının gittikçe küçüldüğü anlaşılr. Ancak sözkonusu katsayılar 36'ncı gecikmede bile 0,940 değerinde kalmış; yani sıfır değerine yaklaşmamıştır, katsayıların hepsi anlamlıdır. Bu da birbirini izleyen gözlem değerlerinin yüksek derecede ilişkili olduğunu ve sözkonusu borsa serisinin durağan olmadığını ifade eder.

Borsa serisinin otokorelasyon katsayılarının anlamlı olup olmadığının hesaplanması sırasında; otokorelasyon katsayısının standart hatası 0,02265 $(1/\sqrt{n} = 1/\sqrt{1949} = 1/44,14748 = 0,02265)$ olarak bulunmuştur. Otokorelasyon katsayıları 0,04439 $(1,96*(0,02265) = 0,04439)$ değeri ile karşılaştırılmış ve 0,04439 değerinden büyük olan otokorelasyon katsayılarının anlamlı olarak sıfırdan farklı olduğuna karar verilmiştir.

Borsa serisini durağan hale getirmek için logaritmik dönüşüm sonrası fark alma işlemi yapılmıştır. Bunun sonucunda oluşan yeni seri logaritmik getiriye ifade eden “ B “ dir. Bu dönüşümü formül ile;

$$B = \log (\text{Borsa}_t / \text{Borsa}_{t-1}) = \log \text{Borsa}_t - \log \text{Borsa}_{t-1}$$

olarak gösterilebilir. B serisinin hesaplanmasında gecikmeli değer olduğu için bir değer kaybedilmiş ve gözlem sayımız 1948 veriye düşmüştür.

⁴⁴ Ek-1'de görülen korelogramların çiziminde TSP7 paket programından yararlanılmıştır.

Ek-2’de B serisinin korelogramı incelendiğinde, otokorelasyon katsayılarının ilk gecikmeden sonra anlamsız olduğu görülmektedir. Bu da serinin durağan olduğunun göstergesi olarak kabul edilir. Serinin 12., 24., 36. dereceden otokorelasyon katsayıları incelendiğinde değerlerin anlamsız olması; yani sıfırdan farksız olması serimizin mevsimsel etki içermediğini gösterir. Katsayılar tek tek incelendiğinde $r_1=0,139$; $r_4=0,061$; $r_{10}=0,060$; $r_{16}=-0,064$; $r_{33}=0,052$; $r_{35}=-0,066$ dışındaki değerler, 0,0444 ile karşılaştırılmış ve tümünün sıfırdan farksız olduğu görülmüştür. Serinin, şekli incelendiğinde birinci dereceden farkının alınmasının uygun olacağı görülmektedir.

B serisinin birinci dereceden farkı alındığında oluşan yeni seri B1’dir. B1 serisi hesaplanırken gecikmeli değer olduğu için bir gözlem kaybedilmiş veri sayısı 1947 düşmüştür. Bu dönüşüm:

$$B1_t = B_t - B_{t-1} = B_t - 2B_{t-1} + B_{t-2} = [\ln \text{Borsa}_t - 2 \ln B_{t-1} + \ln B_{t-2}]$$

şeklinde gösterebiliriz.

Ek-3’ de B1 serisinin korelogramı incelendiğinde (Karşılaştırılan değer 0,045) otokorelasyon katsayılarının ilk gecikmeden sonra genel olarak anlamsız olması ve mevsimsel etki taşınamaması serinin durağan hale geldiğini ifade eder. Ama serinin görünümü B serisine göre biraz daha kötüleşmiştir. B değişkeni otokorelasyon testinde durağan olduğu bulunmuştur. Ama DF ve ADF testleri yapıldığında durağan olmadığı ortaya çıkmıştır. Başlangıç kısmında söylediğimiz gibi testin yeterli olmadığı belirtilmiştir. Konuyu daha fazla dağıtmamak için ayrıntılara yer verilmemektedir. Bu yüzden çalışmamızın devamında B1 serisi kullanılacaktır.

Aynı yaklaşımlar izlenerek dolar serisinin durağanlığı da araştırılmıştır. Dolar serisi serbest piyasa da oluşan günlük kapanış verilerini temsil etmektedir. Orjinal dolar serisinin korelogramı Ek-4 görülmektedir. Korelogram incelendiğinde (Karşılaştırılan değer 0,04439) otokorelasyon katsayılarının ilk bir kaç gecikmeden sonra bile anlamlı olması serinin durağan olmadığını gösterir. Seriyi durağan hale getirmek için, borsa serisinde olduğu gibi elde edilen yeni seri logaritmik getiriye ifade eden “ Do ” dır. Dönüşümün formül ile gösterimi;

$$Do = \log (Dolar_t / Dolar_{t-1})$$

dir. Do serisinin hesaplanmasında gecikmeli değer olduğu için bir değer kaybedilmiş ve gözlem sayımız 1948 veriye düşmüştür. Böylece elde edilen Do serisinin otokorelasyon katsayıları hesaplanmış ve serinin korelogramı Ek-5'te gösterilmiştir. (Karşılaştırılan değer 0,0444) Dönüştürülen serinin korelogramı incelendiğinde serinin durağan olduğu görülür. Ayrıca seride mevsimlik etkiye rastlanmadığından, mevsimlik fark almaya gerek yoktur.

Do serisinin birinci mertebeden farkı alındığında oluşan serimizin gösterimi D1 olmuştur. D1 serisi hesaplanırken gecikmeli değer olduğu için bir gözlem kaybedilmiş veri sayısı 1947 düşmüştür. D1 serisine ait dönüşüm;

$$D1_t = Do_t - Do_{t-1}$$

şeklinde gösterebiliriz. Ek-6' da D1 serisinin korelogramı incelendiğinde (Karşılaştırılan değer 0,045) otokorelasyon katsayılarının ilk gecikmeden sonra genel olarak anlamlı olması veya Do serisine göre anlamlı otokorelasyon katsayılarının daha fazla olması; serinin genel olarak durağanlıktan uzaklaştığını ifade eder. Sonuç olarak Do serisinin kullanılması daha uygun gözüksede; Do serisinin DF ve ADF testi sonuçları, serinin durağanlığını sağlamadığını ortaya koymuşlardır. Bu yüzden analizin devamında D1 serisi kullanılmıştır.

6.2 Durağanlık için Dickey-Fuller Birim Kök Testi

Araştırmamızda kullanılan Borsa ve Dolar serilerinin durağan olmadıklarını ama logaritmik fark serileri ile durağan hale geldiklerini otokorelasyon testiyle belirledikten sonra her iki seri Dickey-Fuller birim kök testini uygulayarak, bu testle aynı sonucu verip vermediğine bakabiliriz.

Dickey-Fuller testinin B1 serisine uygulanmasından elde edilen sonuçlar Ek-7'de görülmektedir. Denklemlerde trend değişkeni anlamsız çıktığı için modele dahil edilmemiştir. Tahmin edilen denklem;

$$B1 = 0,861480 - 0,861287 B_{t-1}$$

t değeri (38,35) (-38,35)

dir ve test hipotezleri;

$$H_0 : |\rho| = 1 \text{ Birim kök var.}$$

$$H_1 : |\rho| < 1 \text{ Birim kök yok, seri durağan.}$$

olarak gösterilir. Denklemdaki bilgiler kullanıldığında

$$n = 1947 \text{ (Gözlem sayısı) ; } k = 2 \text{ (değişken sayısı)}$$

$$\tau_{hes} = -38,35 \quad \tau_{tab} = -3,43 \text{ (\% 1 için } n = \infty \text{)}^{45}$$

$$T(\hat{\rho} - 1) \text{ yani } T(\hat{\phi}) ; \rho_{hes} = 1947 * (\hat{\rho}) ; \rho_{hes} = 1947 * (-0,861287)$$

$$\rho_{hes} = -1676,9257 ; \rho_{tab} = -20,7 \text{ (\% 1 için } n = \infty \text{)}^{46}$$

$\tau_{tab} > \tau_{hes}$ ve $\rho_{tab} > \rho_{hes}$ olduğundan sıfır hipotezi red edilir ve B1 serisinin durağan olduğuna karar verilir.

D1 değişkenine birim kök testi yapılmış şu sonuçlar elde edilmiştir. (Ek-8)

Burada da trend değişkeni istatistiksel önemsiz çıktığı için modele alınmamıştır.

Tahmin edilen denklem,

$$D1 = 0,884925 - 0,884719 D_{t-1}$$

t değeri (39,28) (-39,28)

dır ve hipotezlerimiz;

$$H_0 : |\rho| = 1 \text{ Birim kök var.}$$

$$H_1 : |\rho| < 1 \text{ Birim kök yok, seri durağan.}$$

olarak gösterilir. Yapılan hesaplamalar sonucunda,

$$n = 1947 \text{ (Gözlem sayısı) ; } k = 2 \text{ (değişken sayısı)}$$

$$\tau_{hes} = -39,28 \quad \tau_{tab} = -3,43 \text{ (\% 1 için } n = \infty \text{)}$$

$$T(\hat{\rho} - 1) \text{ yani } T(\hat{\phi}) ; \rho_{hes} = 1947 * (\hat{\rho}) ; \rho_{hes} = 1947 * (-0,884719)$$

$$\rho_{hes} = -1722,5478 ; \rho_{tab} = -20,7 \text{ (\% 1 için } n = \infty \text{)}$$

$\tau_{tab} > \tau_{hes}$ ve $\rho_{tab} > \rho_{hes}$ olduğundan sıfır hipotezi red edilir ve D1 serisinin durağan olduğuna karar verilir.

⁴⁵ Kritik değer için bakınız Dickey-Fuller (1981).

⁴⁶ Kritik değer için bakınız Dickey-Fuller (1981).

6.3 Durağanlık için Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi

ADF testinin hesaplanabilmesi için gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekir. Yapılan hesaplama sonuçları tablolar da gösterilmiştir.

Tablo 1
Gecikme uzunluğu seçim verileri B1 değişkeni için

Gecikme	FPE	HQ	AIC	SIC
1	$8.96 \cdot 10^{-6}$	-3.50976	-11.62287	-11.61428
2	$8.91 \cdot 10^{-6}$	-3.51229	-11.62817	-11.61671
3	$8.9 \cdot 10^{-6}$	-3.51132	-11.62937	-11.61504
4	$8.9025 \cdot 10^{-6}$	-3.50909	-11.62920	-11.612
5	$8.81 \cdot 10^{-6}$	-3.516	-11.63958	-11.6195
6	$8.72 \cdot 10^{-6}$	-3.52	-11.64996	-11.627 *
7	$8.73 \cdot 10^{-6}$	-3.519	-11.6486	-11.62275
8	$8.74 \cdot 10^{-6}$	-3.516	-11.64706	-11.61833
9	$8.72 \cdot 10^{-6}$	-3.5166	-11.64974	-11.61813
10	$8.69 \cdot 10^{-6}$	-3.517	-11.65301	-11.61851
11	$8.67 \cdot 10^{-6}$	-3.518	-11.65606	-11.61867
12	$8.58 \cdot 10^{-6}$	-3.5265 *	-11.66432	-11.62403
13	$8.608 \cdot 10^{-6}$	-3.5197	-11.66424	-11.62106
14	$8.603 \cdot 10^{-6}$	-3.518	-11.66335	-11.61727
15	$8.56 \cdot 10^{-6} *$	-3.52	-11.66829 *	-11.61931

Tablo 1’de gösterilen * işaretli sayılar minimum olan gecikme uzunluğunu gösterir.

FPE, HQ, AIC, SIC kriterlerine göre 15. dereceden gecikme değeri bulunmuştur. ADF testinin hesaplanabilmesi için kısıtsız ve kısıtlı modelin değerlerinin bulunması gereklidir. Kullanılan formül,

$$\phi_{\text{hes}} = (T - k) (SSR_R - SSR_U) / m (SSR_U)$$

dir ve formülde,

k : Kısıtlanmamış modeldeki parametre sayısı

T : Örneklem büyüklüğü

m : Kısıtlama sayısı

SSR_R : Kısıtlı modeldeki kalıntı kareler toplamı

SSR_U : Kısıtsız modeldeki kalıntı kareler toplamı

olarak gösterilmektedir. Kısıtsız model ile ilgili bilgiler Ek-9'da, Kısıtlı model ile ilgili bilgiler Ek-10'da verilmektedir. $SSR_U = 0,016251$; $n = 1932$; $k = 17$. $SSR_R = 0,017284$; $n = 1932$; $k = 16$. Bu bilgiler kullanıldığında hipotez testlerimiz,

$H_0 : \alpha = 0, \rho = 1$ veya $\phi = 0$ Serinin birim kökü vardır.

$H_1 : \alpha \neq 0, \rho \neq 1$ veya $\phi \neq 0$ Serinin birim kökü yoktur.

dir ve yapılan hesaplamalar sonucunda,

$$\phi_{hes} = (1932 - 17) (0,017284 - 0,016251) / 2 (0,016251)$$

$$\phi_{hes} = (1915) (0,001033) / (0,032502)$$

$$\phi_{hes} = (1,978195 / 0,032502) = 60,8637$$

değeri elde edilmiştir. Tablo değeri

$$\phi_{1,tab} = 6,43 \text{ (\% 1 anlamlılık düzeyi için)}^{47}$$

dir ve $\phi_{hes} > \phi_{tab}$ olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Böylece, serinin sıfırdan farklı ortalamasının olduğu ve birim kökünün olmadığı, yani serinin durağan olduğuna karar verilir.

ADF testini D1 serisi için yaparsak;

Tablo 2
Gecikme uzunluğu seçim verileri D1 değişkeni için

Gecikme	FPE	HQ	AIC	SIC
1	1,229	-5,23488	-13,609	-13,6
2	1,2116	-5,24545	-13,62369	-13,612
3	1,206	-5,24725	-13,62814	-13,6138
4	1,2009	-5,24909	-13,6325	-13,61529
5	1,1908	-5,25435	-13,64071	-13,6206
6	1,19217	-5,25133	-13,63978	-13,61682
7	1,1935	-5,24831	-13,63856	-13,61272
8	1,19431	-5,24566	-13,63812	-13,60939
9	1,1946	-5,24339	-13,6376	-13,60559
10	1,18339	-5,24952	-13,64731	-13,61281
11	1,18471	-5,24649	-13,64585	-13,60845
12	1,14933*	-5,27076 *	-13,67653 *	-13,63625 *

⁴⁷ Kritik değer için bakınız Dickey-Fuller (1981).

Tablo 2'nin devamı

13	1,15	-5,26813	-13,67557	-13,63269
14	1,15187	-5,26471	-13,67429	-13,62821
15	1,1505	-5,26367	-13,67537	-13,62639

Tablo 2'de gösterilen * işaretli sayılar minimum olan gecikme uzunluğunu gösterir.

FPE, HQ, AIC, SIC kriterlerine göre 12. dereceden gecikme uzunluğu bulunmuştur. ADF testinin hesaplanabilmesi için kısıtsız ve kısıtlı modelin değerlerinin bulunması gereklidir.

Kısıtsız model ile ilgili bilgiler Ek-11'de, Kısıtlanmış model ile ilgili bilgiler Ek-12'de verilmektedir. $SSR_U = 0,002192$; $n = 1935$; $k = 14$. $SSR_R = 0,002342$; $n = 1935$; $k = 13$. Bu bilgiler kullanıldığında hipotez testlerimiz;

$H_0 : \alpha = 0, \rho = 1$ veya $\phi = 0$ Serinin birim kökü vardır.

$H_1 : \alpha \neq 0, \rho \neq 1$ veya $\phi \neq 0$ Serinin birim kökü yoktur.

dir ve yapılan hesaplamalar sonucunda;

$$\phi_{hes} = (1935 - 14) (0,002342 - 0,002192) / 2 (0,002192)$$

$$\phi_{hes} = (1921) (0,00015) / (0,004384)$$

$$\phi_{hes} = (0,28815 / 0,004384) = 65,727645$$

değeri elde edilmiştir. Tablo değeri

$$\phi_{1,tab} = 6,43 \text{ (\% 1 anlamlılık düzeyi için)}$$

dir ve $\phi_{hes} > \phi_{tab}$ olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Böylece serinin sıfırdan farklı ortalamasının olduğu ve birim kökünün olmadığına, yani serinin durağan olduğuna karar verilir.

6.4 Ortak Bütünleme

Ortak bütünlenen regresyon denkleminin EKK yöntemi ile tahmini sonucu elde edilen parametre değerleri Ek-13'te görülmektedir. B1 değişkeninin, D1'deki değişmelere uzun dönem etkisi (-0,023) olarak bulunmuştur. B1'in reel getirisi % 100 artarsa, D1'in reel getirisi - % 2 azalır. Ek-14'deki denklem yine EKK tahmin edildiğinde; D1'in

B1'deki değişmelere uzun dönem etkisi (- 0,16) ; D1'in reel getirisi % 100 artarsa B1'in reel getirisi - % 16 azalır.

Ortak bütünleyen analizi, gözlenen zaman serileri arasındaki uzun dönem ilişkisini tanımlarken, elde edilen artıklar kısa dönem dengesizliğinin bir ölçüsüdür. Test istatistiğinin hesaplanması sırasında kullanılan artık terimler, ortak bütünleyen regresyonlarının EKK yöntemi ile tahmini sonucu elde edilmiştir. Denklemden kesim noktası istatistiksel anlamsız çıktığı için denklem dışı bırakılmıştır. Tahmin edilen denklem;

$$B1_t = c + \beta_1 D1_t + F_t$$

dir. (Ek-13) F_t ; regresyon denkleminde elde edilen kalıntılardır. F_t ise t dönemindeki kalıntıların, bir dönem önceki kalıntılardan çıkarılmasıyla oluşan değerdir. (Birinci mertebeden farkı alınır.)

(F_t) veya $\nabla F_t = F_t - F_{t-1}$ şeklinde gösterilir. Tahmin edilen denklem;

$$D1_t = c + \beta_2 B1_t + E_t$$

dir. (Ek-14) E_t ; regresyon denkleminde elde edilen kalıntılardır. E_t ise t dönemindeki kalıntıların, bir dönem önceki kalıntılardan çıkarılmasıyla oluşan değerdir. (Birinci mertebeden farkı alınır.)

(E_t) veya $\nabla E_t = E_t - E_{t-1}$ şeklinde gösterilir.

Serilerimizin ortak bütünlenen olup olmadığını kontrol için Dickey-Fuller ve ADF testleri yapılmıştır.

6.4.1. Ortak Bütünleme için Dickey-Fuller Testi

Tahmin edilen Dickey-Fuller testi için denklem Ek-15

$$F1_t = -1,38746 F_{t-1}$$

t değeri (-66,37465)

dir ve hipotezler,

H_0 : Seriler I (1) 'dir. Seriler arasında ortak bütünleme yoktur.

H_1 : Seriler I (1) değildir. Seriler ortak bütünlenendir.

olarak oluşturulmuştur. Elde edilen bilgiler kullanıldığında,

$$\tau_{hes} = -66,37465 ; \tau_{tab} = -2,58 (\% 1 \text{ anlamlılık düzeyinde } n = \infty, v = 1 \text{ için })^{48}$$

⁴⁸ Kritik değer için bakınız Engle R.F –Yoo B.S (1987).ss.157-158.

$\tau_{tab} > \tau_{hes}$ olduğundan H_0 hipotezi red edilir ve serilerin durağan olduğu, ortak bütünlenen olduğu karar verilir. Yine elde edilen denklem tahmini sonucu DW-istatistiği değeri 2,206299; CRDW= 2,206299 değeridir.⁴⁹

Bu testte kullanılan hipotezler,

H_0 : Değişken seti durağan değildir.

H_1 : Değişken seti durağandır.

dir ve yapılan analiz sonucunda

$CRDW_{tab} (\% 1 \text{ anlamlılık düzeyinde } n = 200, v = 2 \text{ için }) = 0,29$

$2,20 > 0,29$ H_0 hipotezi red edilir, serinin durağan olduğuna karar verilir.

$E1_t$ hata terimi için yapılan Dickey-Fuller testi; tahmin edilen denklem Ek-16

$$E1_t = -1,38746 E_{t-1}$$

$$t \text{ değeri } (-66,37465)$$

dır ve hipotezler,

H_0 : Seriler I (1) 'dir. Seriler arasında ortak bütünleme yoktur.

H_1 : Seriler I (1) değildir. Seriler ortak bütünlenendir.

şeklinde oluşturulmuştur. Yapılan hesaplamalar sonucu,

$\tau_{hes} = -66,37465$; $\tau_{tab} = -4,00$ (% 1 anlamlılık düzeyinde $n = 200, v = 2$ için)

$\tau_{tab} > \tau_{hes}$ olduğundan H_0 hipotezi red edilir, serilerin durağan olduğuna Ortak bütünlemenin söz konusu olduğuna karar verilir. Yine elde edilen denklem tahmini sonucu, DW- istatistiği değeri 2,206299; CRDW= 2,206299 değeridir.

Bu teste kullanılan hipotezler;

H_0 : Değişken seti durağan değildir.

H_1 : Değişken seti durağandır.

dir ve yapılan analiz sonucunda;

$CRDW_{tab} (\% 1 \text{ anlamlılık düzeyinde } n = 200, v = 2 \text{ için }) = 0,29^{50}$

$2,20 > 0,29$ H_0 hipotezi red edilir, serinin durağan olduğuna karar verilir.

⁴⁹ Engle-Granger (1987). CRDW istatistiğinin artukların durağanlığını test etmede yaklaşık bir bilgi verdiğini belirtmişlerdir. Eğer CRDW istatistiği sıfıra doğru yaklaşırsa artukların durağan sürece sahip olmadıklarına karar verilir.

⁵⁰ Kritik değer için bakınız Engle R.F –Yoo B.S (1987).

6.4.2. Ortak Bütünlemenin Test Edilmesi için ADF Testi

ADF testinin uygulanabilmesi için minimum gecikme uzunluğunun bulunması:

Tablo 3
Gecikme uzunluğu seçim verileri F1 değişkeni için

Gecikme	FPE	HQ	AIC	SIC
1	1.75347	-4.9269	-13.25482	-13.24909
2	1.52065	-5.04859	-13.39729	-13.38869
3	1.48524	-5.06701	-13.4209	-13.40943
4	1.37821	-5.12992	-13.49572	-13.48138
5	1.3606	-5.13902	-13.50878	-13.49156
6	1.33779	-5.15167	-13.52566	-13.50556
7	1.32998	-5.1547	-13.53122	-13.50824
8	1.32318	-5.15709	-13.53641	-13.51055
9	1.32524	-5.15368	-13.53514	-13.50639
10	1.30848	-5.16268	-13.54781	-13.51617
11	1.22199	-5.22001	-13.61604	-13.58151
12	1.21446	-5.22332	-13.62227	-13.58484
13	1.2111	-5.22366	-13.62516	-13.58484
14	1.20036 *	-5.22932 *	-13.63378 *	-13.59056 *

Tablo 3'de gösterilen * işaretli sayılar minimum olan gecikme uzunluğunu gösterir.

FPE, HQ, AIC, SIC kriterlerine göre 14. dereceden gecikme uzunluğu⁵¹ bulunmuştur. Test istatistiği Ek-17'de gösterilmiştir.

$$\tau_{hes} = -22,2152^{52}; \tau_{tab} = -3,78 \text{ (\% 1 anlamlılık düzeyinde } n = 200, v = 2 \text{ için)}$$

H_0 : Seriler arasında ortak bütünleme yoktur.

H_1 : Seriler arasında ortak bütünleme vardır.

$-3,78 > -22,2152$ H_0 hipotezi red edilir. Ortak bütünleme vardır.

E1 değişkeni için FPE, HQ, AIC, SIC kriterlerine göre 14. dereceden gecikme uzunluğu bulunmuştur. Değerler aynı çıktığı için tabloda gösterilmemiştir. (Değerler Tablo-3'ün aynısıdır.) Test istatistiği Ek-18'de gösterilmiştir.

$$\tau_{hes} = -22,2152; \tau_{tab} = -3,78 \text{ (\% 1 anlamlılık düzeyinde } n = 200, v = 2 \text{ için)}$$

⁵² τ_{hes} değeri Ek-17 görüleceği üzere F_{t-1} 'in t değeridir.

H_0 : Seriler arasında ortak bütünleme yoktur.

H_1 : Seriler arasında ortak bütünleme vardır.

$-3,78 > -22,2152$ H_0 hipotezi red edilir. Ortak bütünleme vardır.

6.5 Hata Giderme Modeli (ECM)

İlk fark denklemleri şeklinde kurulan ortak-bütünleyen regresyon artıklarının gecikmeli değerleri; Hata Giderme terimi olarak modele katılmıştır. Hata Giderme Modelinde gecikme uzunluğu seçilirken kullanılan kriterler FPE; HQ; SIC; AIC'dir.

B1 ile D1 ortak-bütünlenen oldukları varsayıldıkları zaman ECM gösterimi elde edilir.

Ortak bütünleyen regresyonları;

$$B1_t = c + \beta_1 D1_t + F_t$$

$$D1_t = c + \beta_2 B1_t + E_t$$

F ve E sıfır ortalamalı, sabit varyanslı rassal değişkenleri göstermektedir.

Tablo 4
Gecikme uzunluğu seçim verileri B2 değişkeni için

m.uzunluk	FPE	HQ	AIC	SIC
1	2,80685	-2,51826	-10,48087	-10,47228
2	2,15794	-2,74457	-10,74376	-10,7323
3	1,75259	-2,92324	-10,95184	-10,9375
14	1,08363	-3,32025	-11,43261	-11,38942
15	1,05554*	-3,341*	-11,45887*	-11,41277*

Tablo 4'de gösterilen * işaretli sayılar minimum olan gecikme uzunluğunu gösterir.

Tablo 5
Gecikme uzunluğu seçim verileri B2 değişkeni için

n.uzunluk	FPE	AIC	SIC
7	1,05145	-11,46273	-11,39647
8	1,05137	-11,46282	-11,39367
9	1,04869	-11,46538	-11,39335
10	1,03281*	-11,48064*	-11,40573*
11	1,03383	-11,47967	-11,40188
12	1,03485	-11,47866	-11,39799
13	1,03587	-11,47768	-11,39413
14	1,03694	-11,47665	-11,39022
15	1,03801	-11,47563	-11,38631

Tablo 5’de gösterilen * işaretli sayılar minimum olan gecikme uzunluğunu gösterir.

Modeldeki F_{t-1} koentegre eden regresyonun, tahmininden elde edilen artıklardır.

B2 gecikme uzunluğu AIC, SIC; FPE; HQ kriterleri baz alınarak $m=15$, $n= 10$ bulunmuştur. (Ek-19, Ek-20)

$$B2_t = -0,0000286 - 23,31516 B2_{t-1} - 4,962832 F_{t-1} + 118,0138 B3_{t-1} - 358,4265 B4_{t-1} + 765,2861 B5_{t-1} - 1219,076 B6_{t-1} + 1490,172 B7_{t-1} - 1415,381 B8_{t-1} + 1046,649 B9_{t-1} - 598,2325 B10_{t-1} + 259,662 B11_{t-1} - 82,8687 B12_{t-1} + 18,36016 B13_{t-1} - 2,52555 B14_{t-1} + 0,162625 B15_{t-1} - 0,262101 D2_t + 21,73204 D2_{t-1} - 55,45478 D3_{t-1} + 92,11217 D4_{t-1} - 105,2804 D5_{t-1} + 84,03278 D6_{t-1} - 46,29773 D7_{t-1} + 16,8462 D8_{t-1} - 3,650569 D9_{t-1} + 0,356967 D10_{t-1}$$

Ek-20 incelendiğinde F_{t-1} katsayısının “-4,962832” olduğu görülmektedir. Model, Ek-20’deki bir gecikmeli hata düzeltme teriminin F_{t-1} katsayısı (-4,96), bir önceki dönemde uzun dönemli dengeden sapmanın $B2_t$ (Borsa getirisi) üzerindeki etkisini göstermektedir. Hata düzeltme teriminin hesaplanan t-değeri (-6,56) % 1 anlamlılık düzeyinde $n= \infty$ t-tablo değeri (2,326)’dır. Mutlak değer olarak daha büyük olduğu için hata düzeltme terimi istatistiksel olarak anlamlıdır. $B2_t$ ’de görülen sapmalar, her dönem $D2_t$ oranındaki değişmeler ile % 496 oranında uzun dönem denge değerine yakınsayacaktır. Ortalamaya dönüş süresi % 496 için 0,2 dönemdir.

Tablo 6
Gecikme uzunluğu seçim verileri D2 değişkeni için

m.uzunluk	FPE	HQ	AIC	SIC
1	1.76894	-4.91927	-13.24519	-13.2366
13	1.40804	-5.09485	-13.47324	-13.43294
15	1.40025	-5.0976*	-13.47890	-13.43570*
15	1.39875*	-5.09646	-13.47984*	-13.43374

Tablo 6'da gösterilen * işaretli sayılar minimum olan gecikme uzunluğunu gösterir.

Tablo 7
Gecikme uzunluğu seçim verileri D2 değişkeni için

n1.uzunluk	FPE	AIC	SIC
0	1.27888	-13.5683	-13.52223
1	1.2497	-13.59153	-13.54257
5	1.21949	-13.6171	-13.55950
6	1.216	-13.62015	-13.55967
7	1.21355	-13.62198	-13.55862
8	1.21216*	-13.62314*	-13.55690*
9	1.21255	-13.62210	-13.55298
10	1.21414	-13.6216	-13.5496
15	1.21575	-13.62021	-13.53378

Tablo 7'de gösterilen * işaretli sayılar minimum olan gecikme uzunluğunu gösterir.

Tablo 8
Gecikme uzunluğu seçim verileri D2 değişkeni için

n2.uzunluk	FPE	AIC	SIC
0	1.88465	-13.18283	-13.17997
7	1.20326	-13.63037	-13.56410
8	1.20079*	-13.63253*	-13.56338*
9	1.20122	-13.63151	-13.55948
10	1.20222	-13.63115	-13.55624

Tablo 8'de gösterilen * işaretli sayılar minimum olan gecikme uzunluğunu gösterir.

Modeldeki E_{t-1} koentegre eden regresyonun tahmininden elde edilen artıklardır. D2 gecikme uzunluğu, AIC, SIC; FPE; HQ kriterlerinden farklı gecikme uzunluğu bulunduğundan, iki tane gecikme uzunluğu seçilmiştir. İlk ECM modeli tahmininin gecikme uzunluğu $m=14$, $n=8$ bulunmuştur. (Ek-21, Ek-22)

$$D2_t = -0,00000177 + 37,24622 D2_{t-1} - 8,73964 E_{t-1} - 119,16 D3_{t-1} + 273,1223 D4_{t-1} - 463,3727 D5_{t-1} + 593,8193 D6_{t-1} - 581,5527 D7_{t-1} + 436,9068 D8_{t-1} - 250,7847 D9_{t-1} + 108,5233 D10_{t-1} - 34,46608 D11_{t-1} + 7,63457 D12_{t-1} - 1,062274 D13_{t-1} + 0,070447 D14_{t-1} - 0,02676 B2_t + 0,566767 B2_{t-1} - 1,09206 B3_{t-1} + 1,298525 B4_{t-1} - 0,981792 B5_{t-1} + 0,459349 B6_{t-1} - 0,122006 B7_{t-1} + 0,014283 B8_{t-1}$$

İkinci ECM modeli gecikme uzunluğu $m=15$ $n=8$ bulunmuştur.(Ek-23,Ek-24)

$$D2_t = -0,00000168 + 45,00055 D2_{t-1} - 9,613831 E_{t-1} - 155,9738 D3_{t-1} + 389,2847 D4_{t-1} - 727,2255 D5_{t-1} + 1043,366 D6_{t-1} - 1169,212 D7_{t-1} + 1032,667 D8_{t-1} - 719,8727 D9_{t-1} + 393,2913 D10_{t-1} - 165,4238 D11_{t-1} + 51,80856 D12_{t-1} - 11,38145 D13_{t-1} + 1,563199 D14_{t-1} - 0,100791 D15_{t-1} - 0,027144 B2_t + 0,654595 B2_{t-1} - 1,280823 B3_{t-1} + 1,534408 B4_{t-1} - 1,164239 B5_{t-1} + 0,546682 B6_{t-1} - 0,14601 B7_{t-1} + 0,017183 B8_{t-1}$$

Ek-22, Ek-24 incelendiğinde E_{t-1} katsayısının $-8,73964$ ve $-9,613831$ olduğu görülmektedir. Model Ek-22, Ek-24'deki bir gecikmeli hata düzeltme terimlerinin E_{t-1} katsayısı ($-8,74$; $-9,61$), bir önceki dönemde, uzun dönemli dengeden sapmanın $D2_t$ (Dolar getirisi) üzerindeki etkisini göstermektedir. Hata düzeltme teriminin hesaplanan t-değerleri ($-8,74$; $-9,61$), % 1 anlamlılık düzeyinde $n = \infty$ t-tablo değeri ($2,326$)'dir. Mutlak değer olarak daha büyük olduğu için hata düzeltme terimleri istatistiksel olarak anlamlıdır. $D2_t$ 'de görülen sapmalar, her dönem $B2_t$ oranındaki değişimler ile % 874 ve % 961 oranında uzun dönem denge değerine yakınsayacaktır. Ortalamalaya dönüş süresi % 874 için 0,11 dönem; % 961 için 0,105 dönemdir.

6.6 Günlere İlişkin Anomaliler

Dünya borsalarının çoğunda pazartesi günleri (bazı ülkelerde salı günleri) sistematik olarak negatif getiri sağlarken, cuma günleri ise en yüksek getiriyi sağlayan gün olmuştur. Bu bölümde İMKB'de ve serbest piyasa dolar kurunda benzer bir eğilimin olup olmadığı araştırılacaktır.

6.6.1. Haftanın Günleri veya Hafta Sonu Anomalisi

Çalışmamızın bu bölümünde, İMKB’de ve serbest piyasa dolar kurunda haftanın günlerinin etkisini araştırmak esas alınmıştır. İncelemeye esas alınan dönem 2 Ocak 1991 ile 4 Kasım 1998 arasını kapsamaktadır ve toplam 1948 günden oluşmaktadır. Ama durağanlaştırma sonrasında bir veri kaybedilmiş gün sayısı 1947’ye düşmüştür.

Öncelikle haftanın günlerine göre sınıflandırılan getirilerin genel istatistiksel özellikleri belirlenmeye çalışılmıştır. Bu amaçla her bir gün için ortalama getiriler, getirilerin standart sapmaları, gözlem sayısı ile ortalama getirilerin istatistiksel olarak sıfırdan farklılığının anlamlılığını test eden t-değerleri hesaplanmıştır. Ayrıca bazı dönemler için getirilerin normal dağılıp dağılmadığını test etmek amacıyla Kolgomorov-Smirnov⁵³ testleri uygulanmıştır.

Daha sonra, günlerin ortalama getirilerinin farklarının istatistiksel olarak sıfırdan farklı olup olmadıklarını test etmek için aşağıdaki kukla değişkenlerin kullanıldığı regresyon denklemi tahmin edilmiştir.

$$B1_t = \theta_1 + \theta_2 DUM2_t + \theta_3 DUM3_t + \theta_4 DUM4_t + \theta_5 DUM5_t + e_t$$

Bu denklemde $B1_t$, t gününde bileşik endeksin birinci dereceden farkı alınmış getiri oranını temsil etmektedir. İki değer alabilen kukla değişkenlerden sırasıyla;

$DUM2_t = 1$ Salı günü; 0 diğer günler

$DUM3_t = 1$ Çarşamba günü; 0 diğer günler

$DUM4_t = 1$ Perşembe günü, 0 diğer günler

$DUM5_t = 1$ Cuma günü, 0 diğer günleri.

e_t = Hata terimini, temsil etmektedirler.

En küçük kareler yöntemi kullanılarak hesaplanan regresyon katsayılarından θ_1 pazartesi gününün beklenen ortalama getirisini gösterirken (Modelde bir kesme terimi yer aldığından “ θ_1 ”, pazartesi günü değişkenini temsil eden kukla değişkeni “ $DUM1_t$ ” model dışında bırakılır, yoksa doğrusal bağımlılık problemi ortaya çıkar.) $\theta_2, \theta_3, \theta_4, \theta_5$ sırasıyla kalan diğer günlerin pazartesinin ortalama getirisinden farkını göstermektedir. Modelde, haftanın günlerinin ortalama getirileri birbirlerinden farklarının sıfır olup

⁵³ Örneklem setinin belli bir dağılıma uygunluğunu belirleyen parametrik olmayan bir testtir.

olmadığı test edilmektedir. ($H_0 : \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = \theta_5 = 0$) Değişken katsayılarının bir bütün olarak anlamlı olup olmadıkları ve günlerin getirilerinin eşit olduğu hipotezi F-testi sonuçlarına göre belirlenecektir.

Yukarıdaki parametrik testlere ilave olarak, her günün getirilerinin birbirinden farklı olup olmadığı, ayrı ayrı ve bir bütün olarak t-testleriyle karşılaştırılmıştır. Örneğin pazartesi gününün getirisinin; salı, çarşamba, perşembe ve cuma günündeki getirileriyle teker teker karşılaştırılmıştır. Ayrıca parametrik olmayan testlerden Wald-Wolfwitz Koşu testi⁵⁴, Mann-Whitney U testi (ikili karşılaştırmalar için)⁵⁵, İşaret testi⁵⁶ (Sign test), Wilcoxon-Rank⁵⁷ toplamları testi de kullanılarak günlük getirilerin farklı olup olmadığı araştırılmıştır.

6.6.2. Borsa için Elde Edilen Bulgular

Tablo-9'da günlerin ortalama getirilerine ilişkin özet istatistiki bulgular yer almaktadır. 1991-1998 dönemi için 1947 güne ilişkin getirilerin istatistiki özellikleri incelendiğinde tüm dönemin ortalama getirisi anlamsız çıkmıştır.(Sıfırdan farksız) Haftanın %1 önem düzeyinde sıfırdan farklı en yüksek getiriyi sağlayan günü Çarşamba (0,0004342) olmuştur. Negatif getiriyi sağlayan gün ise Pazartesi günüdür.(-0,0004542) Diğer günler istatistiksel açıdan anlamlı değildir.

Piyasadaki oynaklık açısından standart sapmanın en yüksek olduğu gün (0,0041227)ile Pazartesi günü olurken, en düşük gün (0,00038257) değeri ile Çarşamba günü olmuştur. Tablo-10'u incelediğimizde günlerin ortalama getirilerinin normal dağılıma uygunluk testlerine bakılmıştır. Kolmogorov-Smirnov testi sonucunda pazartesi ve çarşamba normal dağılım göstermiş, diğer günlerde getirilerin normal dağıldığı şeklindeki H_0 hipotezi rededilmiştir. Bunun sonucunda parametrik testlerin yanında parametrik olmayan testlerinde yapılması gerekliliği ortaya çıkmıştır.

⁵⁴ t-testine karşılık gelen bu test, iki grup arasında herhangi bir anlamlı fark olup olmadığını sadece ortalamalar açısından değil, dağılımın şekli açısından da karşılaştırılır. İki örneğin farklı popülasyondan geldiğini hipotez eder.

⁵⁵ İki örnek grubunu aynı dağılım gösterip göstermediğini H_0 hipotezini test eden parametrik olmayan bir testtir.

⁵⁶ Parametrik olmayan testlerden biri olan işaret testi, ana kütle ortalamasının belirli bir değere eşit olup olmadığını test eder.

⁵⁷ Parametrik olmayan testlerdendir. Bu test, birbirleri ile eşleştirilmiş gözlem değerleri arasındaki farkın anlamlı olup olmadığını araştıran bir testtir.

Günlerin getiri farklarının sıfıra eşit olduğu hipotezini test etmek veya başka bir söyleyişle getirilerin birbirinden farksız olduğu H_0 hipotezini test etmek için oluşturulan kukla değişkenlerin yer aldığı regresyon tahmini (Ek-25) Tablo-11'de gösterilmiştir. İstatistiki bilgiler incelendiğinde bütün günlerde getirilerin eşitliği hipotezi rededilememiştir. (F-testi) Günler arasındaki getiri farklarının sıfırdan farklılığını ölçen t-testinde H_0 kabul edilmiş, anlamlı parametre bulunamamıştır.

Tüm dönem için hem parametrik hem de parametrik olmayan test yapılmıştır. Tüm günler ayrı ayrı birbirlerinin ortak ortalama getirisiyle karşılaştırılmıştır. Söz konusu testlerin sonuçları Tablo-12'de görüleceği üzere teke tek karşılaştırma da salı, perşembe, cuma arasında herhangi bir fark görülmezken (günlerin ortalama getirileri arasında anlamlı bir fark çıkmazken), pazartesi günü çarşamba ve cuma gününden, çarşamba günü de perşembe gününden farklı çıkmıştır.

Tablo-13 incelendiğinde işaret testi ve Wilconox testi yapılmıştır. Burada test edilmek istenen, H_0 hipotezi i. gün getirilerinin j. gün getirilerine eşit olup olmadığıdır. Sinama sonucunda H_0 hipotezi kabul edilmiştir. Gün getirileri arasında anlamlı bir fark yoktur.

Tablo 9
Günlerin Getirilerine ilişkin İstatistiki Özellikler

	Pazartesi	Salı	Çarşamba	Perşembe	Cuma	Tüm Günler
Ort. Getiri	-0,0004542	-0,0000450	0,0004342	-0,0000814	0,0001423	0,00000001357
St. Sapma	0,0041227	0,0043738	,00038257	0,0035302	0,0039404	0,0039738
t-değeri	-2,167*	-0,20266	22,47**	-0,457	0,7104	0,000151
Gözlem Sayısı	387	388	392	393	387	1947

*, **, *** test sonuçlarının sırasıyla 0,01; 0,05 ve 0,10 önem düzeyinde anlamlı olanların göstermektedir.

Tablo 10
Günlerin Ortalama Getirilerinin Normal Dağılıma Uygunluk Testi Sonuçları

Günler	Kolmogorov-Smirnov Testi	
	Değeri	p-değeri
Pazartesi	1,0741	0,1989
Salı	1,5569	0,0157
Çarşamba	1,0804	0,1936
Perşembe	1,9309	0,0012
Cuma	1,3010	0,0677

Kolmogorov-Smirnov testi H_0 hipotezinin kabulü için p-değerinin önemsiz çıkması gerekir.

Tablo 11
Haftanın Günleri Arasında Ortalama Getirilerin Eşitliğine İlişkin Test Sonuçları

Günler	Pazartesi	Salı	Çarşamba	Perşembe	Cuma
Katsayıları	0.0000452	-0.000212	0.0000391	0.000146	-0.0002
t- değeri	0.224247	-0.742559	0.137389	0.513262	-0.702798
p-değeri	0.8226	0.4578	0.8907	0.6078	0.4823
F-değeri	0.601106				

*, **, *** test sonuçlarının sırasıyla 0,01;0,05 ve 0,10 önem düzeyinde anlamlı olanların göstermektedir.

Tablo 12
Günlük Getiri Ortalamalarının Karşılaştırılmasına İlişkin Test Sonuçları

Karşılaştırılan Günler		t- testi		W-W Koşu testi		M-W-U Testi	
		t-değeri	p-değeri	z-değeri	p-değeri	z-değeri	p-değeri
Pazartesi	Salı	-1,34	0,181	-2,0488*	0,0202	-1,2241	0,2209
	Çarşamba	-3,12*	0,002	-0,8235	0,2051	-3,2307*	0,0012
	Perşembe	-1,36	0,175	-2,3632 *	0,0091	-1,4233	0,1546
	Cuma	-2,06*	0,040	-1,8703 *	0,0307	-2,2067 *	0,0273
Salı	Çarşamba	-1,63	0,104	0,0007	0,4997	-1,8231**	0,0683
	Perşembe	0,13	0,898	-0,8940	0,1857	-0,0869	0,9307
	Cuma	-0,63	0,531	0,1079	0,4570	-0,8440	0,3987
Çarşamba	Perşembe	1,96**	0,050	0,3929	0,3472	-1,9282**	0,0538
	Cuma	1,05	0,295	1,5428**	0,0614	-0,9582	0,3379
Perşembe	Cuma	-0,84	0,404	-1,3599	0,0869	-0,9097	0,3630

*, **, *** test sonuçlarının sırasıyla 0,01;0,05 ve 0,10 önem düzeyinde anlamlı olanların göstermektedir.

Tablo 13
Gün Getirilerinin Büyüklük İlişkisi

Karşılaştırılan Günler		Sign Test		Wilcoxon Matched	
		z-değeri	p-değeri	z-değeri	p-değeri
Pazartesi	Salı	0,5070	0,6121	-0,3163	0,7517
	Çarşamba	0,7098	0,4778	-0,4105	0,6814
	Perşembe	0,8112	0,4172	-0,7580	0,4485
	Cuma	0,000	1,000	-0,7179	0,4728
Salı	Çarşamba	0,8112	0,4172	-0,7149	0,4746
	Perşembe	1,6225	0,1047	-1,3963	0,1626
	Cuma	0,7615	0,4464	-0,2321	0,8165
Çarşamba	Perşembe	0,3545	0,7230	-0,7149	0,4747
	Cuma	0,1014	0,9192	-0,1320	0,8950
Perşembe	Cuma	0,8112	0,4172	-1,3627	0,1730

*, **, *** test sonuçlarının sırasıyla 0,01; 0,05 ve 0,10 önem düzeyinde anlamlı olanların göstermektedir.

6.6.3. Dolar için Elde Edilen Bulgular

Tablo-14'te günlerin ortalama getirilerine ilişkin özet istatistik bulgular yer almaktadır. 1991-1998 dönemi için 1947 güne ilişkin getirilerin istatistik özellikleri incelendiğinde; tüm dönemin ortalama getirisi anlamsız çıkmıştır. (Sıfırdan farklı) Haftanın %1 önem düzeyinde sıfırdan farklı en yüksek getiriyi sağlayan günü Perşembe (0,00010680) değeri olmuştur. Negatif getiriyi sağlayan gün ise Cumadır. (-0,00021217) Diğer günler istatistiksel açıdan anlamlı değildir.

Piyasadaki oynaklık açısından standart sapmanın en yüksek olduğu gün (0,00215766) ile Cuma günü olurken, en düşük gün (0,00116406) ile Çarşamba günü olmuştur. Tablo-15'de günlerin ortalama getirilerinin normal dağılıma uygunluk testlerine bakılmıştır. Kolmogorov-Smirnov testi sonucunda günlerin getirilerinin normal dağıldığı şeklindeki H_0 hipotezi reddedilmiştir. Hiç bir günün normal dağılmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Bunun sonucunda parametrik testlerin yanında parametrik olmayan testlerinde yapılması gerekliliği ortaya çıkmıştır.

Günlerin getiri farklarının sıfıra eşit olduğu hipotezini test etmek veya başka bir söyleyişle getirilerin birbirinden farksız olduğu H_0 hipotezini test etmek için oluşturulan kukla değişkenlerin yer aldığı regresyon tahmini (Ek-26) veya Tablo-16'ya bakılabilir. İstatistiki bilgiler incelendiğinde bütün günlerde getirilerin eşitliği hipotezi reddedilmiştir. (% 5 anlamlılık düzeyinde F-testi) Günler arasındaki getiri farklarının sıfırdan farklılığını ölçen t-testinde Çarşamba ve Cuma günü H_0 hipotezi red edilmiş, diğer günlerde anlamlı parametre bulunamamıştır. Bu sonuçlara göre, haftanın günleri düzeyinde Çarşamba ve Cuma gününde diğer günlere oranla getiri farklılığı olduğu söylenebilir.

Tüm dönem için hem parametrik hem de parametrik olmayan test yapılmıştır. Tüm günler ayrı ayrı birbirlerinin ortak ortalama getirisiyle karşılaştırılmıştır. Söz konusu testlerin sonuçları Tablo-17'de görüleceği üzere, Pazartesi günü Cuma gününden, Salı günü Çarşamba, Perşembe ve Cuma gününden farklı çıkmıştır. Aynı şekilde Çarşamba günü Cuma gününden, Perşembe günü de Cuma gününden istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır.

Tablo-18'de işaret ve Wilconox testi yapılmıştır. Burada test edilmek istenen H_0 hipotezi, i. gün getirilerinin j. gün getirilerine eşit olup olmadığıdır. Sınama sonucunda Pazartesi günü Salı, Çarşamba ve Cuma gününden; Perşembe günü de Cuma gününden istatistiksel olarak farklı çıkmıştır. H_0 hipotezi reddedilmiştir. Diğer günlerde anlamlı bir fark bulunamamıştır.

Tablo 14
Günlerin Getirilerine ilişkin İstatistiki Özellikler

	Pazartesi	Salı	Çarşamba	Perşembe	Cuma	Tüm Günler
Ort. Getiri	0,00003799	0,00001660	0,00004932	0,00010680	-0,00021217	0,00000017
St. Sapma	0,00145339	0,00126635	0,00116406	0,00116966	0,00215766	0,00149040
t-değeri	0,514212	0,258208	0,838862	1,810101*	-1,93444*	0,005033
Gözlem Sayısı	387	388	392	393	387	1947

*, **, *** test sonuçlarının sırasıyla 0,01; 0,05 ve 0,10 önem düzeyinde anlamlı olanların göstermektedir.

Tablo 15

Günlerin Ortalama Getirilerinin Normal Dağılıma Uygunluk Testi Sonuçları

Günler	Kolmogorov-Smirnov Testi	
	Değeri	p-değeri
Pazartesi	4,4346	0,000
Salı	3,2420	0,000
Çarşamba	3,1924	0,000
Perşembe	4,5722	0,000
Cuma	3,4808	0,000

Kolmogorov-Smirnov testi H_0 hipotezinin kabulü için p-değerinin önemsiz çıkması gerekir.

Tablo 16

Haftanın Günleri Arasında Ortalama Getirilerin Eşitliğine İlişkin Test Sonuçları

Günler	Pazartesi	Salı	Çarşamba	Perşembe	Cuma
Katsayıları	-0.000113	0.000158	0.000203	-0.0000384	0.000245
t- değeri	-1.503360	1,483844	1.90737	-0.359976	2,294648
p-değeri	0.1329	0.1380	0.0566**	0.7189	0.0219*
F-değeri	2,783076				

*, **, *** test sonuçlarının sırasıyla 0,01; 0,05 ve 0,10 önem düzeyinde anlamlı olanların göstermektedir.

Tablo 17

Günlük Getiri Ortalamalarının Karşılaştırılmasına İlişkin Test Sonuçları

Karşılaştırılan Günler		t- testi		W-W Koşu testi		M-W-U Testi	
		t-değeri	p-değeri	z-değeri	p-değeri	z-değeri	p-değeri
Pazartesi	Salı	0,22	0,827	-1,0423	0.1486	-1,7841*	0,0744
	Çarşamba	-0,12	0,904	-1,0386	0.1495	-0,4245	0,6712
	Perşembe	-0,73	0,466	-3,0798 *	0,0010	-0,9915	0,3214
	Cuma	1,89**	0,059	-1,5826**	0.0568	-2,9781 *	0,0029
Salı	Çarşamba	-0,38	0,707	-2,2207 *	0,0132	-2,1801*	0,0293
	Perşembe	-1,03	0,301	-2,8276 *	0.0023	-2,7230 *	0,0065
	Cuma	1,80**	0,072	-2,6239 *	0.0043	-1,1845	0,2362
Çarşamba	Perşembe	-0,69	0,490	-2,0357 *	0.0209	-0,5470	0,5844
	Cuma	2,11*	0,035	-2,8313 *	0.0023	-3,4291*	0,0006
Perşembe	Cuma	2,57*	0,010	-2,0049*	0,0225	-3,9870 *	0,0001

*, **, *** test sonuçlarının sırasıyla 0,01; 0,05 ve 0,10 önem düzeyinde anlamlı olanların göstermektedir.

Tablo 18
Gün Getirilerinin Büyüklük İlişkisi

Karşılaştırılan Günler		Sign Test		Wilcoxon Matched	
		z-değeri	p-değeri	z-değeri	p-değeri
Pazartesi	Salı	2,6026*	0,0093	-2,4025*	0,0163
	Çarşamba	2,9483*	0,0032	-3,4264*	0,0006
	Perşembe	0,1017	0,9190	-0,0245	0,9804
	Cuma	4,6888*	0,0000	-4,3133*	0,0000
Salı	Çarşamba	0,4077	0,6835	-0,4254	0,6705
	Perşembe	1,1212	0,2622	-2,2023*	0,0276
	Cuma	0,4067	0,6843	-1,5790	0,1143
Çarşamba	Perşembe	1,4197	0,1557	-2,2151*	0,0268
	Cuma	1,5369	0,1243	-1,5855	0,1128
Perşembe	Cuma	3,8273*	0,0001	-3,4956*	0,0005

*, **, *** test sonuçlarının sırasıyla 0,01;0,05 ve 0,10 önem düzeyinde anlamlı olanların göstermektedir.

6.7 Aylık Verilerin Durağanlığı için Otokorelasyon Testi

Korelogramı'nın çıkarılmasının sebebi, serinin otokorelasyon katsayılarının grafiğinin incelenmesidir. Bunun sonucunda serinin durağan olup olmadığı hakkında bilgi edinilebilir. Ama yine de bu yaklaşımın yeterli olduğu söylenemez. Borsa serisinin durağanlığı otokorelasyon testi ile araştırılacaktır.

Borsa serisini durağan hale getirmek için, logaritmik dönüşüm sonrası fark alma işlemi yapılmıştır. Bunun sonucunda oluşan yeni seri logaritmik getiriye ifade eden "Y" dir. Bu dönüşümü formül ile ;

$$Y = \log (B_t / B_{t-1}) = \log B_t - \log B_{t-1}$$

olarak gösterebiliriz.

Y serisinin hesaplanmasında gecikmeli değer olduğu için bir değer kaybedilmiş ve gözlem sayımız 93 veriye düşmüştür.

Y serisinin birinci dereceden farkı alındığında oluşan serimizin yeni gösterimi Y1 olmuştur. Y1 serisi hesaplanırken gecikmeli değer olduğu için bir gözlem kaybedilmiş veri sayısı 92 düşmüştür. Bu dönüşüm;

$$Y1_t = Y_t - Y_{t-1} = Y_t - 2 Y_{t-1} + Y_{t-2} = [\ln B_t - 2 \ln B_{t-1} + \ln B_{t-2}]$$

şeklinde gösterilir.

Borsa serisinin otokorelasyon katsayılarının anlamlı olup olmadığının hesaplanması sonucunda; otokorelasyon katsayısının standart hatası 0,1042572 ($1/\sqrt{n} = 1/\sqrt{92} = 0,1042572$) olarak bulunmuştur. Otokorelasyon katsayıları 0,204 ($1,96*(0,1042572) = 0,204$) değeri ile karşılaştırılmış ve 0,204 değerinden büyük olan otokorelasyon katsayılarının anlamlı olarak sıfırdan farklı olduğuna karar verilmiştir. Ek-27' de Y1 serisinin korelogramı incelendiğinde (Karşılaştırılan değer 0,204) otokorelasyon katsayılarının ilk gecikmeden sonra genel olarak anlamsız olması ve mevsimsel etki taşınamaması serinin durağan hale geldiğini ifade eder.

Aynı yaklaşımlar izlenerek dolar serisinin durağanlığı da araştırılmıştır. Dolar serisi serbest piyasa da oluşan aylık kapanış verilerini temsil etmektedir. Seriyi durağan hale getirmek için, borsa serisinde olduğu gibi, logaritmik dönüşüm sonrası fark alma işlemi yapılmıştır. Elde edilen yeni seri logaritmik getiriye ifade eden "X" dir. Dönüşümün formül ile gösterimi;

$$X = \log (D_o_t / D_o_{t-1})$$

dir. X serisinin hesaplanmasında gecikmeli değer olduğu için bir değer kaybedilmiş ve gözlem sayımız 93 veriye düşmüştür. X serisinin birinci dereceden farkı alındığında oluşan serimizin yeni gösterimi X1 olmuştur. X1 serisi hesaplanırken gecikmeli değer olduğu için bir gözlem kaybedilmiş veri sayısı 92'ye düşmüştür. X1 serisine ait dönüşüm;

$$X1_t = X_t - X_{t-1}$$

şeklinde gösterilir.

Ek-28' de X1 serisinin korelogramı incelendiğinde (Karşılaştırılan değer 0,204) otokorelasyon katsayılarının ilk gecikme dahil, genel olarak anlamsız olması serinin durağan olduğunu ifade eder. Seride mevsimsel etkiye rastlanmadığından, mevsimlik fark almaya gerek yoktur. Sonuç olarak X1 serisi durağandır.

6.7.1. Chow Testi

Dolar ve Borsa değişkenlerinde hem günlük hem de aylık olarak yapısal kırılma olup olmadığı incelenmiş, konuyu dağıtmamak için sadece anlamlı çıkan doların aylık bazda kırılması yazılmıştır. Yapısal kırılmayı test etmek için Chow testinin yapılması gerekir. Chow testini yapmak için ilk önce yapısal kırılmadan şüphelenen ayların tespiti gerekir. Bu aylar şekil-2’de de görüleceği gibi 1994 yılının 4. ayıdır.(Diğer kırılma noktalarını, bölümü uzatmamak için gösterilmemiş sadece anlamlı aylar gösterilmiştir.)

Chow testi (1994 yılının Nisan ayında yapısal kırılma var mı?, yok mu?)

1.Model (1991.01-1994.04)

Tahmin edilen denklem;

$$X1_t = 0,032872 - 0,547896 X_{t-1} \quad n=38$$

t değeri (2,56) (-3,701)

dir. Kalıntı kareler toplamı $= 0,117639 = \sum e^2_1$

Standart hatası $= 0,056386 = \sigma_{u1}$ dir. Standart hatanın karesi ise $\sigma^2_{u1} = 0,00317938$

olarak bulunur.

2.Model (1994.05-1998.10)

Tahmin edilen denklem;

$$X1_t = 0,015409 - 0,385474 X_{t-1} \quad n=54$$

t değeri (2,979) (-3,483)

dir. Kalıntı kareler toplamı $= 0,019245 = \sum e^2_2$

Standart hatası $= 0,019426 = \sigma_{u2}$ dir. Standart hatanın karesi ise $\sigma^2_{u2} = 0,000377369$

olarak bulunur.

Ana Model (1991.03-1998.10)

Tahmin edilen denklem;

$$X1_t = 0,023831 - 0,492485 X_{t-1} \quad n=92$$

t değeri (3,9144) (-5,3954)

dir. Kalıntı kareler toplamı $= 0,139823 = \sum e^2_p$ dir.

Chow testinin yapılabilmesi için ilk şart eş varyans olup olmadığının kontrolüdür.

Eş varyans çıkmazsa Chow testi yapılamaz.

Yapılan hesaplamalar sonucunda;

$$F_{hes} = \hat{\sigma}_{u1}^2 / \hat{\sigma}_{u2}^2 = 0,00317938 / 0,00377369 = 0,8425$$

değeri elde edilmiştir. Tablo değeri;

$$v_1 = n-k = 39-2 = 37 ; v_2 = n-k = 53-2 = 51$$

$F_{tab} = 1,39$ (% 1 anlamlılık düzeyinde) dir.

Hipotez testlerimiz;

$$H_0 : \hat{\sigma}_{u1}^2 = \hat{\sigma}_{u2}^2 = \hat{\sigma}^2$$

$$H_1 : \hat{\sigma}_{u1}^2 \neq \hat{\sigma}_{u2}^2 \neq \hat{\sigma}^2$$

olarak gösterilir.

$F_{tab} > F_{hes}$ olduğundan model sabit varyanslıdır. İki varyans arasındaki fark önemsizdir.

Hipotez testlerimiz;

H_0 : Parametreler zaman boyunca istikrarlıdır.

H_1 : Parametreler zaman boyunca istikrarlı değildir.

dir ve kullanılan formül;

$$F^* = (\sum e_p^2 - (\sum e_1^2 + \sum e_2^2)) / k / (\sum e_1^2 + \sum e_2^2) / (n_1 + n_2 - 2k)$$

olarak gösterilir. Yapılan hesaplamalar sonucunda;

$F^* = 3,56$ değeri elde edilmiştir. Tablo değeri $F_{tab} = 3,07$ ($v_1 = 2$, $v_2 = 88$, % 5 anlamlılık düzeyine göre) dir.

$F_{hes} > F_{tab}$ H_0 hipotezi red edilir, yani parametrelerin tümü zaman boyunca istikrarlı değildir. Bu yapısal kırılmanın kesmeden mi yoksa eğim katsayılarından mı geldiğini Chow testi ile açıklanamaz. Bu yüzden Dummy değişkeninde ekleme sonrası, modele katılan parametrelerin anlamlılıklarının kontrol edilmesi gerekir.

Eklenen Dummy değişkeninin gösterimi;

Dum = 1994.04 öncesi 0; 1994.04 sonrası 1 dir.

Ek-30'da da görüldüğü üzere dummy değişkeni sadece kesme terimi olarak katıldığında anlamlı çıkmıştır.

6.7.2. Durağanlık için Dickey-Fuller Birim Kök Testi

Araştırmada kullanılan Borsa ve Dolar serilerinin durağan olmadıklarını ama logaritmik fark serileri ile durağan hale geldiklerini otokorelasyon testiyle belirledikten sonra her iki seriye Dickey-Fuller birim kök testini uygulayarak, durağanlık durumlarının her iki yöntemle aynı sonucu verip vermediğine bakabiliriz.

Dickey-Fuller testinin Y1 serisine uygulanmasından elde edilen sonuçları Ek-29'da görülmektedir. Denklemlerde trend değişkeni anlamsız çıktığı için modele dahil edilmemiştir.

Tahmin edilen denklem;

$$Y1 = 0,030222 - 0,777052 Y_{t-1}$$

t değeri (2,057) (-7,68)

dir ve test hipotezleri;

$$H_0 : |\rho| = 1 \quad \text{Birim kök var.}$$

$$H_1 : |\rho| < 1 \quad \text{Birim kök yok, seri durağan.}$$

olarak gösterilir. Denklemdaki bilgiler kullanıldığında;

$$n = 92 \text{ (Gözlem sayısı) ; } k = 2 \text{ (değişken sayısı)}$$

$$\tau_{hes} = -7,68 \quad \tau_{tab} = -3,51 \text{ (\% 1 için } n = 100 \text{)}$$

$$T (\rho - 1) \text{ yani } T (\phi) ; \rho_{hes} = 92 * (\rho) ; \rho_{hes} = 92 * (-0,777052)$$

$$\rho_{hes} = -71,488 ; \rho_{tab} = -19,8 \text{ (\% 1 için } n = 100 \text{)}$$

$\tau_{tab} > \tau_{hes}$ ve $\rho_{tab} > \rho_{hes}$ olduğundan sıfır hipotezi red edilir ve Y1 serisinin durağan olduğuna karar verilir.

X1 değişkenine birim kök testi yapılmış şu sonuçlar elde edilmiştir. (Ek-30)

Burada da trend değişkeni istatistiksel olarak önemsiz çıktığı için modele alınmamıştır.

Tahmin edilen denklem;

$$X1 = 0,035509 - 0,511171 X_{t-1} - 0,018328 DUM_t$$

t değeri (4,48) (-5,698) (-2,23)

dir ve hipotezlerimiz;

$H_0 : |\rho| = 1$ Birim kök var.

$H_1 : |\rho| < 1$ Birim kök yok, seri durağan.

Olarak gösterilir. Yapılan hesaplamalar sonucunda;

$n = 92$ (Gözlem sayısı) ; $k = 3$ (değişken sayısı)

$\tau_{hes} = -5,698$ $\tau_{tab} = -3,51$ (% 1 için $n = 100$)

$T(\hat{\rho} - 1)$ yani $T(\hat{\phi})$; $\rho_{hes} = 92 * (\hat{\rho})$; $\rho_{hes} = 92 * (-0,511171)$

$\rho_{hes} = -47,027$; $\rho_{tab} = -19,8$ (% 1 için $n = 100$)

$\tau_{tab} > \tau_{hes}$ ve $\rho_{tab} > \rho_{hes}$ olduğundan sıfır hipotezi red edilir ve X1 serisinin durağan olduğuna karar verilir.

6.7.3. Durağanlık için Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi

ADF testinin hesaplanabilmesi için gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekir. Yapılan hesaplama sonuçları tablolar da gösterilmiştir.

Tablo 19
Gecikme uzunluğu seçim verileri Y1 değişkeni için

Gecikme	FPE	HQ	AIC	SIC
0	0,018273	0,498827	-4,002314	-3,55394
1	0,018179 *	0,509077 *	-4,007539 *	-3,924763 *
2	0,018455	0,537186	-3,992454	-3,881352
3	0,01831	0,545475	-4,000447	-3,860636
4	0,018328	0,561731	-3,999530	-3,830621
5	0,0189	0,604	-3,968934	-3,770527
6	0,019531	0,648308	-3,936267	-3,707955
7	0,019288	0,653351	-3,949086	-3,690453
8	0,019716	0,688559	-3,927467	-3,638084
9	0,020235	0,727452	-3,9019	-3,58133
10	0,020477	0,754258	-3,890551	-3,538348
11	0,021082	0,796138	-3,862155	-3,477861
12	0,018927	0,719266	-3,970795	-3,55394

Tablo 19'da gösterilen * işaretli sayılar minimum olan gecikme uzunluğunu gösterir.

FPE, HQ, AIC, SIC kriterlerine göre 1. mertebeden gecikme değeri bulunmuştur. ADF testinin hesaplanabilmesi için, kısıtsız ve kısıtlı modelin değerlerinin bulunması gereklidir. Kullanılan formül;

$$\phi_{hes} = (T - k) (SSR_R - SSR_U) / m (SSR_U)$$

dir ve formülde;

k : Kısıtlanmamış modeldeki parametre sayısı

T : Örneklem büyüklüğü

m : Kısıtlama sayısı

SSR_R : Kısıtlı modeldeki kalıntı kareler toplamı

SSR_U : Kısıtsız modeldeki kalıntı kareler toplamı

olarak gösterilmektedir. Kısıtsız model ile ilgili bilgiler Ek-31'de; Kısıtlı model ile ilgili bilgiler Ek-32'de verilmektedir. SSR_U = 1,548655 ; n= 91; k = 3; SSR_R = 2,252046 ; n= 91; k = 2. Bu bilgiler kullanıldığında hipotez testlerimiz;

H₀ : $\alpha = 0$, $\rho = 1$ veya $\phi = 0$ Serinin birim kökü vardır.

H₁ : $\alpha \neq 0$, $\rho \neq 1$ veya $\phi \neq 0$ Serinin birim kökü yoktur.

dir ve yapılan hesaplamalar sonucunda;

$$\phi_{hes} = (91 - 3) (2,252046 - 1,548655) / 2 (1,548655)$$

$$\phi_{hes} = (88) (0,703391) / (3,09731)$$

$$\phi_{hes} = (61,898408 / 3,09731) = 19,984569$$

değeri elde edilmiştir. Tablo değeri ;

$$\phi_{1,tab} = 6,70 \text{ (\% 1 anlamlılık düzeyi için)}$$

dir ve $\phi_{hes} > \phi_{tab}$ olduğundan H₀ hipotezi reddedilir. Böylece serinin sıfırdan farklı ortalamasının olduğu ve birim kökünün olmadığı yani serinin durağan olduğuna karar verilir.

ADF testini X1 serisi için yaparsak;

Tablo 20
Gecikme uzunluğu seçim verileri X1 değişkeni için

Gecikme	FPE	HQ	AIC	SIC
0	0,001536	-1,62818	-6,478535	-6,396303
1	0,00146*	-1,65755*	-6,529556*	-6,419188*
2	0,001498	-1,61968	-6,503415	-6,364536
3	0,001546	-1,57714	-6,472150	-6,304377
4	0,001595	-1,53488	-6,441488	-6,244428
5	0,001616	-1,50763	-6,428374	-6,201623

Tablo 20'de gösterilen * işaretli sayılar minimum olan gecikme uzunluğunu gösterir.

FPE, HQ, AIC, SIC kriterlerine göre 1. mertebeden gecikme uzunluğu bulunmuştur. ADF testinin hesaplanabilmesi için, kısıtsız ve kısıtlı modelin değerlerinin bulunması gereklidir.

Kısıtsız model ile ilgili bilgiler Ek-33'de; Kısıtlı model ile ilgili bilgiler Ek-34'te verilmektedir. $SSR_U = 0,121650$; $n = 91$; $k = 4$; $SSR_R = 0,176411$; $n = 91$; $k = 3$. Bu bilgiler kullanıldığında hipotez testlerimiz;

$H_0 : \alpha = 0, \rho = 1$ veya $\phi = 0$ Serinin birim kökü vardır.

$H_1 : \alpha \neq 0, \rho \neq 1$ veya $\phi \neq 0$ Serinin birim kökü yoktur.

dir ve yapılan hesaplamalar sonucunda;

$$\phi_{hes} = (91 - 4) (0,176411 - 0,121650) / 2 (0,121650)$$

$$\phi_{hes} = (87) (0,054761) / (0,2433)$$

$$\phi_{hes} = (4,764207 / 0,2433) = 19,581615$$

değeri elde edilmiştir. Tablo değeri;

$$\phi_{1,tab} = 6,70 \text{ (\% 1 anlamlılık düzeyi için)}$$

dir ve $\phi_{hes} > \phi_{tab}$ olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Böylece serinin sıfırdan farklı ortalamasının olduğu ve birim kökünün olmadığı yani serinin durağan olduğuna karar verilir.

6.8 Ortak Bütünleme

Ortak bütünlenen regresyon denkleminin EKK yöntemi ile tahmini sonucu elde edilen parametre değerleri Ek-35'de görülmektedir. Y1 değişkeninin, X1'deki değişmelere uzun dönem etkisi (0,6719) olarak bulunmuştur. Y1 reel getirisi % 100 artarsa, X1'in reel getirisi % 67 artar. Ek-36'daki denklem yine EKK yöntemi ile tahmin edildiğinde; X1'in Y1'deki değişmelere, uzun dönem etkisi (0,046634) değeridir. X1'in reel getirisi % 100 artarsa Y1'in reel getirisi % 4 artar.

Ortak bütünleyen analizi, gözlenen zaman serileri arasındaki uzun dönem ilişkisini tanımlarken, elde edilen artıklar kısa dönem dengesizliğinin bir ölçüsüdür. Test istatistiği hesaplanması sırasında kullanılan artık terimler, ortak bütünleyen regresyonlarının EKK yöntemi ile tahmini sonucu elde edilmiştir. Denklemden kesim noktası anlamsız çıktığı için denklem dışı bırakılmıştır. Tahmin edilen denklem;

$$Y1_t = c + \beta_3 X1_t + F_t$$

dir. (Ek-35) F_t , regresyon denkleminde elde edilen kalıntılardır. F_t ise t dönemindeki kalıntıların, bir dönem önceki kalıntılardan çıkarılmasıyla oluşan değerdir. (Birinci mertebeden farkı alınır.)

$$(F1_t) \text{ veya } \nabla F_t = F_t - F_{t-1}$$

şeklinde gösterilir. Tahmin edilen denklem;

$$X1_t = c + \beta_4 Y1_t + E_t$$

dir. (Ek-36) E_t , regresyon denkleminde elde edilen kalıntılardır. E_t ise t dönemindeki kalıntıların, bir dönem önceki kalıntılardan çıkarılmasıyla oluşan değerdir. (Birinci mertebeden farkı alınır.)

$$(E1_t) \text{ veya } \nabla E_t = E_t - E_{t-1}$$

şeklinde gösterilir.

Serilerimizin ortak bütünlenen olup olmadığını kontrol için Dickey-Fuller ve ADF testleri yapılmıştır.

6.8.1. Ortak Bütünleme için Dickey-Fuller Testi

Dickey-Fuller testi için denklem Ek-37;

Tahmin edilen denklem;

$$F1_t = -1,246157 F_{t-1}$$

t değeri (-12,65374)

dir ve hipotezler;

H_0 : Seriler I (1) 'dir. Seriler arasında ortak bütünleme yoktur.

H_1 : Seriler I (1) değildir. Seriler ortak bütünlenendir.

olarak oluşturulmuştur. Elde edilen bilgiler kullanıldığında;

$$\tau_{hes} = -12,65374 ; \tau_{tab} = -2,60 (\% 1 \text{ anlamlılık düzeyinde } n=100, v = 1 \text{ için })$$

$\tau_{tab} > \tau_{hes}$ olduğundan H_0 hipotezi red edilir. Serilerin durağan olduğuna ve serilerin ortak bütünlenen olduğuna karar verilir.

Denklem tahmini sonucu elde edilen DW- istatistiği değeri 2,206129; CRDW = 2,206129 değeridir.

Bu testte kullanılan hipotezler;

H_0 : Değişken seti durağan değildir.

H_1 : Değişken seti durağandır.

dir ve yapılan analiz sonucunda;

$$CRDW_{tab} (\% 1 \text{ anlamlılık düzeyinde } n = 100, v = 2 \text{ için }) = 0,51$$

$2,20 > 0,51$ H_0 hipotezi red edilir. Serinin ~~durağan~~ olduğuna karar verilir.

E_t hata terimi için yapılan Dickey-Fuller testi; tahmin edilen denklem Ek-38

$$E1_t = -1,016236 E_{t-1}$$

t değeri (-9,8812)

dir ve hipotezler;

H_0 : Seriler I (1) 'dir. Seriler arasında ortak bütünleme yoktur.

H_1 : Seriler I (1) değildir. Seriler ortak bütünlenendir.

şeklinde oluşturulmuştur. Yapılan hesaplamalar sonucu;

$$\tau_{hes} = -9,8812 ; \tau_{tab} = -4,07 (\% 1 \text{ anlamlılık düzeyinde } n = 100, v = 2 \text{ için })$$

$\tau_{tab} > \tau_{hes}$ olduğundan H_0 hipotezi red edilir. Serilerin durağan olduğuna ve ortak bütünleme'nin söz konusu olduğuna karar verilir.

Yine elde edilen denklem tahmini sonucu DW- istatistiği değeri 1,9437; CRDW = 1,9437 değeridir.

Bu testte kullanılan hipotezler;

H_0 : Değişken seti durağan değildir.

H_1 : Değişken seti durağandır.

dir ve yapılan analiz sonucunda;

$$CRDW_{tab} (\% 1 \text{ anlamlılık düzeyinde } n = 100, v = 2 \text{ için }) = 0,51$$

$1,94 > 0,51$ H_0 hipotezi red edilir. Serinin durağan olduğuna karar verilir.

6.8.2. Ortak Bütünlemenin Test Edilmesi için ADF Testi

ADF testinin uygulanabilmesi için minimum gecikmenin bulunması gerekir.

Tablo 21
Gecikme uzunluğu seçim verileri F1 değişkeni için

Gecikme	FPE	HQ	AIC	SIC
0	0,025463	0,77784	-3,6925	-3,664908
1	0,022693	0,692608*	-3,807964	-3,752413*
2	0,023012	0,719792	-3,794266	-3,710379
3	0,023561	0,755501	-3,771019	-3,658413
4	0,021897*	0,707334	-3,844611*	-3,702892*
5	0,022126	0,731998	-3,834632	-3,663398
6	0,022223	0,751628	-3,830734	-3,6295741
7	0,022235	0,768147	-3,830709	-3,599203

Tablo 21'de gösterilen * işaretli sayılar minimum olan gecikme uzunluğunu gösterir.

HQ, SIC kriterlerine göre 1. mertebeden gecikme uzunluğu bulunmuştur. Test istatistiği (Ek-39);

$$\tau_{hes} = -11,07932^{58}; \tau_{tab} = -3,73 \text{ (\% 1 anlamlılık düzeyinde } n = 100, v = 2 \text{ için)}$$

H_0 : Seriler arasında ortak bütünleme yoktur.

H_1 : Seriler arasında ortak bütünleme vardır.

$-3,73 > -11,07932$ H_0 hipotezi red edilir. Ortak bütünleme vardır.

FPE, AIC kriterlerine göre 4. dereceden gecikme uzunluğu bulunmuştur. Test istatistiği (Ek-40);

$$\tau_{hes} = -7,1693^{59}; \tau_{tab} = -3,73 \text{ (\% 1 anlamlılık düzeyinde } n = 100, v = 2 \text{ için)}$$

H_0 : Seriler arasında ortak bütünleme yoktur.

H_1 : Seriler arasında ortak bütünleme vardır.

$-3,73 > -7,1693$ H_0 hipotezi red edilir. Ortak bütünleme vardır.

6.8.3. Ortak Bütünlemenin Test Edilmesi için ADF Testi

ADF testinin uygulanabilmesi için minimum gecikmenin bulunması gerekir.

Tablo 22
Gecikme uzunluğu seçim verileri E1 değişkeni için

Gecikme	FPE	HQ	AIC	SIC
0	0,001959	-1,44975	-6,25711	-6,229518
1	0,001843	-1,48832*	-6,318849	-6,263298*
2	0,001825	-1,4817	-6,328823	-6,244937
3	0,001788*	-1,48393	-6,34926*	-6,236654
4	0,001848	-1,44015	-6,316993	-6,175274
5	0,001827	-1,43455	-6,32896	-6,157726
6	0,001841	-1,41187	-6,321545	-6,120386
7	0,001856	-1,38864	-6,3138	-6,082293

Tablo-22'de gösterilen * işaretli sayılar minimum olan gecikme uzunluğunu gösterir.

⁵⁸ τ_{hes} değeri Ek-39 görüleceği üzere F_{t-1} 'in t değeridir.

⁵⁹ τ_{hes} değeri Ek-40 görüleceği üzere F_{t-1} 'in t değeridir.

HQ, SIC kriterlerine göre 1. mertebeden gecikme uzunluğu bulunmuştur. Test istatistiği (Ek-41);

$$\tau_{hes} = -8,833809 ; \tau_{tab} = -3,73 \text{ (% 1 anlamlılık düzeyinde } n = 100, v = 2 \text{ için)}$$

H_0 : Seriler arasında ortak bütünleme yoktur.

H_1 : Seriler arasında ortak bütünleme vardır.

$-3,73 > -8,833809$ H_0 hipotezi red edilir. Ortak bütünleme vardır.

FPE, AIC kriterlerine göre 3. dereceden gecikme uzunluğu bulunmuştur. Test istatistiği (Ek-42);

$$\tau_{hes} = -7,48922^{60} ; \tau_{tab} = -3,73 \text{ (% 1 anlamlılık düzeyinde } n = 100, v = 2 \text{ için)}$$

H_0 : Seriler arasında ortak bütünleme yoktur.

H_1 : Seriler arasında ortak bütünleme vardır.

$-3,73 > -7,48922$ H_0 hipotezi red edilir. Ortak bütünleme vardır.

6.9 Hata Giderme Modeli (ECM)

İlk fark denklemleri şeklinde kurulan ortak-bütünleyen regresyon artıklarının gecikmeli değerleri; Hata Giderme terimi olarak modele katılmıştır. Hata Giderme Modelinde gecikme uzunluğu seçilirken kullanılan kriterler FPE; HQ; SIC; AIC'dir. Y_1 ile X_1 ortak-bütünlenen oldukları varsayıldıkları zaman ECM gösterimi elde edilir.

Ortak bütünleyen regresyonları;

$$Y_{1t} = c + \beta_1 X_{1t} + F_t$$

$$X_{1t} = c + \beta_2 Y_{1t} + E_t$$

F_t ve E_t sıfır ortalamalı, sabit varyanslı rassal değişkenleri göstermektedir.

⁶⁰ τ_{hes} değeri Ek-42 görüleceği üzere E_{t-1} 'in t değeridir.

Tablo 23
Gecikme uzunluğu seçim verileri Y2 değişkeni için

m.uzunluk	FPE	HQ	AIC	SIC
1	0,028562*	0,890908*	-3,557441*	-3,474114
2	0,028635	0,909668	-3,553192	-3,441343
3	0,028887	0,932517	-3,544495	-3,403737
4	0,029768	0,974056	-3,514547	-3,344485

Tablo-23'de gösterilen * işaretli sayılar minimum olan gecikme uzunluğunu gösterir.

Tablo 24
Gecikme uzunluğu seçim verileri Y2 değişkeni için

n.uzunluk	FPE	HQ	AIC	SIC
0	0,022147	1,906595	-3,765602	-3,654499
1	0,02149	1,809324	-3,795745	-3,656867
2	0,020623*	1,677599*	-3,836441*	-3,668668*
3	0,021209	1,665679	-3,808013	-3,610952
4	0,020941	1,586792	-3,820286	-3,593536
5	0,021653	1,581818	-3,786470	-3,529620

Tablo 24'de gösterilen * işaretli sayılar minimum olan gecikme uzunluğunu gösterir.

Modeldeki F_{t-1} ; koentegre eden regresyonun tahmininden elde edilen artıklardır. Y2 gecikme uzunluğu AIC, SIC; FPE; HQ kriterleri baz alınarak $m=1$, $n=2$ bulunmuştur. (Ek-43, Ek-44)

$$Y2_t = 0,007247 + 0,383741 Y2_{t-1} - 1,737143 F_{t-1} + 0,702941 X2_t - 1,524494 X2_{t-1} + 0,549441 X3_{t-1}$$

Ek-20 incelendiğinde F_{t-1} katsayısının $-1,737143$ olduğu görülmektedir. Model Ek-44'deki bir gecikmeli hata düzeltme teriminin F_{t-1} katsayısı ($-1,73$), bir önceki dönemde uzun dönemli dengeden sapmanın $Y2_t$ (Borsa getirisi) üzerindeki etkisini göstermektedir. Hata düzeltme teriminin hesaplanan t-değeri ($-11,268$) % 1 anlamlılık düzeyinde $n=89$ t-tablo değeri ($2,390$)'dır. Mutlak değer olarak daha büyük olduğu için, hata düzeltme terimi istatistiksel olarak anlamlıdır. $Y2_t$ 'de görülen sapmalar, her dönem $X2_t$ oranındaki değişmelerle % 173 oranında uzun dönem denge değerine yakınsayacaktır. Ortalamaya dönüş süresi % 173 için 0,6 dönemdir.

Tablo 25
Gecikme uzunluğu seçim verileri X2 değişkeni için

m.uzunluk	FPE	HQ	AIC	SIC
1	0,002237*	-1,31979*	-6,102599*	-6,019272*
2	0,002302	-1,27983	-6,073942	-5,962093
3	0,002334	-1,25277	-6,060393	-5,919637
4	0,002359	-1,22814	-6,049917	-5,879854

Tablo 25'de gösterilen * işaretli sayılar minimum olan gecikme uzunluğunu gösterir.

Tablo 26
Gecikme uzunluğu seçim verileri X2 değişkeni için

n.uzunluk	FPE	HQ	AIC	SIC
0	0,001749*	0,150607*	-6,304001*	-6,192898*
1	0,001786	0,150377	-6,285307	-6,144429
2	0,001783	0,144999	-6,284836	-6,117062
3	0,001778	0,139640	-6,286935	-6,089874
4	0,0018	0,136391	-6,274229	-6,047479
5	0,001863	0,136119	-6,239272	-5,982422

Tablo 26'da gösterilen * işaretli sayılar minimum olan gecikme uzunluğunu gösterir

Modeldeki E_{t-1} , koentegre eden regresyonun tahmininden elde edilen artıklardır. $X2_t$ gecikme uzunluğu AIC, SIC; FPE; HQ kriterleri baz alınarak $m=1$, $n=0$ bulunmuştur. (Ek-45, Ek-46)

$$X2_t = -0,000538 + 0,2836 X2_{t-1} - 1,253897 E_{t-1} + 0,079891 Y2_t$$

Ek-46 incelendiğinde E_{t-1} katsayısının $-1,253897$ olduğu görülmektedir. Model Ek-46'daki bir gecikmeli hata düzeltme terimi; E_{t-1} katsayısı ($-1,253897$), bir önceki dönemde uzun dönemli dengeden sapmanın $X2_t$ (Dolar getirisi) üzerindeki etkisini göstermektedir. Hata düzeltme teriminin hesaplanan t-değeri ($-8,933283$) ;% 1 anlamlılık düzeyinde $n=90$ t-tablo değeri (2,390)'dır. Mutlak değer olarak daha büyük olduğu için hata düzeltme terimi istatistiksel olarak anlamlıdır. $X2_t$ 'de görülen sapmalar, her dönem $Y2_t$ oranındaki değişmeler ile % 125 oranında uzun dönem denge değerine yakınsayacaktır. Ortalamaya dönüş süresi % 125 için 0,8 dönemdir.

6.10 Aylara İlişkin Anomaliler

Dünya borsalarının pek çoğunda ocak ayının sürekli olarak diğer aylara göre daha yüksek getiri sağladığı belirlenmiştir. Bu bölüm, benzer eğilimlerin İMKB’de ve serbest piyasa dolar kurunda olup olmadığını araştırmak amacıyla, uygulanan yöntem ve elde edilen sonuçlara ayrılmıştır.

Çalışmamızın bu bölümünde, İMKB’de ve serbest piyasa dolar kurunda ayların etkisini araştırmak esas alınmıştır. İncelemeye esas alınan dönem 2 Ocak 1991 ile 4 Kasım 1998 arasını kapsamaktadır ve toplam 94 aydan oluşmaktadır. Ama durağanlaştırma sonrasında bir veri kaybedilmiş ve ay sayısı 93’e düşmüştür.

Öncelikle aylara göre sınıflandırılan getirilerin, genel istatistiksel özellikleri belirlenmeye çalışılmıştır. Bu amaçla ortalama getiriler; getirilerin standart sapmaları, gözlem sayısı ile getirilerin istatistiksel olarak sıfırdan farklılığının anlamlılığını test eden t-değerleri hesaplanmıştır. Ayrıca bazı dönemler için getirilerin normal dağılıp dağılmadığını test etmek amacıyla Kolgomorov-Smirnov testi uygulanmıştır.

Daha sonra, ayların ortalama getirilerinin farklarının istatistiksel olarak sıfırdan farklı olup olmadıklarını test etmek için aşağıdaki kukla değişkenlerin kullanıldığı regresyon denklemi tahmin edilmiştir.

$$Y_{1t} = \theta_1 + \theta_2 D2_t + \theta_3 D3_t + \theta_4 D4_t + \theta_5 D5_t + \theta_6 D6_t + \theta_7 D7_t + \theta_8 D8_t + \theta_9 D10_t + \theta_{11} D11_t + \theta_{12} D12_t + e_t$$

Bu denklemde Y_{1t} , t ayında bileşik endeksin birinci mertebeden farkı alınmış getiri oranını temsil etmektedir. İki değer alabilen kukla değişkenlerden sırasıyla;

$D2_t = 1$ Şubat ayı; 0 diğer aylar

$D3_t = 1$ Mart ayı; 0 diğer aylar

$D4_t = 1$ Nisan ayı, 0 diğer aylar

$D5_t = 1$ Mayıs ayı, 0 diğer aylar.

$D6_t = 1$ Haziran ayı; 0 diğer aylar

$D7_t = 1$ Temmuz ayı; 0 diğer aylar

$D8_t = 1$ Ağustos ayı, 0 diğer aylar

$D9_t = 1$ Eylül ayı, 0 diğer aylar.

$D10_i = 1$ Ekim ayı; 0 diğer aylar

$D11_i = 1$ Kasım ayı; 0 diğer aylar

$D12_i = 1$ Aralık ayı, 0 diğer aylar

e_i = Hata terimini, temsil etmektedirler

En küçük kareler yöntemi kullanılarak hesaplanan regresyon katsayılarından θ_1 ocak ayının beklenen ortalama getirisini gösterirken (Modelde bir kesme terimi yer aldığından " θ_1 ", ocak ayı değişkenini temsil eden kukla değişkeni " $D1_i$ " model dışında bırakılır, yoksa doğrusal bağımlılık problemi ortaya çıkar.) $\theta_2, \theta_3 \dots \theta_{12}$ sırasıyla kalan diğer ayların ocak ayı ortalama getirisinden farkını göstermektedir. Modelde, ayların ortalama getirileri birbirlerinden farklarının sıfır olup olmadığı test edilmektedir. ($H_0 : \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 \dots = \theta_{12} = 0$) Değişken katsayılarının bir bütün olarak anlamlı olup olmadıkları ve ayların getirilerinin eşit olduğu hipotezi F-testi sonuçlarına göre belirlenecektir.

Yukarıdaki parametrik testlere ilave olarak, her ayın getirilerinin birbirinden farklı olup olmadığı, ayrı ayrı ve bir bütün olarak t-testleriyle karşılaştırılmıştır. Örneğin ocak ayının getirisi şubat, mart, nisan vb. ayların getirileriyle teker teker karşılaştırılmıştır. Ayrıca parametrik olmayan testlerden Wald-Wolfwitz Koşu testi, Mann-Whitney U testi (ikili karşılaştırmalar için), Wilcoxon-Rank toplamaları testi de kullanılarak ayların getirilerinin farklı olup olmadığı araştırılmıştır.⁶¹

6.10.1. Borsa için Elde Edilen Bulgular

Tablo-27'de ayların ortalama getirilerine ilişkin özet istatistiki bulgular yer almaktadır. 1991-1998 dönemi için 92 aya ilişkin getirilerin istatistiki özellikleri incelendiğinde, tüm dönemin ortalama getirisi anlamsız çıkmıştır. (Sıfırdan farksız) Ayların %1 önem düzeyinde sıfırdan farklı en yüksek getiriyi sağlayan ayı Haziran (0,11201675) olmuştur. Negatif getiriyi sağlayan ayı ise Mayıs ayıdır. (-0,14425988) Ağustos ve Aralık ayları istatistiksel açıdan anlamlı bulunmuştur. Diğer aylar istatistiksel açıdan anlamlı değildir.

⁶¹ Adı geçen testlerin yapılmasında SSPS paket programı kullanılmıştır.

Piyasadaki oynaklık açısından standart sapmanın en yüksek olduğu ay (0,28427278) ile şubat ayı olurken, en düşük ay (0,05571956) ile aralık ayı olmuştur. Tablo-28'de ayların ortalama getirilerinin normal dağılıma uygunluk testlerine bakılmıştır. Kolmogorov-Smirnov testi sonucunda, ayların hepsinin normal dağılım göstermiş olduğu şeklindeki H_0 hipotezi kabul edilmiştir.

Ayların getiri farklarının sıfıra eşit olduğu hipotezini test etmek veya başka bir söyleyişle getirilerin birbirinden farksız olduğu H_0 hipotezini test etmek için oluşturulan kukla değişkenlerin yer aldığı regresyon tahmini (Ek-47) Tablo-29'dan bakılabilir. İstatistiki bilgiler incelendiğinde bütün aylarda getirilerin eşitliği hipotezi rededilememiştir. (F-testi) Aylar arasındaki getiri farklarının sıfırdan farklılığını ölçen t-testinde Mayıs ayı hariç (% 5 göre anlamlı) , H_0 kabul edilmiş diğer aylarda anlamlı parametre bulunamamıştır.

Tüm dönem için hem parametrik hem de parametrik olmayan testler yapılmıştır. Tüm aylar, birbirlerinin ortalama getirisiyle karşılaştırılmıştır. Söz konusu testlerin sonuçları Tablo-30'da görüleceği üzere teke tek ve bir bütün olarak karşılaştırmasında; nisan ayının, mayıs ve ağustos ayından daha yüksek getiri sağladığı, diğer aylarda ise üstünlük sağlayamadığı ve getirilerinin eşit olduğu belirlenmiştir. Mayıs ayının ise haziran, temmuz, ekim, aralık aylarından daha yüksek getiri sağladığı diğer aylarda ise getirilerin eşit olduğu bulunmuştur. Haziran ayının ise temmuz, ağustos ve kasım aylarından daha yüksek getiri sağladığı diğer aylarda getirilerinin eşit olduğu bulunmuştur. Aynı şekilde temmuz ayının aralık ayından, ağustos ayının ekim ve aralık ayından, kasım ayının aralık ayından daha yüksek getiri sağladığı diğer aylarda ise getirilerin eşit olduğu görülmüştür.

Tablo-31 incelendiğinde Wilconox testi yapılmıştır. Burada test edilmek istenen H_0 hipotezi i. ayının getirileri j. ayı getirilerine eşittir, hipotezidir. Sınama sonucunda ocak ayının mayıs ayından, şubat ayının eylül ayından, nisan ayının mayıs ve ağustos ayından, mayıs ayının haziran, temmuz, eylül, ekim ve aralık aylarından, temmuz ayının aralık ayından, ağustos ayının ise ekim ve aralık aylarından daha yükek getiri sağladığı kabul edilmiş H_0 hipotezi red edilmiştir. Diğer aylarda ise H_0 hipotezi kabul edilir.

Tablo 27
Aylık Ortalama Getirilere ilişkin İstatistiki Özellikler

Aylar	Ort. Getiri	St. Sapma	t-değeri	Gözlem Sayısı
Ocak	0,03108314	0,13793456	0,596212	7
Şubat	-0,10908929	0,28427278	-1,0153	7
Mart	-0,02988987	0,22554613	-0,37483	8
Nisan	0,07843388	0,16582998	1,337783	8
Mayıs	-0,14425988	0,15324328	-2,66262*	8
Haziran	0,11201675	0,11089248	2,857103*	8
Temmuz	-0,01596387	0,11601010	-0,38921	8
Ağustos	-0,08436988	0,13450416	-1,77418**	8
Eylül	0,02312500	0,14901311	0,438937	8
Ekim	0,04379813	0,13382492	0,925686	8
Kasım	-0,04377086	0,18918174	-0,61215	7
Aralık	0,07586943	0,05571956	3,602535*	7
Tüm Aylar	-0,00498077	0,17149705	-0,27857	92

*, **, *** test sonuçlarının sırasıyla 0,01; 0,05 ve 0,10 önem düzeyinde anlamlı olanların göstermektedir.

Tablo 28
Aylık Ortalama Getirilerin Normal Dağılıma Uygunluk Testi Sonuçları

Aylar	Kolmogorov-Smirnov Testi	
	Değeri	p-değeri
Ocak	0,4804	0,9751
Şubat	0,4664	0,9815
Mart	0,5406	0,9319
Nisan	0,8556	0,4568
Mayıs	0,9111	0,3776
Haziran	0,7270	0,6659
Temmuz	0,4861	0,9721
Ağustos	0,5337	0,9382
Eylül	0,5040	0,9613
Ekim	0,6200	0,8368
Kasım	0,5293	0,9421
Aralık	0,8278	0,4996

Kolmogorov-Smirnov testi H_0 hipotezinin kabulü için p-değerinin önemsiz çıkması gerekir.

Tablo 29
Ayların Ortalama Getirilerinin Eşitliğine İlişkin Test Sonuçları

Aylar	Katsayılar	t-değeri	p-değeri	F-değeri
Ocak	0,031083	0,504686	0,6152	1,79231
Şubat	-0,140172	-1,609328	0,1115	
Mart	-0,060973	-0,722992	0,4718	
Nisan	0,047351	0,561467	0,5761	
Mayıs	-0,174143	-2,064914**	0,0422	
Haziran	0,080934	0,959676	0,3401	
Temmuz	-0,047047	-0,557864	0,5785	
Ağustos	-0,115453	-1,368993	0,1749	
Eylül	-0,013034	-0,154554	0,8776	
Ekim	-0,010480	-0,120320	0,9045	
Kasım	-0,074854	-0,859405	0,3927	
Aralık	0,044786	0,514194	0,6086	

*, **, *** test sonuçlarının sırasıyla 0,01; 0,05 ve 0,10 önem düzeyinde anlamlı olanların göstermektedir.

Tablo 30
Aylık Getiri Ortalamalarının Karşılaştırılmasına İlişkin Test Sonuçları

Karşılaştırılan Aylar		t- testi		W-W Koşu testi		M-W-U Testi	
		t-değeri	p-değeri	z-değeri	p-değeri	z-değeri	p-değeri
Ocak	Şubat	1,67	0,263	0,000	0,6166	-0,8305	0,4062
	Mart	0,62	0,546	0,000	0,5136	-0,5786	0,5628
	Nisan	-0,60	0,562	-0,5205	0,2960	-0,3472	0,7285
	Mayıs	2,31	0,038*	-1,0590	0,1492	-1,5045	0,1325
	Haziran	-1,26	0,230	0,000	0,5136	-1,1573	0,2472
	Temmuz	0,72	0,485	0,000	0,5136	-0,5786	0,5628
	Ağustos	1,64	0,125	0,5564	0,8671	-1,3887	0,1649
	Eylül	0,11	0,917	2,1718	0,9977	-0,1158	0,9078
	Ekim	-0,18	0,859	0,5564	0,8671	0,000	1,000
	Kasım	0,85	0,414	0,2782	0,7914	-0,8305	0,4062
	Aralık	-0,80	0,441	-0,2782	0,3834	-0,4472	0,6547
Şubat	Mart	-0,60	0,558	1,0949	0,9487	-0,4629	0,6434

Tablo 30'un devamı

	Nisan	-1,59	0,136	0,000	0,5136	-1,0415	0,2976
	Mayıs	0,30	0,766	-0,5205	0,2960	-0,3472	0,7285
	Haziran	-2,04	0,062**	-1,0590	0,1492	-1,3887	0,1649
	Temmuz	-0,85	0,409	-0,5205	0,2960	-0,4629	0,6434
	Ağustos	-0,22	0,829	-0,5205	0,2960	-0,1157	0,9079
	Eylül	-1,15	0,270	0,000	0,5136	-0,6950	0,4871
	Ekim	-1,36	0,196	0,0179	0,7040	-0,8101	0,4179
	Kasım	-0,51	0,622	0,000	0,6166	-0,3194	0,7494
	Aralık	-1,69	0,117	-0,2782	0,3834	-0,9583	0,3379
Mart	Nisan	-1,09	0,292	-0,2588	0,4048	-0,6301	0,5286
	Mayıs	1,19	0,255	-1,2939	0,1002	-1,3653	0,1722
	Haziran	-1,60	0,133	-1,2939	0,1002	-0,9452	0,3446
	Temmuz	-0,16	0,879	0,000	0,5952	-0,4201	0,6744
	Ağustos	0,59	0,567	0,7763	0,8998	-0,8402	0,4008
	Eylül	-0,55	0,588	-1,2939	0,1002	-0,3153	0,7525
	Ekim	-0,79	0,440	-0,2588	0,4048	-0,6301	0,5286
	Kasım	0,13	0,900	0,000	0,5136	-0,3472	0,7285
	Aralık	-1,20	0,250	-0,5205	0,2960	-0,4629	0,6434
Nisan	Mayıs	2,79	0,014*	-1,2939	0,1002	-2,5749	0,0100*
	Haziran	-0,48	0,641	0,000	0,5952	-0,8402	0,4008
	Temmuz	1,32	0,208	0,2588	0,7855	-0,9452	0,3446
	Ağustos	2,16	0,049**	0,2588	0,7855	-1,9954	0,0460**
	Eylül	-0,70	0,494	-0,7763	0,2145	-0,3153	0,7525
	Ekim	0,46	0,653	-0,2588	0,4048	-0,3151	0,7527
	Kasım	1,33	0,205	0,5564	0,8671	-1,5045	0,1325
	Aralık	0,04	0,970	-0,5205	0,2960	-0,4629	0,6434
Mayıs	Haziran	-3,83	0,002*	-2,3290	0,0089*	-3,0456	0,0023*
	Temmuz	-1,89	0,080**	-0,2588	0,4048	-1,7854	0,0742**
	Ağustos	-0,83	0,420	0,2588	0,7855	-0,9452	0,3446
	Eylül	-2,21	0,044**	-0,2588	0,4048	-1,3663	0,1719
	Ekim	-2,61	0,020*	-2,3290	0,0089*	-2,1004	0,0357*
	Kasım	-1,14	0,276	0,5564	0,8671	-0,9258	0,3545
	Aralık	-3,58	0,003*	-3,2129	0,0003*	-3,2404	0,0012*
Haziran	Temmuz	2,26	0,041*	-1,2939	0,1002	-1,8904	0,0587**
	Ağustos	3,19	0,007*	-1,2939	0,1002	-2,7305	0,0063*

Tablo 30'un devamı

	Eylül	1,35	0,197	0,2588	0,7855	-1,0510	0,2533
	Ekim	1,11	0,286	-0,2588	0,4048	-0,8402	0,4008
	Kasım	1,98	0,069**	-1,0590	0,1492	-2,0831	0,0372*
	Aralık	0,78	0,450	0,0179	0,7040	-0,8101	0,4179
Temmuz	Ağustos	1,09	0,294	1,2939	0,9683	-0,8402	0,4008
	Eylül	-0,59	0,568	0,2588	0,7855	-0,6306	0,5283
	Ekim	-0,95	0,356	1,2939	0,9683	-1,2603	0,2076
	Kasım	0,35	0,733	1,0949	0,9487	-0,6944	0,4875
	Aralık	-1,90	0,079**	-1,0590	0,1492	-1,8516	0,0641**
Ağustos	Eylül	-1,51	0,152	-0,2588	0,4048	-1,2612	0,2072
	Ekim	-1,91	0,077**	-0,2588	0,4048	-1,7854	0,0742**
	Kasım	-0,48	0,636	2,7103	0,9998	-0,3472	0,7285
	Aralık	-2,93	0,012*	-2,1359	0,0154*	-2,7775	0,0055*
Eylül	Ekim	-0,29	0,775	0,2588	0,7855	-0,1051	0,9163
	Kasım	0,77	0,457	0,0179	0,7040	-0,5792	0,5625
	Aralık	-0,88	0,394	-0,5205	0,2960	-0,8108	0,4175
Ekim	Kasım	1,05	0,315	0,0179	0,7040	-1,1573	0,2472
	Aralık	-0,59	0,566	-0,5205	0,2960	-0,2315	0,8170
Kasım	Aralık	-1,61	0,134	-1,3909	0,0775**	-1,9805	0,0476**

*, **, *** test sonuçlarının sırasıyla 0,01; 0,05 ve 0,10 önem düzeyinde anlamlı olanların göstermektedir.

Tablo 31
Aylık Getirilerinin Büyüklük İlişkisi

Karşılaştırılan Aylar		Wilcoxon Matched	
		z-değeri	p-değeri
Ocak	Şubat	-1,1832	0,2367
	Mart	0,000	1,000
	Nisan	-0,6761	0,4990
	Mayıs	-1,8593	0,0630**
	Haziran	-1,1832	0,2367
	Temmuz	-0,6761	0,4990
	Ağustos	-1,5213	0,1282
	Eylül	-0,3381	0,7353
	Ekim	-0,3381	0,7353

Tablo 31'in devamı

	Kasım	-1,1531	0,2489
	Aralık	-0,9435	0,3454
Şubat	Mart	-0,5071	0,6121
	Nisan	-1,1832	0,2367
	Mayıs	-0,6761	0,4990
	Haziran	-1,5213	0,1282
	Temmuz	-0,6761	0,4990
	Ağustos	-0,8452	0,3980
	Eylül	-1,6903	0,0910***
	Ekim	-1,3522	0,1763
	Kasım	-0,1048	0,9165
	Aralık	-0,9435	0,3454
Mart	Nisan	-1,4003	0,1614
	Mayıs	-0,8402	0,4008
	Haziran	-1,5403	0,1235
	Temmuz	-0,1400	0,8886
	Ağustos	-0,7001	0,4838
	Eylül	-0,5601	0,5754
	Ekim	-0,5601	0,5754
	Kasım	-0,5071	0,6121
	Aralık	-1,1832	0,2367
Nisan	Mayıs	-1,9604	0,0500**
	Haziran	-0,5601	0,5754
	Temmuz	-0,5601	0,5754
	Ağustos	-1,9604	0,0500**
	Eylül	-0,5601	0,5754
	Ekim	-0,1400	0,8886
	Kasım	-1,3522	0,1763
	Aralık	-0,6761	0,4990
Mayıs	Haziran	-2,5205	0,0117*
	Temmuz	-1,8204	0,0687**
	Ağustos	-0,5601	0,5754
	Eylül	-2,1004	0,0357*
	Ekim	-1,9604	0,0500**
	Kasım	-0,8452	0,3980

Tablo 31'in devamı

	Aralık	-2,3664	0,0180*
Haziran	Temmuz	-1,8204	0,0687**
	Ağustos	-2,5205	0,0117*
	Eylül	-1,6803	0,0929***
	Ekim	-0,7001	0,4838
	Kasım	-1,6903	0,0910***
	Aralık	-1,8593	0,0630**
Temmuz	Ağustos	-0,7001	0,4838
	Eylül	-0,1400	0,8886
	Ekim	-1,5403	0,1235
	Kasım	-0,5071	0,6121
	Aralık	-2,3664	0,0180*
Ağustos	Eylül	-1,5403	0,1235
	Ekim	-1,6803	0,0929***
	Kasım	0,000	1,000
	Aralık	-2,0284	0,0425*
Eylül	Ekim	-0,5601	0,5754
	Kasım	-0,8452	0,3980
	Aralık	-1,0142	0,3105
Ekim	Kasım	-0,6761	0,4990
	Aralık	0,000	1,000
Kasım	Aralık	-1,3522	0,1763

*, **, *** test sonuçlarının sırasıyla 0,01;0,05 ve 0,10 önem düzeyinde anlamlı olanların göstermektedir.

6.10.2. Dolar için Elde Edilen Bulgular

Tablo-32'de ayların ortalama getirilerine ilişkin özet istatistiki bulgular yer almaktadır. 1991-1998 dönemi için 92 aya ilişkin getirilerin istatistiki özellikleri incelendiğinde, tüm dönemin ortalama getirisi anlamsız çıkmıştır.(Sıfırdan farksız) Ayların %10 önem düzeyinde sıfırdan farklı en yüksek getiriyi sağlayan ayı ocak (0,020843286) olmuştur. Negatif getiriyi sağlayan ay ise şubat ayıdır.(-0,011452) Diğer aylar istatistiksel açıdan anlamlı değildir.

Piyasadaki oynaklık açısından standart sapmanın en yüksek olduğu ay (0,117129379) ile mayıs ayı olurken, en düşük ay (0,015686366) ile kasım ayı olmuştur. Tablo-33'te ayların ortalama getirilerinin normal dağılıma uygunluk testleri incelenmiştir. Kolmogorov-Smirnov testi sonucunda ayların biri dışında mayıs normal dağılım gösterdiği anlaşılmıştır.

Ayların getiri farklarının sıfıra eşit olduğu hipotezini test etmek için oluşturulan kukla değişkenlerin yer aldığı regresyon tahmini (Ek-48) Tablo-34'den bakılabilir. İstatistiki bilgiler incelendiğinde bütün aylarda getirilerin eşitliği hipotezi rededilememiştir. (F-testi) Aylar arasındaki getiri farklarının sıfırdan farklılığını ölçen t-testinde Mayıs ayı hariç (% 1 göre anlamlı) , H_0 kabul edilmiş diğer aylarda anlamlı parametre bulunamamıştır.

Tüm dönem için hem parametrik hem de parametrik olmayan testler yapılmıştır. Tüm aylar, birbirlerinin ortalama getirisiyle karşılaştırılmıştır. Söz konusu testlerin sonuçları Tablo-35'te görüleceği üzere bir bütün olarak karşılaştırma da ocak ayının, şubat ve haziran ayından daha yüksek getiri sağladığı, diğer aylara ise üstünlük sağlayamadığı ve getirilerinin eşit olduğu belirlenmiştir. Şubat ayının ise mart, ekim, kasım aylarından daha yüksek getiri sağladığı, diğer aylarda ise getirilerin eşit olduğu belirlenmiştir. Nisan ayının ise ekim ayından daha yüksek getiri sağladığı diğer aylarda getirilerinin eşit olduğu bulunmuştur.

Tablo-36 incelendiğinde Wilconox testi yapılmıştır. Burada test edilmek istenen H_0 hipotezi i. Ayının getirileri j. Ayın getirilerine eşittir, hipotezidir. Sınama sonucunda ocak ayının şubat ayından, şubat ayının mart ve kasım ayından, mayıs ayının ekim ve kasım ayından daha yüksek getiri sağladığı kabul edilmiş, H_0 hipotezi red edilmiştir. Diğer kalan aylarda ise H_0 hipotezi kabul edilir.

Tablo 32
Aylık Ortalama Getirilere ilişkin İstatistiki Özellikler

Aylar	Ort.Getiri	St. Sapma	t-değeri	Gözlem Sayısı
Ocak	0,020843286	0,034875238	1,581241*	7
Şubat	-0,01145200	0,017881474	-1,69444*	7
Mart	0,021514375	0,043738930	1,391251	8
Nisan	0,001494250	0,047829310	0,088364	8

Tablo 32'nin devamı

Mayıs	-0,04417675	0,117129379	-1,06678	8
Haziran	-0,01095163	0,032665479	-0,94828	8
Temmuz	0,003133000	0,019878125	0,44579	8
Ağustos	0,005147250	0,022124865	0,658021	8
Eylül	-0,00090825	0,023579305	-0,10895	8
Ekim	0,006887125	0,017392343	1,120018	8
Kasım	0,007101429	0,015686366	1,197767	7
Aralık	-0,00139514	0,025708471	-0,14358	7
Tüm Aylar	-0,00040437	0,045094490	-0,08601	92

*, **, *** test sonuçlarının sırasıyla 0,01; 0,05 ve 0,10 önem düzeyinde anlamlı olanların göstermektedir.

Tablo 33

Aylık Ortalama Getirilerinin Normal Dağılıma Uygunluk Testi Sonuçları

Aylar	Kolmogorov-Smirnov Testi	
	Değeri	p-değeri
Ocak	0,4044	0,9967
Şubat	0,9794	0,2928
Mart	0,9595	0,3159
Nisan	1,0306	0,2386
Mayıs	1,2264	0,0988
Haziran	0,5300	0,9414
Temmuz	0,5869	0,8811
Ağustos	0,6459	0,7983
Eylül	0,7047	0,7034
Ekim	0,9106	0,3783
Kasım	0,5838	0,8850
Aralık	0,4623	0,9831

Kolmogorov-Smirnov testi H_0 hipotezinin kabulü için p-değerinin önemsiz çıkması gerekir.

Tablo 34
Aylık Getirilerin Eşitliğine İlişkin Test Sonuçları

Aylar	Katsayılar	t-değeri	p-değeri	F-değeri
Ocak	0,020843	1,226267	0,2237	1,133162
Şubat	-0,032295	-1,343518	0,1830	
Mart	0,000671	0,028829	0,9771	
Nisan	-0,019349	-0,831334	0,4083	
Mayıs	-0,065020	-2,793602	0,0065*	
Haziran	-0,031795	-1,366087	0,1758	
Temmuz	-0,017710	-0,760928	0,4490	
Ağustos	-0,015696	-0,674393	0,5020	
Eylül	-0,021752	-0,934574	0,3529	
Ekim	-0,014133	-0,587944	0,5582	
Kasım	-0,013742	-0,571667	0,5692	
Aralık	-0,022239	-0,925148	0,3577	

*, **, *** test sonuçlarının sırasıyla 0,01; 0,05 ve 0,10 önem düzeyinde anlamlı olanların göstermektedir.

Tablo 35
Aylık Getiri Ortalamalarının Karşılaştırılmasına İlişkin Test Sonuçları

Karşılaştırılan Aylar		t- testi		W-W Koşu testi		M-W-U Testi	
		t-değeri	p-değeri	z-değeri	p-değeri	z-değeri	p-değeri
Ocak	Şubat	2,18	0,050**	-0,8345	0,2086	-2,1083	0,0350*
	Mart	-0,03	0,975	0,0000	0,5136	-0,5786	0,5628
	Nisan	0,88	0,393	-0,5205	0,2960	-1,6202	0,1052
	Mayıs	1,41	0,182	-1,0590	0,1492	-1,8516	0,0641**
	Haziran	1,82	0,091***	0,5564	0,8671	-1,7359	0,0826***
	Temmuz	1,23	0,241	-0,5205	0,2960	-1,3887	0,1649
	Ağustos	1,06	0,310	0,0179	0,7040	-1,1573	0,2472
	Eylül	1,43	0,176	-0,5205	0,2960	-1,1573	0,2472
	Ekim	1,00	0,335	-0,5205	0,2960	-1,0415	0,2976
	Kasım	0,95	0,360	-0,2782	0,3834	-0,9583	0,3379
	Aralık	1,36	0,199	0,8345	0,9225	-1,2139	0,2248
Şubat	Mart	-1,86	0,086***	0,0000	0,5136	-1,7359	0,0826***
	Nisan	-0,67	0,512	0,0000	0,5136	-0,1157	0,9079
	Mayıs	0,73	0,479	-0,5205	0,2960	-0,5786	0,5628

Tablo 35'in devamı

	Haziran	-0,04	0,972	-1,5975	0,0513**	-0,3472	0,7285
	Temmuz	-1,48	0,162	0,0000	0,5136	-0,8101	0,4179
	Ağustos	-1,58	0,138	-1,0590	0,1492	-0,6944	0,4875
	Eylül	-0,96	0,353	-2,1359	0,0154*	-0,4629	0,6434
	Ekim	-2,01	0,066**	-2,1359	0,0154*	-2,5460	0,0109*
	Kasım	-2,06	0,061**	-0,8345	0,2086	-2,1083	0,0350*
	Aralık	-0,85	0,412	-0,8345	0,2086	-1,0861	0,2774
Mart	Nisan	0,87	0,397	0,0000	0,5952	-1,3653	0,1722
	Mayıs	1,49	0,159	-0,2588	0,4048	-1,2603	0,2076
	Haziran	1,68	0,115	-0,2588	0,4048	-1,1552	0,2480
	Temmuz	1,08	0,297	1,2939	0,9683	-0,8402	0,4008
	Ağustos	0,94	0,361	0,0000	0,5952	-0,6301	0,5286
	Eylül	1,28	0,223	-1,2939	0,1002	-1,0502	0,2936
	Ekim	0,88	0,394	-0,2588	0,4048	-0,3151	0,7527
	Kasım	0,82	0,425	0,0000	0,5136	-0,2315	0,8170
	Aralık	1,21	0,247	0,0000	0,5136	-0,8101	0,4179
Nisan	Mayıs	1,02	0,325	0,2588	0,7855	-0,4201	0,6744
	Haziran	0,61	0,553	-0,2588	0,4048	-0,1050	0,9164
	Temmuz	-0,09	0,930	0,0000	0,5952	-0,6301	0,5286
	Ağustos	-0,20	0,847	0,0000	0,5952	-0,9452	0,3446
	Eylül	0,13	0,900	0,0000	0,5952	-0,1050	0,9164
	Ekim	-0,30	0,769	-1,8114	0,0317*	-1,8904	0,0587**
	Kasım	-0,30	0,772	-0,5205	0,2960	-1,7359	0,0826***
	Aralık	0,14	0,889	0,0179	0,7040	-0,9258	0,3545
Mayıs	Haziran	-0,77	0,452	0,2588	0,7855	-0,2100	0,8336
	Temmuz	-1,13	0,279	-0,2588	0,4048	-0,8402	0,4008
	Ağustos	-1,17	0,261	-1,2939	0,1002	-0,6301	0,5286
	Eylül	-1,02	0,323	-0,2588	0,4048	-0,7351	0,4623
	Ekim	-1,22	0,243	0,2588	0,7855	-1,4703	0,1415
	Kasım	-1,14	0,273	0,0000	0,5136	-1,1573	0,2472
	Aralık	-0,94	0,363	0,5564	0,8671	-0,3472	0,7285
Haziran	Temmuz	-1,04	0,315	0,2588	0,7855	-0,8402	0,4008
	Ağustos	-1,15	0,268	-0,2588	0,4048	-0,8402	0,4008
	Eylül	-0,71	0,492	-0,7763	0,2145	-0,5251	0,5995
	Ekim	-1,36	0,194	0,7763	0,8998	-0,9452	0,3446

Tablo 35'in devamı

	Kasım	-1,33	0,206	-0,5205	0,2960	-0,9258	0,3545
	Aralık	-0,62	0,544	1,6334	0,9879	-0,3472	0,7285
Temmuz	Ağustos	-0,19	0,851	0,2588	0,7855	-0,2100	0,8336
	Eylül	0,37	0,716	0,2588	0,7855	-0,6301	0,5286
	Ekim	-0,40	0,694	-1,2939	0,1002	-0,5251	0,5995
	Kasım	-0,42	0,678	1,0949	0,9487	-0,5786	0,5628
	Aralık	0,38	0,707	0,0179	0,7040	-0,1157	0,9079
Ağustos	Eylül	0,53	0,605	-1,2939	0,1002	-0,7351	0,4623
	Ekim	-0,17	0,864	-0,2588	0,4048	-1,0502	0,2936
	Kasım	-0,19	0,849	0,5564	0,8671	-0,5786	0,5628
	Aralık	0,53	0,605	0,0000	0,5136	-0,1157	0,9079
Eylül	Ekim	-0,75	0,464	-0,2588	0,4048	-0,6301	0,5286
	Kasım	-0,76	0,460	0,0000	0,5136	-1,0415	0,2976
	Aralık	0,04	0,970	0,0179	0,7040	0,0000	1,0000
Ekim	Kasım	-0,02	0,981	0,0000	0,5136	-0,5786	0,5628
	Aralık	0,74	0,473	0,0179	0,7040	-0,6944	0,4875
Kasım	Aralık	0,75	0,470	-0,2782	0,3834	-0,7028	0,4822

*, **, *** test sonuçlarının sırasıyla 0,01; 0,05 ve 0,10 önem düzeyinde anlamlı olanların göstermektedir.

Tablo 36
Aylık Getirilerin Büyüklük İlişkisi

Karşılaştırılan Aylar		Wilcoxon Matched	
		z-değeri	p-değeri
Ocak	Şubat	-1,6903	0,0910***
	Mart	-0,3381	0,7353
	Nisan	-0,8452	0,3980
	Mayıs	-1,5213	0,1282
	Haziran	-0,8452	0,3980
	Temmuz	-1,5213	0,1282
	Ağustos	-1,5213	0,1282
	Eylül	-1,3522	0,1763
	Ekim	-0,5071	0,6121
	Kasım	-0,9435	0,3454
	Aralık	-0,7338	0,4631

Tablo 36'nın devamı

Şubat	Mart	-1,6903	0,0910***
	Nisan	-0,6761	0,4990
	Mayıs	-0,5071	0,6121
	Haziran	-0,1690	0,8658
	Temmuz	-1,0142	0,3105
	Ağustos	-1,3522	0,1763
	Eylül	-1,3522	0,1763
	Ekim	-1,5213	0,1282
	Kasım	-1,9917	0,0464**
	Aralık	-0,3145	0,7532
Mart	Nisan	-1,4003	0,1614
	Mayıs	-0,8402	0,4008
	Haziran	-1,4003	0,1614
	Temmuz	-0,9802	0,3270
	Ağustos	-1,2603	0,2076
	Eylül	-1,5403	0,1235
	Ekim	0,000	1,000
	Kasım	-0,1690	0,8658
	Aralık	-1,1832	0,2367
Nisan	Mayıs	-0,8402	0,4008
	Haziran	-0,1400	0,8886
	Temmuz	-1,1202	0,2626
	Ağustos	-0,4201	0,6744
	Eylül	0,000	1,000
	Ekim	-1,4003	0,1614
	Kasım	-1,1832	0,2367
	Aralık	-0,1690	0,8658
Mayıs	Haziran	-0,5601	0,5754
	Temmuz	-0,8402	0,4008
	Ağustos	-0,7001	0,4838
	Eylül	-0,2801	0,7794
	Ekim	-2,3805	0,0173*
	Kasım	-1,8593	0,0630**
	Aralık	-0,5071	0,6121
Haziran	Temmuz	-0,7001	0,4838

Tablo 36'nın devamı

	Ağustos	-0,4201	0,6744
	Eylül	-0,2801	0,7794
	Ekim	-1,2603	0,2076
	Kasım	-1,1832	0,2367
	Aralık	-0,8452	0,3980
Temmuz	Ağustos	-0,2801	0,7794
	Eylül	-0,2801	0,7794
	Ekim	-0,8402	0,4008
	Kasım	-0,1690	0,8658
	Aralık	-0,5071	0,6121
Ağustos	Eylül	-0,7001	0,4838
	Ekim	-1,1202	0,2626
	Kasım	-0,1690	0,8658
	Aralık	-0,1690	0,8658
Eylül	Ekim	-0,7001	0,4838
	Kasım	-0,8452	0,3980
	Aralık	-0,5071	0,6121
Ekim	Kasım	0,000	1,000
	Aralık	-0,3381	0,7353
Kasım	Aralık	-0,1690	0,8658

*, **, *** test sonuçlarının sırasıyla 0,01; 0,05 ve 0,10 önem düzeyinde anlamlı olanların göstermektedir.

VII. SONUÇ

Türkiye ekonomisine, gelişmiş bir borsa sisteminin çok olumlu katkılarının olacağı tartışılmaz bir gerçektir. Diğer işlevleri yanında, mülkiyetin tabana yayılması yolu ile bozuk gelir dağılımının iyileştirilmesi gibi oldukça ciddi bir görevi üstlenen borsa sistemi, henüz küçük tasarruf sahiplerine ulaşamamaktadır. Borsaya olan güven duygusunun henüz yeterince sağlanamaması ve sağlıklı karar destek sistemlerinin yetersizliği, yatırımcıların hisse senedi yatırımına olan ilgisinin artmasını engellemektedir. Üstelik Türk sanayicisi ve işadamı da halka açılma konusunda tutucu davranmaktadır. Ülkemizde şirketler genellikle asgari düzey olan % 15 ile halka açılma yoluna gitmekte, öncelikle fon toplamayı ön plana çıkarmaktadırlar. Halbuki borsanın gerekli derinliğe ulaşması için işlem gören şirketlerin en az % 40 sermaye payının halka açık olması gerekir. Yeterli hisse senedi arzının sağlanması açısından önem taşıyan halka açıklık oranı arttıkça, sermayenin tabana yayılması gerçekleşir, şirket daha kontrollü yönetilir. Şirketle ilgili teknik ve mali veriler, hisse sahiplerinden gizlenemez ve borsanın daha doğru verilerle hareket etmesi sağlanarak hisse senetlerinin fiyatlandırılmasında temel analize daha fazla ağırlık verilmeye başlanabilir. Oysa ülkemiz borsasında alım satım kararlarında nicel veriler yerine psikolojik faktörlerin ağırlık taşıdığı söylenebilir.

Borsa ile Dolar arasındaki iktisadi ilişkinin ne derecede olduğu incelendiğinde, burada iki yönlü ilişki dikkat çeker, yani hem borsadaki artışların, dolarda meydana gelen değişmeye etkisi, hem de dolardaki artışların borsaya etkisi araştırılmaya çalışılmıştır. Borsa ve Dolar serileri arasındaki ilişki sonuçları (günlük);

Sözkonusu edilen verilere uygun olarak belirlenen bazı dönüşümler yapılmış ve temel olarak durağanlık şartının sağlanmasına önem verilmiştir. Durağanlığın kontrolü için, otokorelasyon testi, Dickey-Fuller birim kök testi ve Genişletilmiş (Augmented) Dickey Fuller (ADF) testinden yararlanılmıştır. Her üç testin sonuçların da, borsa ve dolar serilerinin durağan hale geldiğini; birinci mertebeden farklarla durağan oldukları görülmüştür. Sonra serilere ortak-bütünlenen testleri uygulanmış ve birinci mertebeden bütünlenen oldukları bulunmuştur. Ortak-bütünleyen regresyonları kullanılarak elde edilen artık terimler, Hata Giderme Modelleri içinde kullanılarak her iki değişkenden sapmaların uzun dönem denge değerine yakınsama hızları hesaplanmıştır. Borsa değişkeni için sapmaların varlığı kabul edilmiş ve uzun dönem denge değerine yakınsaması her dönem % 496 oranında bir hızla olacağı görülmüştür. Dolar değişkeni içinde yine sapmaların varlığı kabul edilmiş ve sapmaların her dönem % 874 ve % 961 oranında uzun dönem denge değerine yakınsayacağı bulunmuştur. Ortalamaya dönüş süresi borsa için 0,2 dönem, dolar için 0,11 - 0,105 dönem alacağı bulunmuştur. Borsanın ortalama değere dönüş süresi, dolara göre daha fazla zaman gerektirmektedir.

Diğer pek çok ülke borsalarının hisse senedi getirileri, sistematik olarak pazartesi (bazı ülkelerde salı) günleri negatif, cuma günleri ise pozitif olmakta ve hafta başından hafta sonuna doğru gidildikçe belli bir artış trendi içersine girmektedir. Pazartesi veya hafta sonu etkisi olarak adlandırılan bu etkinin İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda da olup olmadığına ilişkin yaptığımız çalışmada:

1991-1998 dönemi için 1947 güne ilişkin getirilerin istatistiki özellikleri incelendiğinde tüm dönemin ortalama getirisi anlamsız çıkmıştır.(Sıfırdan farksız) Haftanın %1 önem düzeyinde sıfırdan farklı en yüksek getiriyi sağlayan günü Çarşamba (0,0004342) olmuştur. Negatif getiriyi sağlayan gün ise Pazartesi günüdür.(-0,0004542) Diğer günler istatistiksel açıdan anlamlı değildir. Piyasadaki oynaklık açısından standart sapmanın en yüksek olduğu gün (0,0041227) ile Pazartesi günü olurken, en düşük gün (0,00038257) değeri ile Çarşamba günü olmuştur. Kolmogorov-Smirnov testi sonucunda pazartesi ve çarşamba normal dağılım göstermiş, diğer günlerde getirilerin normal dağıldığı şeklindeki H_0 hipotezi rededilmiştir. Böylece anomali tespit edilen dönemde, en yüksek getiri ve en düşük riskin Çarşamba günü olduğu; en düşük getiri ve en yüksek riskin ise Pazartesi olduğu bulunmuştur.

Tüm günler ayrı ayrı birbirlerinin ortak ortalama getirisiyle karşılaştırılmıştır. Söz konusu testlerin sonuçları görüleceği üzere teke tek karşılaştırma da salı, perşembe, cuma arasında herhangi bir fark görülmezken (günlerin ortalama getirileri arasında anlamlı bir fark çıkmazken), pazartesi günü çarşamba ve cuma gününden, çarşamba günü de perşembe gününden farklı getiri sağladığı ortaya çıkmıştır.

Dolar değişkeni için elde edilen sonuçlar; 1991-1998 dönemi için 1947 güne ilişkin getirilerin istatistiki özellikleri incelendiğinde; tüm dönemin ortalama getirisi anlamsız çıkmıştır.(Sıfırdan farksız) Haftanın %1 önem düzeyinde sıfırdan farklı en yüksek getiriyi sağlayan günü Perşembe (0,00010680) değeri olmuştur. Negatif getiriyi sağlayan gün ise Cumadır.(-0,00021217) Diğer günler istatistiksel açıdan anlamlı değildir. Piyasadaki oynaklık açısından standart sapmanın en yüksek olduğu gün (0,00215766) ile Cuma günü olurken, en düşük gün (0,00116406) ile Çarşamba günü olmuştur. Kolmogorov-Smirnov testi sonucunda günlerin getirilerinin normal dağıldığı şeklindeki H_0 hipotezi rededilmiştir. Hiç bir günün normal dağılmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Bundan dolayı bulunan değerler ihtiyatla karşılanmalıdır.

İstatistiki bilgiler incelendiğinde bütün günlerde getirilerin eşitliği hipotezi rededilmiştir. (% 5 anlamlılık düzeyinde F-testi) Günler arasındaki getiri farklarının sıfırdan farklılığını ölçen t-testinde; Çarşamba ve Cuma günü için H_0 red edilmiş, diğer günlerde anlamlı parametre bulunamamıştır. Bu sonuçlara göre, haftanın günleri düzeyinde Çarşamba ve Cuma gününde, diğer günlere oranla getiri farklılığı olduğu söylenebilir. Ama normal dağılımın olmaması parametrik olmayan testlere bakılmasının gerekliliğini ortaya koymaktadır.

Parametrik olmayan testlerin sonucu Pazartesi günü cuma gününden, salı günü çarşamba, perşembe ve cuma gününden farklı çıkmıştır. Aynı şekilde Çarşamba günü Cuma gününden, Perşembe günü de Cuma gününden istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Borsa ve Dolar serileri arasındaki ilişki sonuçları (aylık);

Sözkonusu verilere uygun olarak belirlenen bazı dönüşümler yapılmış ve temel olarak durağanlık şartının sağlanmasına önem verilmiştir. Durağanlığın kontrolü için otokorelasyon testi, Dickey-Fuller birim kök testi ve Genişletilmiş (Augmented) Dickey-Fuller (ADF) testinden yararlanılmıştır. Her üç testin sonucunda, borsa ve dolar serilerinin durağan hale geldiğini; 1.mertebeden farklarla durağan oldukları görülmüştür. Sonra serilere ortak-bütünlenen testleri uygulanmış ve 1.mertebeden bütünlenen oldukları

bulunmuştur. Ortak-bütünleyen regresyonları kullanılarak elde edilen artık terimler, Hata Giderme Modelleri içinde kullanılarak her iki değişkenden sapmaların uzun dönem denge değerine yakınsama hızları hesaplanmıştır. Borsa değişkeni için sapmaların varlığı kabul edilmiş ve uzun dönem denge değerine yakınsaması her dönem % 173 oranında bir hızla olacağı görülmüştür.

Dolar değişkeni içinde yine sapmaların varlığı kabul edilmiş ve sapmalarını her dönem % 125 oranında uzun dönem denge değerine yakınsayacağı bulunmuştur..

Ortalamaya dönüş süresi borsa için 0,6 dönem, dolar için 0,8 dönem alacağı söylenebilir. Doların ortalama değere dönüş süresi, borsaya göre daha fazla zaman gerektirmektedir.

Uluslararası bulgularda aylık anomali denilince genellikle hisse senedi getirilerinin sistematik olarak en yüksek gerçekleştiği ayın ocak olması nedeniyle buna “ocak ayı etkisi “ denmektedir. Bu çalışmada İ.M.K.B.’de de benzeri anomalilerin olup olmadığı incelenmiştir:

1991-1998 dönemi için 92 aya ilişkin getirilerin istatistiki özellikleri incelendiğinde, tüm dönemin ortalama getirisi anlamsız çıkmıştır.(Sıfırdan farksız) Ayların %1 önem düzeyinde, sıfırdan farklı en yüksek getiriyi sağlayan ayı Haziran (0,11201675) olmuştur. Negatif getiriyi sağlayan ayı ise Mayıstır.(-0,14425988) Ağustos ve Aralık ayları istatistiksel açıdan anlamlı bulunmuştur. Diğer aylar istatistiksel açıdan anlamlı değildir. Piyasadaki oynaklık açısından standart sapmanın en yüksek olduğu ay (0,28427278) ile şubat ayı olurken, en düşük ay (0,05571956) ile aralık ayı olmuştur. Kolmogorov-Smirnov testi sonucunda, ayların hepsinin normal dağılım göstermiş olduğu şeklindeki H_0 hipotezi kabul edilmiştir. Böylece anomali tespit edilen dönemde, en yüksek getiri getiren Haziran ayı olduğu; en düşük getiri getiren Mayıs ayı olduğu bulunmuştur. Riskin en yüksek olduğu ay şubat olurken, riskin en az olduğu ay aralık ayıdır.

İstatistiki bilgiler incelendiğinde bütün aylarda getirilerin eşitliği hipotezi reddedilememiştir. (F-testi) Aylar arasındaki getiri farklarının sıfırdan farklılığını ölçen t-testinde Mayıs ayı hariç (% 5 göre anlamlı) , H_0 kabul edilmiş diğer aylarda anlamlı parametre bulunamamıştır. Böylece ayların getirilerinin farklı olduğu kabul edilmiş ve Mayıs ayının farklı getiriye sahip olduğu bulunmuştur.

Ayların getirilerinin birbirleri ile karşılaştırmasında; nisan ayının, mayıs ve ağustos ayından daha yüksek getiri sağladığı, diğer aylarda ise üstünlük sağlayamadığı ve getirilerinin eşit olduğu belirlenmiştir. Mayıs ayının ise haziran, temmuz, ekim, aralık aylarından daha yüksek getiri sağladığı diğer aylarda ise getirilerin eşit olduğu bulunmuştur. Haziran ayının ise temmuz, ağustos ve kasım aylarından daha yüksek getiri sağladığı diğer aylarda getirilerinin eşit olduğu bulunmuştur. Aynı şekilde temmuz ayının aralık ayından, ağustos ayının ekim ve aralık ayından, kasım ayının aralık ayından daha yüksek getiri sağladığı diğer aylarda ise getirilerin eşit olduğu görülmüştür.

Dolar için; 1991-1998 dönemi için 92 aya ilişkin getirilerin istatistiki özellikleri incelendiğinde, tüm dönemin ortalama getirisi anlamsız çıkmıştır. (Sıfırdan farksız) Ayların %10 önem düzeyinde sıfırdan farklı en yüksek getiriye sağlayan ayı ocak (0,020843286) olmuştur. Negatif getiriye sağlayan ay ise şubat ayıdır. (-0,011452) Diğer aylar istatistiksel açıdan anlamlı değildir. Piyasadaki oynaklık açısından standart sapmanın en yüksek olduğu ay (0,117129379) ile mayıs ayı olurken, en düşük ay (0,015686366) ile kasım ayı olmuştur. Kolmogorov-Smirnov testi sonucunda ayların biri dışında (mayıs) normal dağılım gösterdiği anlaşılmıştır. Böylece anomali tespit edilen dönemde, en yüksek getirinin Ocak ayında ve en düşük riskin de Kasım ayında olduğu; en düşük getirinin Şubat ayında ve en yüksek riskin ise Mayıs ayında olduğu bulunmuştur.

İstatistiki bilgiler incelendiğinde bütün aylarda getirilerin eşitliği hipotezi reddedilememiştir. (F-testi) Aylar arasındaki getiri farklarının sıfırdan farklılığını ölçen t-testinde Mayıs ayı hariç (% 1 göre anlamlı) , H_0 kabul edilen diğer aylarda anlamlı parametre bulunamamıştır. Bu sonuca göre Mayıs ayında getiri farklılığı vardır.

Ayların getirilerinin birbirleri ile karşılaştırılmasın da ocak ayının, şubat ve haziran ayından daha yüksek getiri sağladığı, diğer aylara ise üstünlük sağlayamadığı ve getirilerinin eşit olduğu belirlenmiştir. Şubat ayının ise mart, ekim, kasım aylarından daha yüksek getiri sağladığı, diğer aylarda ise getirilerin eşit olduğu belirlenmiştir. Nisan ayının ise ekim ayından daha yüksek getiri sağladığı diğer aylarda getirilerinin eşit olduğu bulunmuştur.

İ.M.K.B’de gözlenen anomaliler doğrultusunda normal-üstü getiri sağlayacak aktif yatırım stratejileri;

Haftanın günlerine ilişkin olarak Pazartesi günü alıp Çarşamba günü satmak, aylık bazda ise hisse senedi alımlarını Mayıs veya Ağustos aylarında alınıp Haziran veya Aralık ayında satılması şeklinde bulunmuştur.

Serbest piyasada “dolar” da gözlenen anomaliler doğrultusunda normal-üstü getiri sağlayacak aktif yatırım stratejisi;

Haftanın günlerine ilişkin olarak Cuma günü alıp Perşembe günü satmak, aylık bazda ise doları Şubat ayında alıp Ocak ayında satılması şeklinde bulunmuştur.

Elde edilen bulgulara göre, endeksin ve serbest piyasa dolar kurunun belli dönemlerde mevsimsel trendler gösterdiği, dolayısıyla geçmiş fiyat hareketlerini kullanarak, gelecekteki fiyatların kısmen öngörülebilir olduğu bulunmuştur. Bu sonuçlara göre İ.M.K.B’nin ve serbest piyasadaki doların zayıf formda etkin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

KAYNAKLAR

- Dickey D.A. & Fuller W.A.(1981). " Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root ", *Econometrica*, Vol:49 (No: 4), ss. 1057-1072.
- Doğrusöz, Halim (1983). " Oyunlar Kuramı Yaklaşımı ". *Bilim ve Teknik Dergisi*. Ağustos.
- Engle, R.F. & Granger, C.W.J (1987). "Co-integration an Error-Correction : Representation, Estimation and Testing " *Econometrica* ss. 251-276.
- Engle, R.F & Yoo, B.S (1987). "Forecasting and Testing in Co-integrated Systems". *Journal of Econometrics* ss.143-159.
- Ergeç, Fulya (1997). Rüşhan Hakkının Kantitatif Modeller ile Fiyatlandırılması . *Sermaye Piyasası Kurulu: Ankara*.
- Ertay, Sacit (1990). Çözümlü Ekonometri Problemleri . *Uludağ Üniversitesi Basımevi: Bursa*.
- Fama, Eugene F. (1970). Efficient Capital Markets : A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance* ss.383.
- Fama, Eugene F.(1965). The Behavior of Stock Market Prices. *The Journal Business* Vol. 38. ss.34.
- Ferteçlilil, Azmi (1991). Eğitim Semineri Notları-İMKB Araştırma, Yayın ve Eğitim Müdürlüğü, İstanbul.
- Granger C.W.J (1986). " Developmans in the Study of Cointegrated Economic Variables". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* ss. 213-228.
- Gürsakal, Necmi (1996). Zaman Serileri ders notları
- İşyar, Yüksel (1994). Ekonometrik Modeller . *Uludağ Üniversitesi Basımevi: Bursa*.
- İşığçok Erkan (1994). Zaman Serilerinde Nedensellik Çözümlemesi . *Uludağ Üni.Basımevi: Bursa*.
- Karan, Baha M (1996). " Etkin Piyasa Teorisi ve Anomali ". İ.M.K.Borsası'ndaki Seminer Notu, İstanbul.
- Karlı Muharrem (1994). Sermaye Piyasası Borsa Menkul Kıymetler

Kılıçbay, Ahmet (1986). Ekonometrinin Temelleri. İstanbul Üniversitesi Film Merkezi ve Matbaası: İstanbul.

Kocaman, Berna (1995). “ Yatırım Teorisinde Modern Gelişmeler ve İ.M.K.Borsası’nda Bazı Değerlendirme ve Gözlemler “. İMKB Araştırma Yayınları No.5, Ankara.

Nelson Charles R. & Plosser Charles (1982). ” Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications”. Journal of Monetary Economics. ss. 139-162.

Newbold, Paul (1988). Statistics For Business and Economics. Prentice-Hall International Editions: New Jersey .(USA).

Özcam, Ferhat (1996). Teknik Analiz ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası . (Nisan) :Ankara. ss. 114-126

Özmen, Tahsin (1997). Dünya Borsalarında Gözlemlenen Anomalliler ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Üzerine bir Deneme. Sermaye Piyasası Kurulu Yayınları No.61.Tisamat Basım Matbaası : Ankara.

Sermaye Piyasası ve Borsa Temel Bilgiler Kılavuzu Eğitim Yayınları (1995). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası No.2 (Ocak).

“Sermaye Piyasası ve İMKB Üzerine Çalışmalar” (1996). İşletme ve Finans: Ankara. (Kasım): ss 3-16

Serper, Özer (1993). Uygulamalı İstatistik 2. Filiz Kitabevi: İstanbul.

Uzunoğlu, Mustafa (1985). “Kararlar Çıkmazı”. Bilim ve Teknik Dergisi. Eylül.

Thomas, J.Peters, Robert H.Waterman & Turgut Selami (1987). Yönetme ve Yükselme Sanatı. Altın Kitaplar: İstanbul.

EKLER

Correlogram of BORSA

Ek-1

Date: 06/16/99 Time: 23:11

Sample: 1/02/91 11/03/98

Included observations: 1949

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.999	0.999	1946.3	0.000
		2	0.997	-0.009	3887.9	0.000
		3	0.995	-0.030	5824.3	0.000
		4	0.994	-0.025	7755.4	0.000
		5	0.992	-0.020	9680.9	0.000
		6	0.991	0.102	11602.	0.000
		7	0.989	0.032	13519.	0.000
		8	0.988	0.005	15432.	0.000
		9	0.987	-0.027	17341.	0.000
		10	0.986	-0.004	19245.	0.000
		11	0.984	0.001	21146.	0.000
		12	0.983	-0.023	23041.	0.000
		13	0.981	-0.051	24932.	0.000
		14	0.979	-0.075	26817.	0.000
		15	0.978	0.016	28696.	0.000
		16	0.976	0.032	30569.	0.000
		17	0.974	0.012	32437.	0.000
		18	0.973	0.027	34300.	0.000
		19	0.971	-0.013	36158.	0.000
		20	0.970	-0.033	38011.	0.000
		21	0.968	-0.025	39859.	0.000
		22	0.966	0.008	41701.	0.000
		23	0.964	-0.044	43537.	0.000
		24	0.962	-0.038	45366.	0.000
		25	0.960	0.018	47190.	0.000
		26	0.959	0.000	49006.	0.000
		27	0.956	-0.053	50816.	0.000
		28	0.954	0.022	52620.	0.000
		29	0.953	0.056	54417.	0.000
		30	0.951	0.008	56209.	0.000
		31	0.949	-0.014	57995.	0.000
		32	0.948	0.071	59776.	0.000
		33	0.946	-0.018	61552.	0.000
		34	0.944	-0.050	63322.	0.000
		35	0.942	-0.012	65086.	0.000
		36	0.940	0.001	66844.	0.000

Correlogram of B

Ek-2

Date: 06/16/99 Time: 23:15

Sample: 1/02/91 11/03/98

Included observations: 1948

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.139	0.139	37.462	0.000
		2	-0.015	-0.035	37.930	0.000
		3	0.030	0.038	39.697	0.000
		4	0.061	0.052	46.978	0.000
		5	-0.017	-0.032	47.552	0.000
		6	-0.018	-0.009	48.188	0.000
		7	0.040	0.040	51.332	0.000
		8	0.027	0.013	52.788	0.000
		9	-0.001	-0.002	52.792	0.000
		10	0.060	0.063	59.943	0.000
		11	0.018	-0.006	60.582	0.000
		12	0.003	0.004	60.601	0.000
		13	0.027	0.027	62.007	0.000
		14	-0.000	-0.016	62.007	0.000
		15	-0.026	-0.023	63.373	0.000
		16	-0.064	-0.058	71.428	0.000
		17	-0.028	-0.020	72.995	0.000
		18	0.015	0.019	73.441	0.000
		19	0.023	0.025	74.499	0.000
		20	-0.009	-0.015	74.668	0.000
		21	-0.006	-0.004	74.734	0.000
		22	-0.003	-0.007	74.753	0.000
		23	-0.023	-0.023	75.806	0.000
		24	0.000	0.015	75.806	0.000
		25	0.004	0.004	75.834	0.000
		26	-0.012	-0.008	76.110	0.000
		27	-0.015	-0.006	76.576	0.000
		28	-0.001	0.000	76.577	0.000
		29	0.037	0.037	79.273	0.000
		30	-0.008	-0.014	79.411	0.000
		31	-0.026	-0.024	80.792	0.000
		32	0.020	0.018	81.549	0.000
		33	0.052	0.046	87.007	0.000
		34	-0.001	-0.007	87.008	0.000
		35	-0.066	-0.059	95.722	0.000
		36	-0.026	-0.017	97.101	0.000

Correlogram of B1

εh-3

Date: 06/16/99 Time: 23:17

Sample: 1/02/91 11/03/98

Included observations: 1947

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.412	-0.412	330.50	0.000
		2 -0.113	-0.340	355.36	0.000
		3 0.007	-0.265	355.47	0.000
		4 0.063	-0.141	363.24	0.000
		5 -0.043	-0.141	366.88	0.000
		6 -0.037	-0.169	369.58	0.000
		7 0.042	-0.121	373.00	0.000
		8 0.009	-0.095	373.16	0.000
		9 -0.051	-0.145	378.34	0.000
		10 0.059	-0.067	385.18	0.000
		11 -0.016	-0.073	385.69	0.000
		12 -0.019	-0.085	386.37	0.000
		13 0.027	-0.038	387.82	0.000
		14 -0.002	-0.032	387.82	0.000
		15 0.007	-0.001	387.91	0.000
		16 -0.041	-0.039	391.22	0.000
		17 -0.004	-0.075	391.26	0.000
		18 0.020	-0.074	392.02	0.000
		19 0.024	-0.030	393.20	0.000
		20 -0.022	-0.040	394.13	0.000
		21 0.001	-0.035	394.14	0.000
		22 0.014	-0.016	394.54	0.000
		23 -0.026	-0.054	395.89	0.000
		24 0.012	-0.039	396.16	0.000
		25 0.012	-0.024	396.43	0.000
		26 -0.009	-0.027	396.58	0.000
		27 -0.010	-0.032	396.76	0.000
		28 -0.015	-0.067	397.21	0.000
		29 0.051	-0.012	402.26	0.000
		30 -0.020	-0.007	403.01	0.000
		31 -0.034	-0.046	405.24	0.000
		32 0.007	-0.070	405.35	0.000
		33 0.050	-0.013	410.33	0.000
		34 0.006	0.037	410.41	0.000
		35 -0.060	-0.005	417.51	0.000
		36 -0.001	-0.031	417.51	0.000

Correlogram of DOLAR

En-4

Date: 06/16/99 Time: 23:19

Sample: 1/02/91 11/03/98

Included observations: 1949

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.998	0.998	1944.1	0.000
		2	0.996	0.002	3881.3	0.000
		3	0.994	0.003	5811.7	0.000
		4	0.992	-0.004	7735.3	0.000
		5	0.990	-0.004	9652.1	0.000
		6	0.988	-0.001	11562.	0.000
		7	0.986	-0.003	13465.	0.000
		8	0.984	0.005	15361.	0.000
		9	0.982	0.009	17251.	0.000
		10	0.980	-0.006	19134.	0.000
		11	0.978	-0.007	21010.	0.000
		12	0.976	-0.002	22880.	0.000
		13	0.974	0.000	24742.	0.000
		14	0.972	-0.007	26598.	0.000
		15	0.970	-0.005	28447.	0.000
		16	0.968	-0.006	30289.	0.000
		17	0.966	0.001	32125.	0.000
		18	0.964	-0.002	33953.	0.000
		19	0.961	-0.003	35774.	0.000
		20	0.959	-0.004	37589.	0.000
		21	0.957	0.000	39396.	0.000
		22	0.955	-0.006	41197.	0.000
		23	0.953	0.001	42990.	0.000
		24	0.951	0.000	44777.	0.000
		25	0.949	-0.007	46557.	0.000
		26	0.947	0.001	48329.	0.000
		27	0.945	-0.007	50095.	0.000
		28	0.943	0.003	51854.	0.000
		29	0.940	-0.002	53605.	0.000
		30	0.938	-0.011	55350.	0.000
		31	0.936	-0.001	57088.	0.000
		32	0.934	-0.002	58818.	0.000
		33	0.932	-0.002	60541.	0.000
		34	0.930	-0.002	62257.	0.000
		35	0.927	-0.008	63966.	0.000
		36	0.925	-0.001	65668.	0.000

Correlogram of DO

Ek-5

Date: 06/16/99 Time: 23:21

Sample: 1/02/91 11/03/98

Included observations: 1948

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.115	0.115	25.928	0.000
		2	-0.088	-0.103	41.215	0.000
		3	-0.146	-0.126	83.119	0.000
		4	0.050	0.077	88.099	0.000
		5	-0.030	-0.072	89.899	0.000
		6	0.090	0.099	105.66	0.000
		7	-0.007	-0.022	105.75	0.000
		8	0.006	0.007	105.82	0.000
		9	-0.060	-0.033	112.90	0.000
		10	-0.021	-0.029	113.80	0.000
		11	-0.112	-0.106	138.22	0.000
		12	0.008	0.009	138.34	0.000
		13	0.182	0.177	203.58	0.000
		14	0.098	0.023	222.62	0.000
		15	-0.030	0.009	224.43	0.000
		16	-0.003	0.050	224.45	0.000
		17	0.019	0.021	225.20	0.000
		18	0.044	0.045	229.02	0.000
		19	0.066	0.048	237.62	0.000
		20	0.056	0.039	243.84	0.000
		21	0.053	0.069	249.34	0.000
		22	-0.069	-0.068	258.61	0.000
		23	0.047	0.098	262.94	0.000
		24	0.075	0.102	274.15	0.000
		25	0.044	0.025	277.91	0.000
		26	-0.026	-0.023	279.28	0.000
		27	-0.013	-0.017	279.61	0.000
		28	-0.070	-0.047	289.28	0.000
		29	0.023	0.026	290.35	0.000
		30	0.011	-0.005	290.59	0.000
		31	-0.013	-0.048	290.92	0.000
		32	-0.011	0.011	291.18	0.000
		33	0.013	-0.030	291.52	0.000
		34	-0.017	-0.033	292.10	0.000
		35	-0.045	-0.021	296.13	0.000
		36	-0.013	-0.033	296.47	0.000

Correlogram of D1

Ek-6

Date: 06/16/99 Time: 23:24

Sample: 1/02/91 11/03/98

Included observations: 1947

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.385	-0.385	288.81	0.000
		2 -0.082	-0.271	302.05	0.000
		3 -0.144	-0.385	342.57	0.000
		4 0.157	-0.154	390.73	0.000
		5 -0.114	-0.275	415.96	0.000
		6 0.122	-0.120	445.22	0.000
		7 -0.062	-0.132	452.67	0.000
		8 0.045	-0.081	456.58	0.000
		9 -0.059	-0.080	463.46	0.000
		10 0.073	-0.006	473.83	0.000
		11 -0.118	-0.119	501.31	0.000
		12 -0.031	-0.258	503.22	0.000
		13 0.146	-0.086	545.08	0.000
		14 0.025	-0.066	546.35	0.000
		15 -0.088	-0.101	561.60	0.000
		16 0.003	-0.066	561.61	0.000
		17 -0.001	-0.086	561.61	0.000
		18 0.002	-0.083	561.62	0.000
		19 0.018	-0.071	562.26	0.000
		20 -0.004	-0.097	562.28	0.000
		21 0.067	0.041	571.06	0.000
		22 -0.134	-0.123	606.39	0.000
		23 0.049	-0.122	611.13	0.000
		24 0.034	-0.042	613.43	0.000
		25 0.022	0.006	614.35	0.000
		26 -0.047	-0.001	618.75	0.000
		27 0.040	0.028	621.88	0.000
		28 -0.085	-0.044	636.10	0.000
		29 0.059	-0.013	643.09	0.000
		30 0.007	0.030	643.18	0.000
		31 -0.014	-0.030	643.60	0.000
		32 -0.013	0.012	643.93	0.000
		33 0.031	0.014	645.81	0.000
		34 -0.001	0.002	645.81	0.000
		35 -0.034	0.013	648.09	0.000
		36 -0.032	-0.032	650.18	0.000

LS // Dependent Variable is B1				
Date: 12/25/98 Time: 16:34				
Sample: 4/01/91 22/06/98				
Included observations: 1947				
Excluded observations: 0 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	0.861480	0.022461	38.35503	0.0000
B(-1)	-0.861287	0.022456	-38.35520	0.0000
R-squared	0.430641	Mean dependent var	1.11E-08	
Adjusted R-squared	0.430348	S.D. dependent var	0.003974	
S.E. of regression	0.002999	Akaike info criterion	-11.61775	
Sum squared resid	0.017496	Schwartz criterion	-11.61203	
Log likelihood	8549.208	F-statistic	1471.121	
Durbin-Watson stat	1.988676	Prob(F-statistic)	0.000000	

LS // Dependent Variable is D1				
Date: 12/25/98 Time: 16:36				
Sample: 4/01/91 22/06/98				
Included observations: 1947				
Excluded observations: 0 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	0.884925	0.022529	39.28023	0.0000
DO(-1)	-0.884719	0.022523	-39.28024	0.0000
R-squared	0.442364	Mean dependent var	1.75E-07	
Adjusted R-squared	0.442077	S.D. dependent var	0.001490	
S.E. of regression	0.001113	Akaike info criterion	-13.59993	
Sum squared resid	0.002410	Schwartz criterion	-13.59420	
Log likelihood	10478.85	F-statistic	1542.938	
Durbin-Watson stat	1.976225	Prob(F-statistic)	0.000000	

LS // Dependent Variable is B1				
Date: 01/08/99 Time: 20:12				
Sample: 25/01/91 22/06/98				
Included observations: 1932				
Excluded observations: 0 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	0.801333	0.072615	11.03530	0.0000
B(-1)	-0.801164	0.072600	-11.03536	0.0000
B1(-1)	0.220219	0.660091	0.333619	0.7387
B2(-1)	-4.460424	3.750433	-1.189309	0.2345
B3(-1)	25.56868	14.26136	1.792864	0.0732
B4(-1)	-86.31455	39.01914	-2.212108	0.0271
B5(-1)	200.3287	80.16012	2.499107	0.0125
B6(-1)	-340.7951	126.7866	-2.687941	0.0073
B7(-1)	439.0868	156.5366	2.805010	0.0051
B8(-1)	-435.2838	151.6991	-2.869390	0.0042
B9(-1)	333.4181	115.1935	2.894417	0.0038
B10(-1)	-196.2223	67.90551	-2.889637	0.0039
B11(-1)	87.28090	30.49498	2.862140	0.0043
B12(-1)	-28.44076	10.09425	-2.817522	0.0049
B13(-1)	6.416978	2.324458	2.760634	0.0058
B14(-1)	-0.897557	0.332918	-2.696029	0.0071
B15(-1)	0.058749	0.022356	2.627888	0.0087
R-squared	0.430566	Mean dependent var	-1.08E-06	
Adjusted R-squared	0.425808	S.D. dependent var	0.003844	
S.E. of regression	0.002913	Akaike info criterion	-11.66829	
Sum squared resid	0.016251	Schwartz criterion	-11.61931	
Log likelihood	8547.181	F-statistic	90.49929	
Durbin-Watson stat	2.000082	Prob(F-statistic)	0.000000	

LS // Dependent Variable is B1

Date: 01/08/99 Time: 21:45

Sample: 25/01/91 22/06/98

Included observations: 1932

Excluded observations: 0 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
B1(-1)	-5.774799	0.386452	-14.94312	0.0000
B2(-1)	23.80266	2.823665	8.429707	0.0000
B3(-1)	-67.24839	11.86944	-5.665675	0.0000
B4(-1)	138.8940	34.27329	4.052542	0.0001
B5(-1)	-217.2532	72.82504	-2.983222	0.0029
B6(-1)	262.6330	117.8810	2.227950	0.0260
B7(-1)	-247.5637	148.0219	-1.672480	0.0946
B8(-1)	181.9748	145.3123	1.252302	0.2106
B9(-1)	-103.4640	111.4765	-0.928124	0.3535
B10(-1)	44.68568	66.26194	0.674379	0.5002
B11(-1)	-14.18631	29.96260	-0.473467	0.6359
B12(-1)	3.117839	9.975974	0.312535	0.7547
B13(-1)	-0.419047	2.308746	-0.181504	0.8560
B14(-1)	0.023885	0.332111	0.071919	0.9427
B15(-1)	0.000524	0.022388	0.023418	0.9813
R-squared	0.394370	Mean dependent var	-1.08E-06	
Adjusted R-squared	0.389947	S.D. dependent var	0.003844	
S.E. of regression	0.003003	Akaike info criterion	-11.60873	
Sum squared resid	0.017284	Schwartz criterion	-11.56552	
Log likelihood	8487.649	F-statistic	89.16404	
Durbin-Watson stat	1.997197	Prob(F-statistic)	0.000000	

LS // Dependent Variable is D1

Date: 01/08/99 Time: 22:28

Sample: 22/01/91 22/06/98

Included observations: 1935

Excluded observations: 0 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	0.953372	0.083028	11.48250	0.0000
DO(-1)	-0.953150	0.083009	-11.48250	0.0000
D1(-1)	-0.700184	0.571977	-1.224147	0.2210
D2(-1)	5.971673	2.455841	2.431621	0.0151
D3(-1)	-23.87125	7.011044	-3.404807	0.0007
D4(-1)	61.60958	14.13548	4.358505	0.0000
D5(-1)	-109.2466	20.84923	-5.239840	0.0000
D6(-1)	137.5251	22.88730	6.008795	0.0000
D7(-1)	-124.7439	18.75878	-6.649894	0.0000
D8(-1)	81.33660	11.36158	7.158915	0.0000
D9(-1)	-37.30584	4.949829	-7.536792	0.0000
D10(-1)	11.44746	1.470451	7.785000	0.0000
D11(-1)	-2.112184	0.267191	-7.905151	0.0000
D12(-1)	0.177245	0.022441	7.898112	0.0000
R-squared	0.492209	Mean dependent var	5.40E-07	
Adjusted R-squared	0.488772	S.D. dependent var	0.001494	
S.E. of regression	0.001068	Akaike info criterion	-13.67653	
Sum squared resid	0.002192	Schwartz criterion	-13.63625	
Log likelihood	10500.40	F-statistic	143.2346	
Durbin-Watson stat	2.008417	Prob(F-statistic)	0.000000	

LS // Dependent Variable is D1

Date: 01/08/99 Time: 22:33

Sample: 22/01/91 22/06/98

Included observations: 1935

Excluded observations: 0 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
D1(-1)	-6.418209	0.290726	-22.07647	0.0000
D2(-1)	27.12418	1.678006	16.16453	0.0000
D3(-1)	-77.22159	5.424800	-14.23492	0.0000
D4(-1)	158.4503	11.72057	13.51899	0.0000
D5(-1)	-239.3997	18.07994	-13.24118	0.0000
D6(-1)	268.7097	20.49046	13.11389	0.0000
D7(-1)	-223.9412	17.20406	-13.01676	0.0000
D8(-1)	136.9269	10.61981	12.89353	0.0000
D9(-1)	-59.74826	4.698631	-12.71610	0.0000
D10(-1)	17.62775	1.413847	12.46794	0.0000
D11(-1)	-3.152526	0.259708	-12.13874	0.0000
D12(-1)	0.258060	0.022017	11.72105	0.0000
R-squared	0.457356	Mean dependent var	5.40E-07	
Adjusted R-squared	0.454252	S.D. dependent var	0.001494	
S.E. of regression	0.001104	Akaike info criterion	-13.61222	
Sum squared resid	0.002342	Schwartz criterion	-13.57769	
Log likelihood	10436.17	F-statistic	147.3420	
Durbin-Watson stat	2.044610	Prob(F-statistic)	0.000000	

LS // Dependent Variable is B1				
Date: 01/08/99 Time: 22:40				
Sample: 4/01/91 22/08/98				
Included observations: 1947				
Excluded observations: 0 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	3.98E-08	8.99E-05	0.000443	0.9996
D1	-0.163707	0.060343	-2.712952	0.0067
R-squared	0.003770	Mean dependent var	1.11E-08	
Adjusted R-squared	0.003258	S.D. dependent var	0.003974	
S.E. of regression	0.003967	Akaike info criterion	-11.05828	
Sum squared resid	0.030614	Schwartz criterion	-11.05256	
Log likelihood	8004.567	F-statistic	7.360106	
Durbin-Watson stat	2.827332	Prob(F-statistic)	0.006727	

LS // Dependent Variable is D1

Date: 01/08/99 Time: 22:43

Sample: 4/01/91 22/06/98

Included observations: 1947

Excluded observations: 0 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	1.76E-07	3.37E-05	0.005205	0.9958
B1	-0.023028	0.008488	-2.712952	0.0067
R-squared	0.003770	Mean dependent var	1.75E-07	
Adjusted R-squared	0.003258	S.D. dependent var	0.001490	
S.E. of regression	0.001488	Akaike info criterion	-13.01965	
Sum squared resid	0.004306	Schwartz criterion	-13.01393	
Log likelihood	9913.959	F-statistic	7.360106	
Durbin-Watson stat	2.774916	Prob(F-statistic)	0.006727	

LS // Dependent Variable is F1				
Date: 01/08/99 Time: 22:53				
Sample: 7/01/91 22/06/98				
Included observations: 1946				
Excluded observations: 0 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
F(-1)	-1.387460	0.020903	-66.37465	0.0000
R-squared	0.693729	Mean dependent var	5.72E-08	
Adjusted R-squared	0.693729	S.D. dependent var	0.002479	
S.E. of regression	0.001372	Akaike info criterion	-13.18283	
Sum squared resid	0.003660	Schwartz criterion	-13.17997	
Log likelihood	10066.64	Durbin-Watson stat	2.206299	

LS // Dependent Variable is E1				
Date: 01/08/99 Time: 23:01				
Sample: 7/01/91 22/06/98				
Included observations: 1946				
Excluded observations: 0 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
E(-1)	-1.387460	0.020903	-66.37465	0.0000
R-squared	0.693729	Mean dependent var	5.72E-08	
Adjusted R-squared	0.693729	S.D. dependent var	0.002479	
S.E. of regression	0.001372	Akaike info criterion	-13.18283	
Sum squared resid	0.003660	Schwartz criterion	-13.17997	
Log likelihood	10066.64	Durbin-Watson stat	2.206299	

LS // Dependent Variable is F1

Date: 01/09/99 Time: 02:19

Sample: 25/01/91 22/06/98

Included observations: 1932

Excluded observations: 0 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
F(-1)	-9.571494	0.430905	-22.21252	0.0000
F1(-1)	44.59345	3.118555	14.29940	0.0000
F2(-1)	-154.1750	12.97016	-11.88690	0.0000
F3(-1)	384.2374	37.07987	10.36243	0.0000
F4(-1)	-717.1064	77.99728	-9.193993	0.0000
F5(-1)	1028.080	124.9900	8.225303	0.0000
F6(-1)	-1151.427	155.4636	-7.406405	0.0000
F7(-1)	1016.649	151.3246	6.718335	0.0000
F8(-1)	-708.7757	115.2514	-6.149824	0.0000
F9(-1)	387.4722	68.10462	5.689367	0.0000
F10(-1)	-163.1782	30.65635	-5.322817	0.0000
F11(-1)	51.19972	10.17293	5.032937	0.0000
F12(-1)	-11.27434	2.348845	-4.799953	0.0000
F13(-1)	1.552716	0.337354	4.602636	0.0000
F14(-1)	-0.100405	0.022717	-4.419852	0.0000
R-squared	0.808691	Mean dependent var	-1.67E-07	
Adjusted R-squared	0.807294	S.D. dependent var	0.002485	
S.E. of regression	0.001091	Akaike info criterion	-13.63378	
Sum squared resid	0.002281	Schwartz criterion	-13.59056	
Log likelihood	10443.84	F-statistic	578.8159	
Durbin-Watson stat	2.012180	Prob(F-statistic)	0.000000	

LS // Dependent Variable is E1

Date: 01/09/99 Time: 02:46

Sample: 25/01/91 22/06/98

Included observations: 1932

Excluded observations: 0 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
E(-1)	-9.571494	0.430905	-22.21252	0.0000
E1(-1)	44.59345	3.118555	14.29940	0.0000
E2(-1)	-154.1750	12.97016	-11.88690	0.0000
E3(-1)	384.2374	37.07987	10.36243	0.0000
E4(-1)	-717.1064	77.99728	-9.193993	0.0000
E5(-1)	1028.080	124.9900	8.225303	0.0000
E6(-1)	-1151.427	155.4636	-7.406405	0.0000
E7(-1)	1016.649	151.3246	6.718335	0.0000
E8(-1)	-708.7757	115.2514	-6.149824	0.0000
E9(-1)	387.4722	68.10462	5.689367	0.0000
E10(-1)	-163.1782	30.65635	-5.322817	0.0000
E11(-1)	51.19972	10.17293	5.032937	0.0000
E12(-1)	-11.27434	2.348845	-4.799953	0.0000
E13(-1)	1.552716	0.337354	4.602636	0.0000
E14(-1)	-0.100405	0.022717	-4.419852	0.0000
R-squared	0.808691	Mean dependent var	-1.67E-07	
Adjusted R-squared	0.807294	S.D. dependent var	0.002485	
S.E. of regression	0.001091	Akaike info criterion	-13.63378	
Sum squared resid	0.002281	Schwartz criterion	-13.59056	
Log likelihood	10443.84	F-statistic	578.8159	
Durbin-Watson stat	2.012180	Prob(F-statistic)	0.000000	

LS // Dependent Variable is B2				
Date: 01/09/99 Time: 03:07				
Sample: 25/01/91 22/06/98				
Included observations: 1932				
Excluded observations: 0 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	-2.17E-06	7.36E-05	-0.029459	0.9765
B2(-1)	-23.56899	0.883916	-26.66428	0.0000
F(-1)	-0.009943	0.049646	-0.200289	0.8413
B3(-1)	117.8137	5.853171	20.12819	0.0000
B4(-1)	-355.8406	20.97632	-16.96392	0.0000
B5(-1)	757.5007	50.72312	14.93403	0.0000
B6(-1)	-1204.518	89.53319	-13.45332	0.0000
B7(-1)	1470.517	119.6348	12.29172	0.0000
B8(-1)	-1395.123	123.0668	-11.33630	0.0000
B9(-1)	1030.384	97.91445	10.52330	0.0000
B10(-1)	-588.0696	59.92394	-9.813600	0.0000
B11(-1)	254.8095	27.75176	9.181742	0.0000
B12(-1)	-81.16158	9.425741	-8.610631	0.0000
B13(-1)	17.94479	2.218492	8.088732	0.0000
B14(-1)	-2.463409	0.323776	-7.608370	0.0000
B15(-1)	0.158338	0.022101	7.164240	0.0000
R-squared	0.749526	Mean dependent var	-7.07E-07	
Adjusted R-squared	0.747565	S.D. dependent var	0.006440	
S.E. of regression	0.003236	Akaike info criterion	-11.45887	
Sum squared resid	0.020058	Schwartz criterion	-11.41277	
Log likelihood	8343.875	F-statistic	382.2337	
Durbin-Watson stat	2.028884	Prob(F-statistic)	0.000000	

LS // Dependent Variable is B2

Date: 01/09/99 Time: 03:30

Sample: 25/01/91 22/06/98

Included observations: 1932

Excluded observations: 0 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	-2.86E-06	7.26E-05	-0.039349	0.9686
B2(-1)	-23.31516	0.874388	-26.66453	0.0000
F(-1)	-4.962832	0.756226	-6.562631	0.0000
B3(-1)	118.0138	5.782068	20.41031	0.0000
B4(-1)	-358.4265	20.72196	-17.29694	0.0000
B5(-1)	765.2861	50.11444	15.27077	0.0000
B6(-1)	-1219.076	88.47128	-13.77934	0.0000
B7(-1)	1490.172	118.2317	12.60383	0.0000
B8(-1)	-1415.381	121.6381	-11.63600	0.0000
B9(-1)	1046.649	96.78788	10.81384	0.0000
B10(-1)	-598.2325	59.23989	-10.09847	0.0000
B11(-1)	259.6620	27.43718	9.463874	0.0000
B12(-1)	-82.86870	9.319564	-8.891907	0.0000
B13(-1)	18.36016	2.193640	8.369722	0.0000
B14(-1)	-2.525550	0.320166	-7.888248	0.0000
B15(-1)	0.162625	0.021856	7.440886	0.0000
D2	-0.262101	0.063495	-4.127912	0.0000
D2(-1)	21.73204	3.278385	6.628885	0.0000
D3(-1)	-55.45478	8.343092	-6.646789	0.0000
D4(-1)	92.11217	13.95495	6.600682	0.0000
D5(-1)	-105.2804	16.17100	-6.510445	0.0000
D6(-1)	84.03278	13.16752	6.381823	0.0000
D7(-1)	-46.29773	7.437577	-6.224841	0.0000
D8(-1)	16.84620	2.787296	6.043924	0.0000
D9(-1)	-3.650569	0.625472	-5.836501	0.0000
D10(-1)	0.356967	0.063782	5.596624	0.0000
R-squared	0.757445	Mean dependent var	-7.07E-07	
Adjusted R-squared	0.754264	S.D. dependent var	0.006440	
S.E. of regression	0.003192	Akaike info criterion	-11.48064	
Sum squared resid	0.019424	Schwartz criterion	-11.40573	
Log likelihood	8374.908	F-statistic	238.0807	
Durbin-Watson stat	2.029077	Prob(F-statistic)	0.000000	

LS // Dependent Variable is D2

Date: 06/16/99 Time: 23:52

Sample: 1/24/91 6/22/98

Included observations: 1933

Excluded observations: 0 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	1.46E-07	2.68E-05	0.005460	0.9956
D2(-1)	2.070681	1.741026	1.189345	0.2345
E(-1)	-3.371818	0.246277	-13.69116	0.0000
D3(-1)	9.039492	7.246415	1.247443	0.2124
D4(-1)	-44.26980	20.30745	-2.179978	0.0294
D5(-1)	110.5937	40.94620	2.700950	0.0070
D6(-1)	-190.6867	61.64598	-3.093254	0.0020
D7(-1)	241.8072	70.65493	3.422369	0.0006
D8(-1)	-229.3276	62.07507	-3.694360	0.0002
D9(-1)	162.4314	41.64807	3.900094	0.0001
D10(-1)	-84.68180	21.01838	-4.028940	0.0001
D11(-1)	31.52221	7.739463	4.072919	0.0000
D12(-1)	-7.919843	1.966005	-4.028395	0.0001
D13(-1)	1.201799	0.308418	3.896658	0.0001
D14(-1)	-0.083060	0.022544	-3.684309	0.0002
R-squared	0.777033	Mean dependent var	2.16E-07	
Adjusted R-squared	0.775406	S.D. dependent var	0.002487	
S.E. of regression	0.001179	Akaike info criterion	-13.47890	
Sum squared resid	0.002665	Schwartz criterion	-13.43570	
Log likelihood	10299.54	F-statistic	477.4409	
Durbin-Watson stat	2.146894	Prob(F-statistic)	0.000000	

LS // Dependent Variable is D2

Date: 01/09/99 Time: 04:11

Sample: 24/01/91 22/06/98

Included observations: 1933

Excluded observations: 0 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	-1.77E-06	2.49E-05	-0.071253	0.9432
D2(-1)	37.24622	2.607571	14.28388	0.0000
E(-1)	-8.739640	0.386825	-22.59327	0.0000
D3(-1)	-119.1600	10.05316	-11.85299	0.0000
D4(-1)	273.1223	26.43453	10.33203	0.0000
D5(-1)	-463.3727	50.71200	-9.137340	0.0000
D6(-1)	593.8193	73.39172	8.091094	0.0000
D7(-1)	-581.5527	81.44771	-7.140196	0.0000
D8(-1)	436.9068	69.64899	6.272980	0.0000
D9(-1)	-250.7847	45.66154	-5.492252	0.0000
D10(-1)	108.5233	22.58590	4.804912	0.0000
D11(-1)	-34.46608	8.171584	-4.217796	0.0000
D12(-1)	7.634570	2.043815	3.735451	0.0002
D13(-1)	-1.062274	0.316258	-3.358887	0.0008
D14(-1)	0.070447	0.022839	3.084544	0.0021
B2	-0.026760	0.007072	-3.783901	0.0002
B2(-1)	0.566767	0.092039	6.157864	0.0000
B3(-1)	-1.092060	0.249887	-4.370222	0.0000
B4(-1)	1.298525	0.362780	3.579370	0.0004
B5(-1)	-0.981792	0.318956	-3.078140	0.0021
B6(-1)	0.459349	0.171483	2.678688	0.0075
B7(-1)	-0.122006	0.052305	-2.332605	0.0198
B8(-1)	0.014283	0.006984	2.044938	0.0410
R-squared	0.808573	Mean dependent var	2.16E-07	
Adjusted R-squared	0.806368	S.D. dependent var	0.002487	
S.E. of regression	0.001094	Akaike info criterion	-13.62314	
Sum squared resid	0.002288	Schwartz criterion	-13.55690	
Log likelihood	10446.95	F-statistic	366.7133	
Durbin-Watson stat	2.014524	Prob(F-statistic)	0.000000	

LS // Dependent Variable is D2

Date: 06/16/99 Time: 23:58

Sample: 1/25/91 6/22/98

Included observations: 1932

Excluded observations: 0 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	2.66E-07	2.68E-05	0.009939	0.9921
D2(-1)	0.096436	1.965329	0.049069	0.9609
E(-1)	-3.219749	0.255993	-12.57751	0.0000
D3(-1)	20.35875	8.938714	2.277592	0.0229
D4(-1)	-84.36350	27.50284	-3.067446	0.0022
D5(-1)	209.0520	61.25824	3.412635	0.0007
D6(-1)	-368.1641	102.7077	-3.584579	0.0003
D7(-1)	483.9731	132.5208	3.652053	0.0003
D8(-1)	-483.2922	132.9734	-3.634502	0.0003
D9(-1)	367.9806	103.9017	3.541622	0.0004
D10(-1)	-212.3489	62.75323	-3.383871	0.0007
D11(-1)	91.37500	28.78315	3.174601	0.0015
D12(-1)	-28.44338	9.708092	-2.929863	0.0034
D13(-1)	6.064366	2.273587	2.667312	0.0077
D14(-1)	-0.795135	0.330650	-2.404761	0.0163
D15(-1)	0.048596	0.022514	2.158521	0.0310
R-squared	0.777582	Mean dependent var	-1.51E-07	
Adjusted R-squared	0.775841	S.D. dependent var	0.002488	
S.E. of regression	0.001178	Akaike info criterion	-13.47984	
Sum squared resid	0.002658	Schwartz criterion	-13.43374	
Log likelihood	10296.14	F-statistic	446.5602	
Durbin-Watson stat	2.133604	Prob(F-statistic)	0.000000	

LS // Dependent Variable is D2

Date: 06/17/99 Time: 00:02

Sample: 1/25/91 6/22/98

Included observations: 1932

Excluded observations: 0 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	-1.68E-06	2.48E-05	-0.067921	0.9459
D2(-1)	45.00055	3.119543	14.42536	0.0000
E(-1)	-9.613831	0.431424	-22.28397	0.0000
D3(-1)	-155.9738	12.95497	-12.03968	0.0000
D4(-1)	389.2847	36.98044	10.52677	0.0000
D5(-1)	-727.2255	77.68775	-9.360877	0.0000
D6(-1)	1043.366	124.3660	8.389476	0.0000
D7(-1)	-1169.212	154.5660	-7.564485	0.0000
D8(-1)	1032.667	150.3639	6.867790	0.0000
D9(-1)	-719.8727	114.4737	-6.288541	0.0000
D10(-1)	393.2913	67.62828	5.815485	0.0000
D11(-1)	-165.4238	30.43844	-5.434700	0.0000
D12(-1)	51.80856	10.10067	5.129221	0.0000
D13(-1)	-11.38145	2.332430	-4.879654	0.0000
D14(-1)	1.563199	0.335070	4.665286	0.0000
D15(-1)	-0.100791	0.022570	-4.465633	0.0000
B2	-0.027144	0.007043	-3.853983	0.0001
B2(-1)	0.654595	0.093629	6.991357	0.0000
B3(-1)	-1.280823	0.252152	-5.079558	0.0000
B4(-1)	1.534408	0.364792	4.206253	0.0000
B5(-1)	-1.164239	0.320023	-3.637988	0.0003
B6(-1)	0.546682	0.171791	3.182241	0.0015
B7(-1)	-0.146010	0.052340	-2.789627	0.0053
B8(-1)	0.017183	0.006983	2.460656	0.0140
R-squared	0.810652	Mean dependent var	-1.51E-07	
Adjusted R-squared	0.808369	S.D. dependent var	0.002488	
S.E. of regression	0.001089	Akaike info criterion	-13.63253	
Sum squared resid	0.002263	Schwartz criterion	-13.56338	
Log likelihood	10451.64	F-statistic	355.1595	
Durbin-Watson stat	2.014230	Prob(F-statistic)	0.000000	

LS // Dependent Variable is B1

Date: 04/12/99 Time: 17:39

Sample: 1/04/91 6/22/98

Included observations: 1947

Excluded observations: 0 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	4.52E-05	0.000202	0.224247	0.8226
DUM2	-0.000212	0.000285	-0.742559	0.4578
DUM3	3.91E-05	0.000285	0.137389	0.8907
DUM4	0.000146	0.000285	0.513262	0.6078
DUM5	-0.000200	0.000285	-0.702798	0.4823
R-squared	0.001237	Mean dependent var	1.11E-08	
Adjusted R-squared	-0.000821	S.D. dependent var	0.003974	
S.E. of regression	0.003975	Akaike info criterion	-11.05266	
Sum squared resid	0.030692	Schwartz criterion	-11.03835	
Log likelihood	8002.094	F-statistic	0.601106	
Durbin-Watson stat	2.822191	Prob(F-statistic)	0.661873	

LS // Dependent Variable is D1

Date: 02/05/99 Time: 00:04

Sample: 4/01/91 22/06/98

Included observations: 1947

Excluded observations: 0 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	-0.000113	7.54E-05	-1.503360	0.1329
DUM2	0.000158	0.000107	1.483844	0.1380
DUM3	0.000203	0.000107	1.907370	0.0566
DUM4	-3.84E-05	0.000107	-0.359976	0.7189
DUM5	0.000245	0.000107	2.294648	0.0219
R-squared	0.005700	Mean dependent var	1.75E-07	
Adjusted R-squared	0.003652	S.D. dependent var	0.001490	
S.E. of regression	0.001488	Akaike info criterion	-13.01851	
Sum squared resid	0.004298	Schwartz criterion	-13.00420	
Log likelihood	9915.847	F-statistic	2.783076	
Durbin-Watson stat	2.765108	Prob(F-statistic)	0.025396	

Date: 04/12/99 Time: 17:42

Sample: 1991:01 1998:10

Included observations: 92

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.301	-0.301	8.6018	0.003
		2	-0.269	-0.395	15.538	0.000
		3	0.197	-0.045	19.303	0.000
		4	-0.001	-0.052	19.303	0.001
		5	-0.230	-0.234	24.551	0.000
		6	0.080	-0.142	25.199	0.000
		7	0.127	-0.031	26.852	0.000
		8	-0.136	-0.101	28.756	0.000
		9	0.041	-0.018	28.931	0.001
		10	0.034	-0.083	29.055	0.001
		11	0.038	0.060	29.206	0.002
		12	0.085	0.208	29.992	0.003
		13	-0.217	-0.125	35.132	0.001
		14	0.004	-0.087	35.135	0.001
		15	0.076	-0.081	35.776	0.002
		16	-0.019	0.004	35.817	0.003
		17	-0.071	-0.052	36.398	0.004
		18	0.221	0.122	42.095	0.001
		19	-0.035	0.069	42.241	0.002
		20	-0.218	-0.077	47.972	0.000
		21	0.162	0.017	51.182	0.000
		22	0.044	0.023	51.424	0.000
		23	-0.196	-0.082	56.243	0.000
		24	0.129	0.096	58.353	0.000
		25	-0.063	-0.150	58.858	0.000
		26	0.017	0.032	58.898	0.000
		27	-0.003	-0.073	58.899	0.000
		28	0.030	-0.082	59.017	0.001
		29	-0.019	-0.036	59.068	0.001
		30	0.012	-0.070	59.089	0.001
		31	0.011	0.068	59.107	0.002
		32	-0.100	-0.055	60.555	0.002
		33	0.092	-0.050	61.802	0.002
		34	0.023	0.033	61.880	0.002
		35	-0.068	-0.007	62.590	0.003
		36	0.036	-0.012	62.795	0.004

Date: 04/12/99 Time: 17:44

Sample: 1991:01 1998:10

Included observations: 92

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.075	-0.075	0.5341	0.465
		2 -0.278	-0.285	7.9345	0.019
		3 -0.108	-0.171	9.0623	0.028
		4 -0.105	-0.245	10.148	0.038
		5 0.114	-0.026	11.429	0.044
		6 -0.053	-0.198	11.706	0.069
		7 -0.045	-0.127	11.916	0.103
		8 -0.039	-0.203	12.069	0.148
		9 0.137	0.029	14.022	0.122
		10 0.059	-0.059	14.388	0.156
		11 -0.066	-0.044	14.858	0.189
		12 -0.039	-0.067	15.023	0.240
		13 -0.012	-0.016	15.040	0.305
		14 0.006	-0.075	15.044	0.375
		15 -0.013	-0.058	15.062	0.447
		16 0.023	-0.024	15.124	0.516
		17 0.044	0.033	15.349	0.570
		18 -0.040	-0.071	15.536	0.625
		19 -0.069	-0.105	16.093	0.651
		20 0.046	-0.013	16.342	0.695
		21 -0.062	-0.156	16.806	0.723
		22 -0.011	-0.128	16.823	0.773
		23 0.082	-0.061	17.658	0.776
		24 0.022	-0.049	17.717	0.817
		25 0.053	-0.017	18.083	0.839
		26 0.014	0.009	18.107	0.872
		27 0.027	0.098	18.205	0.897
		28 -0.124	-0.056	20.291	0.854
		29 -0.048	-0.014	20.603	0.873
		30 0.048	0.015	20.919	0.890
		31 -0.032	-0.029	21.062	0.910
		32 -0.016	-0.108	21.101	0.929
		33 0.001	-0.085	21.101	0.946
		34 0.090	-0.007	22.321	0.938
		35 -0.050	-0.159	22.701	0.946
		36 0.043	-0.037	22.981	0.955

LS // Dependent Variable is Y1

Date: 04/12/99 Time: 18:30

Sample: 1991:03 1998:10

Included observations: 92

Excluded observations: 0 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	0.030222	0.014689	2.057432	0.0425
Y(-1)	-0.777052	0.101090	-7.686751	0.0000
R-squared	0.396322	Mean dependent var	-0.005318	
Adjusted R-squared	0.389615	S.D. dependent var	0.171174	
S.E. of regression	0.133733	Akaike info criterion	-4.002314	
Sum squared resid	1.609617	Schwartz criterion	-3.947492	
Log likelihood	55.56410	F-statistic	59.08615	
Durbin-Watson stat	1.853668	Prob(F-statistic)	0.000000	

LS // Dependent Variable is X1

Date: 06/17/99 Time: 02:14

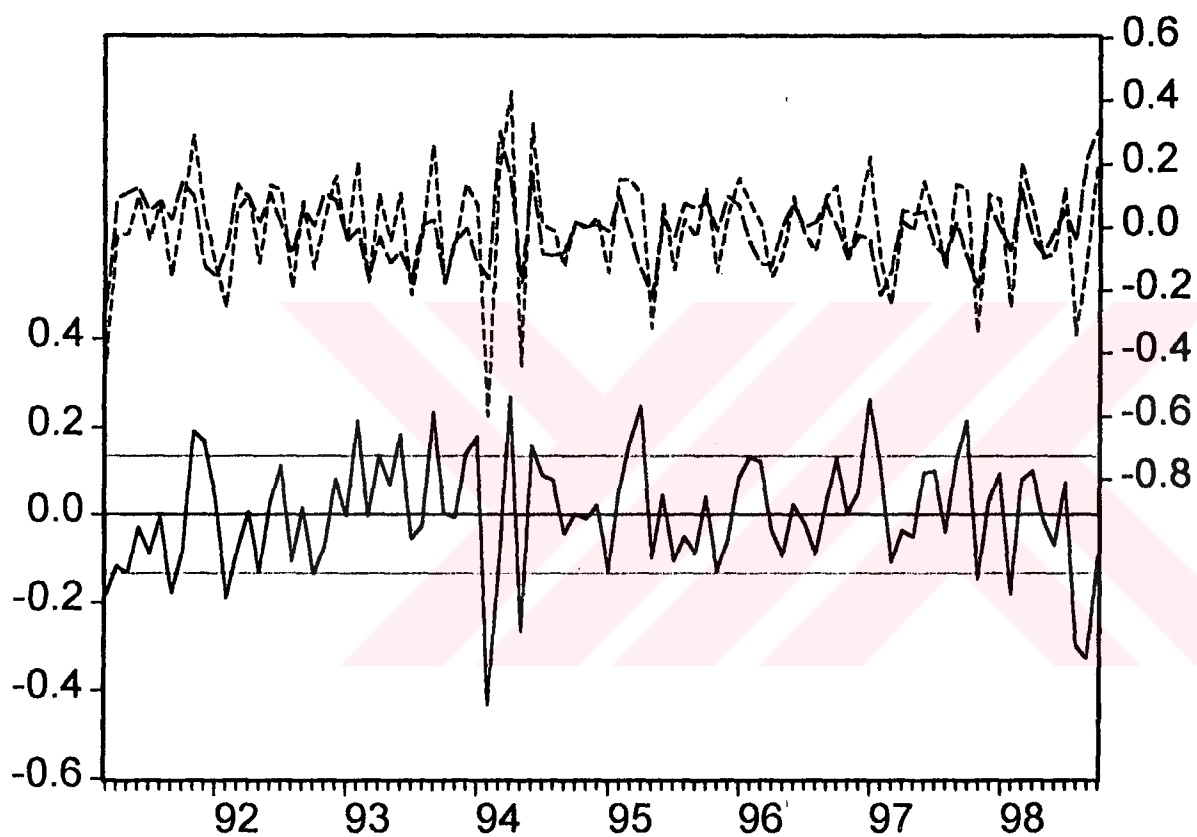
Sample: 1991:03 1998:10

Included observations: 92

Excluded observations: 0 after adjusting endpoints

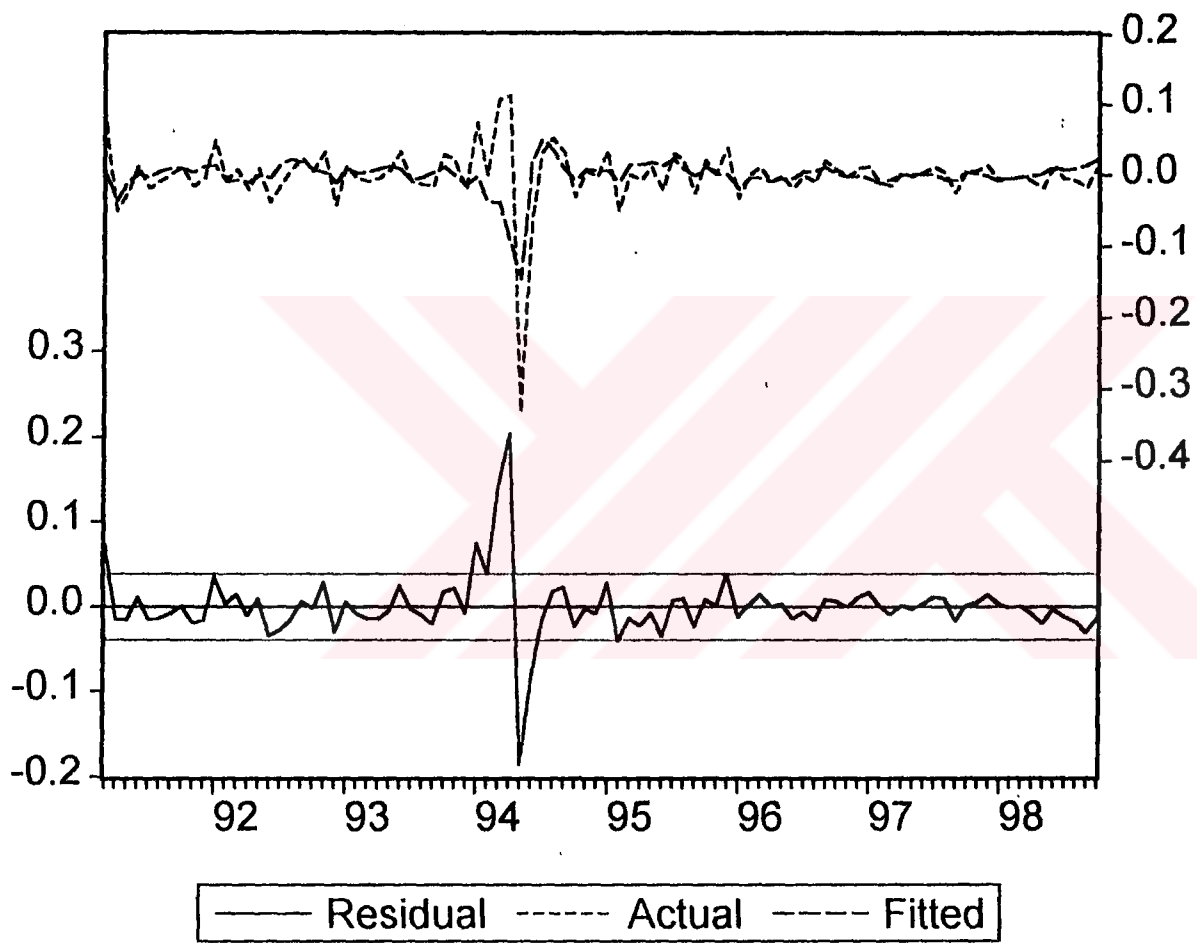
Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	0.035509	0.007925	4.480813	0.0000
X(-1)	-0.511171	0.089708	-5.698161	0.0000
DUM	-0.018328	0.008202	-2.234518	0.0280
R-squared	0.284542	Mean dependent var	-0.000404	
Adjusted R-squared	0.268464	S.D. dependent var	0.045094	
S.E. of regression	0.038569	Akaike info criterion	-6.478535	
Sum squared resid	0.132395	Schwartz criterion	-6.396303	
Log likelihood	170.4703	F-statistic	17.69790	
Durbin-Watson stat	1.688838	Prob(F-statistic)	0.000000	

$\xi_{\text{eul}} - 1$



— Residual - - - - Actual Fitted

Seuil-2



LS // Dependent Variable is Y1

Date: 01/06/99 Time: 22:30

Sample: 1991:04 1998:10

Included observations: 91

Excluded observations: 0 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	0.036356	0.015260	2.382448	0.0194
Y(-1)	-0.851241	0.134731	-6.318078	0.0000
Y1(-1)	0.131597	0.107257	1.226925	0.2231
R-squared	0.379563	Mean dependent var	-0.000808	
Adjusted R-squared	0.365462	S.D. dependent var	0.166536	
S.E. of regression	0.132659	Akaike info criterion	-4.007539	
Sum squared resid	1.548655	Schwartz criterion	-3.924763	
Log likelihood	56.21960	F-statistic	26.91773	
Durbin-Watson stat	1.974944	Prob(F-statistic)	0.000000	

LS // Dependent Variable is Y1

Date: 01/06/99 Time: 22:33

Sample: 1991:04 1998:10

Included observations: 91

Excluded observations: 0 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
Y1(-1)	-0.304850	0.097607	-3.123221	0.0024
R-squared	0.097764	Mean dependent var	-0.000808	
Adjusted R-squared	0.097764	S.D. dependent var	0.166536	
S.E. of regression	0.158186	Akaike info criterion	-3.677043	
Sum squared resid	2.252046	Schwartz criterion	-3.649451	
Log likelihood	39.18203	Durbin-Watson stat	2.291614	

LS // Dependent Variable is X1

Date: 01/06/99 Time: 15:13

Sample: 1991:04 1998:10

Included observations: 91

Excluded observations: 0 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	0.038590	0.008067	4.783718	0.0000
X(-1)	-0.619163	0.100363	-6.169212	0.0000
DUM	-0.015539	0.008031	-1.934851	0.0563
X1(-1)	0.221081	0.100829	2.192623	0.0310
R-squared	0.322657	Mean dependent var	-0.001211	
Adjusted R-squared	0.299300	S.D. dependent var	0.044671	
S.E. of regression	0.037394	Akaike info criterion	-6.529556	
Sum squared resid	0.121650	Schwartz criterion	-6.419188	
Log likelihood	171.9714	F-statistic	13.81435	
Durbin-Watson stat	1.914445	Prob(F-statistic)	0.000000	

LS // Dependent Variable is X1

Date: 01/06/99 Time: 21:11

Sample: 1991:04 1998:10

Included observations: 91

Excluded observations: 0 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
X1(-1)	-0.082804	0.103783	-0.797863	0.4271
DUM	-0.006526	0.006075	-1.074353	0.2856
R-squared	0.017748	Mean dependent var	-0.001211	
Adjusted R-squared	0.006711	S.D. dependent var	0.044671	
S.E. of regression	0.044521	Akaike info criterion	-6.201842	
Sum squared resid	0.176411	Schwartz criterion	-6.146658	
Log likelihood	155.0604	F-statistic	1.608095	
Durbin-Watson stat	1.976823	Prob(F-statistic)	0.208067	

LS // Dependent Variable is Y1

Date: 01/06/99 Time: 23:14

Sample: 1991:03 1998:10

Included observations: 92

Excluded observations: 0 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	-0.005046	0.017662	-0.285698	0.7758
X1	0.671946	0.393804	1.706294	0.0914
R-squared	0.031336	Mean dependent var	-0.005318	
Adjusted R-squared	0.020573	S.D. dependent var	0.171174	
S.E. of regression	0.169404	Akaike info criterion	-3.529436	
Sum squared resid	2.582799	Schwartz criterion	-3.474615	
Log likelihood	33.81173	F-statistic	2.911441	
Durbin-Watson stat	2.386021	Prob(F-statistic)	0.091402	

LS // Dependent Variable is X1

Date: 01/06/99 Time: 23:18

Sample: 1991:03 1998:10

Included observations: 92

Excluded observations: 0 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	-0.000156	0.004655	-0.033604	0.9733
Y1	0.046634	0.027331	1.706294	0.0914
R-squared	0.031336	Mean dependent var	-0.000404	
Adjusted R-squared	0.020573	S.D. dependent var	0.045094	
S.E. of regression	0.044628	Akaike info criterion	-6.197280	
Sum squared resid	0.179251	Schwartz criterion	-6.142458	
Log likelihood	156.5325	F-statistic	2.911441	
Durbin-Watson stat	1.984660	Prob(F-statistic)	0.091402	

LS // Dependent Variable is F1				
Date: 01/07/99 Time: 01:02				
Sample: 1991:04 1998:10				
Included observations: 91				
Excluded observations: 0 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
F(-1)	-1.246157	0.098481	-12.65374	0.0000
R-squared	0.639884	Mean dependent var	0.007313	
Adjusted R-squared	0.639884	S.D. dependent var	0.261571	
S.E. of regression	0.156968	Akaike info criterion	-3.692500	
Sum squared resid	2.217502	Schwartz criterion	-3.664908	
Log likelihood	39.88536	Durbin-Watson stat	2.206129	

LS // Dependent Variable is E1

Date: 01/07/99 Time: 01:45

Sample: 1991:04 1998:10

Included observations: 91

Excluded observations: 0 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
E(-1)	-1.016236	0.102845	-9.881212	0.0000
R-squared	0.520223	Mean dependent var	-0.001032	
Adjusted R-squared	0.520223	S.D. dependent var	0.062863	
S.E. of regression	0.043542	Akaike info criterion	-6.257110	
Sum squared resid	0.170635	Schwartz criterion	-6.229518	
Log likelihood	156.5751	Durbin-Watson stat	1.943737	

LS // Dependent Variable is F1

Date: 01/07/99 Time: 14:29

Sample: 1991:05 1998:10

Included observations: 90

Excluded observations: 0 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
F(-1)	-1.711145	0.154445	-11.07932	0.0000
F1(-1)	0.352541	0.095625	3.686718	0.0004
R-squared	0.678489	Mean dependent var		0.002186
Adjusted R-squared	0.674836	S.D. dependent var		0.258398
S.E. of regression	0.147347	Akaike info criterion		-3.807964
Sum squared resid	1.910569	Schwartz criterion		-3.752413
Log likelihood	45.65391	F-statistic		185.7079
Durbin-Watson stat	2.057834	Prob(F-statistic)		0.000000

LS // Dependent Variable is F1				
Date: 01/07/99 Time: 14:34				
Sample: 1991:08 1998:10				
Included observations: 87				
Excluded observations: 0 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
F(-1)	-2.699891	0.376590	-7.169302	0.0000
F1(-1)	2.921514	0.828503	3.526256	0.0007
F2(-1)	-2.820773	0.875306	-3.222612	0.0018
F3(-1)	1.489651	0.465507	3.200063	0.0020
F4(-1)	-0.315280	0.102754	-3.068313	0.0029
R-squared	0.719770	Mean dependent var		0.002602
Adjusted R-squared	0.706101	S.D. dependent var		0.262390
S.E. of regression	0.142248	Akaike info criterion		-3.844611
Sum squared resid	1.659232	Schwartz criterion		-3.702892
Log likelihood	48.79291	F-statistic		52.65428
Durbin-Watson stat	2.102596	Prob(F-statistic)		0.000000

LS // Dependent Variable is E1

Date: 01/07/99 Time: 14:43

Sample: 1991:05 1998:10

Included observations: 90

Excluded observations: 0 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
E(-1)	-1.265271	0.143231	-8.833809	0.0000
E1(-1)	0.270396	0.099227	2.725023	0.0078
R-squared	0.537695	Mean dependent var	0.000535	
Adjusted R-squared	0.532442	S.D. dependent var	0.061403	
S.E. of regression	0.041986	Akaike info criterion	-6.318849	
Sum squared resid	0.155131	Schwartz criterion	-6.263298	
Log likelihood	158.6437	F-statistic	102.3506	
Durbin-Watson stat	2.116177	Prob(F-statistic)	0.000000	

LS // Dependent Variable is E1

Date: 01/07/99 Time: 14:47

Sample: 1991:07 1998:10

Included observations: 88

Excluded observations: 0 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
E(-1)	-1.880284	0.251065	-7.489221	0.0000
E1(-1)	1.448713	0.420195	3.447714	0.0009
E2(-1)	-0.891539	0.332524	-2.681124	0.0088
E3(-1)	0.222512	0.102960	2.161147	0.0335
R-squared	0.579255	Mean dependent var	-0.000114	
Adjusted R-squared	0.564229	S.D. dependent var	0.061945	
S.E. of regression	0.040892	Akaike info criterion	-6.349260	
Sum squared resid	0.140460	Schwartz criterion	-6.236654	
Log likelihood	158.5009	F-statistic	38.54866	
Durbin-Watson stat	2.011938	Prob(F-statistic)	0.000000	

LS // Dependent Variable is Y2				
Date: 01/08/99 Time: 00:56				
Sample: 1991:05 1998:10				
Included observations: 90				
Excluded observations: 0 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	0.006396	0.017512	0.365205	0.7158
Y2(-1)	0.262489	0.103098	2.546017	0.0127
F(-1)	-1.655246	0.173912	-9.517729	0.0000
R-squared	0.634884	Mean dependent var	0.002628	
Adjusted R-squared	0.626490	S.D. dependent var	0.271798	
S.E. of regression	0.166110	Akaike info criterion	-3.557441	
Sum squared resid	2.400560	Schwartz criterion	-3.474114	
Log likelihood	35.38037	F-statistic	75.64009	
Durbin-Watson stat	2.225203	Prob(F-statistic)	0.000000	

LS // Dependent Variable is Y2				
Date: 01/08/99 Time: 01:33				
Sample: 1991:06 1998:10				
Included observations: 89				
Excluded observations: 0 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	0.007247	0.015081	0.480569	0.6321
F(-1)	-1.737143	0.154164	-11.26818	0.0000
Y2(-1)	0.383741	0.097968	3.916996	0.0002
X2	0.702941	0.279503	2.514971	0.0138
X2(-1)	-1.524494	0.497622	-3.063558	0.0029
X3(-1)	0.549441	0.277580	1.979394	0.0511
R-squared	0.744841	Mean dependent var	0.002549	
Adjusted R-squared	0.729470	S.D. dependent var	0.273337	
S.E. of regression	0.142169	Akaike info criterion	-3.836441	
Sum squared resid	1.677599	Schwartz criterion	-3.668668	
Log likelihood	50.43610	F-statistic	48.45757	
Durbin-Watson stat	2.101643	Prob(F-statistic)	0.000000	

LS // Dependent Variable is X2

Date: 01/08/99 Time: 01:47

Sample: 1991:05 1998:10

Included observations: 90

Excluded observations: 0 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	-0.000402	0.004906	-0.082011	0.9348
X2(-1)	0.159765	0.102695	1.555731	0.1234
E(-1)	-1.203764	0.155600	-7.736254	0.0000
R-squared	0.500343	Mean dependent var	0.000657	
Adjusted R-squared	0.488856	S.D. dependent var	0.065081	
S.E. of regression	0.046529	Akaike info criterion	-6.102599	
Sum squared resid	0.188350	Schwartz criterion	-6.019272	
Log likelihood	149.9125	F-statistic	43.55964	
Durbin-Watson stat	2.162747	Prob(F-statistic)	0.000000	

LS // Dependent Variable is X2				
Date: 01/08/99 Time: 02:07				
Sample: 1991:05 1998:10				
Included observations: 90				
Excluded observations: 0 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	-0.000538	0.004412	-0.122017	0.9032
X2(-1)	0.283611	0.096139	2.950018	0.0041
E(-1)	-1.253897	0.140362	-8.933283	0.0000
Y2	0.079891	0.017209	4.642375	0.0000
R-squared	0.600466	Mean dependent var		0.000657
Adjusted R-squared	0.586529	S.D. dependent var		0.065081
S.E. of regression	0.041848	Akaike info criterion		-6.304001
Sum squared resid	0.150607	Schwartz criterion		-6.192898
Log likelihood	159.9756	F-statistic		43.08359
Durbin-Watson stat	2.107139	Prob(F-statistic)		0.000000

LS // Dependent Variable is Y1

Date: 02/04/99 Time: 14:43

Sample: 1991:03 1998:09

Included observations: 91

Excluded observations: 0 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	0.031083	0.061589	0.504686	0.6152
D2	-0.140172	0.087100	-1.609328	0.1115
D3	-0.060973	0.084334	-0.722992	0.4718
D4	0.047351	0.084334	0.561467	0.5761
D5	-0.174143	0.084334	-2.064914	0.0422
D6	0.080934	0.084334	0.959676	0.3401
D7	-0.047047	0.084334	-0.557864	0.5785
D8	-0.115453	0.084334	-1.368993	0.1749
D9	-0.013034	0.084334	-0.154554	0.8776
D10	-0.010480	0.087100	-0.120320	0.9045
D11	-0.074854	0.087100	-0.859405	0.3927
D12	0.044786	0.087100	0.514194	0.6086
R-squared	0.199720	Mean dependent var	-0.007642	
Adjusted R-squared	0.088288	S.D. dependent var	0.170657	
S.E. of regression	0.162949	Akaike info criterion	-3.506309	
Sum squared resid	2.097644	Schwartz criterion	-3.175206	
Log likelihood	42.41364	F-statistic	1.792310	
Durbin-Watson stat	2.375073	Prob(F-statistic)	0.069230	

LS // Dependent Variable is X1

Date: 02/04/99 Time: 14:56

Sample: 1991:03 1998:09

Included observations: 91

Excluded observations: 0 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	0.020843	0.016997	1.226267	0.2237
D2	-0.032295	0.024038	-1.343518	0.1830
D3	0.000671	0.023275	0.028829	0.9771
D4	-0.019349	0.023275	-0.831334	0.4083
D5	-0.065020	0.023275	-2.793602	0.0065
D6	-0.031795	0.023275	-1.366087	0.1758
D7	-0.017710	0.023275	-0.760928	0.4490
D8	-0.015696	0.023275	-0.674393	0.5020
D9	-0.021752	0.023275	-0.934574	0.3529
D10	-0.014133	0.024038	-0.587944	0.5582
D11	-0.013742	0.024038	-0.571667	0.5692
D12	-0.022239	0.024038	-0.925148	0.3577

R-squared	0.136280	Mean dependent var	-0.000498
Adjusted R-squared	0.016015	S.D. dependent var	0.045335
S.E. of regression	0.044971	Akaike info criterion	-6.081159
Sum squared resid	0.159767	Schwartz criterion	-5.750057
Log likelihood	159.5693	F-statistic	1.133162
Durbin-Watson stat	2.162200	Prob(F-statistic)	0.347580