



**MAKROEKONOMİK GÖSTERGELERİN
HİSSE SENEDİ PİYASASI ÜZERİNDEKİ ETKİLERİ**

**OYA CAN MUTAN
İSTATİSTİKÇİ**

**EKREM ÇANAKÇI
BAŞUZMAN**

YÖNETİCİ ÖZETİ

Hisse senedi piyasalarındaki dalgalanmaların anlaşılması hem piyasada yer alan karar vericilerin hem de yatırımcıların geçmişten bugüne ilgi odağını oluşturmaktadır. Ekonomik faaliyetler üzerinde ciddi etkileri olan bu dalgalanmaların doğru tahmin edilmesinin, yatırımcıların karşılaştıkları riskleri yönetmelerinde ve portföylerini oluşturmalarında kullanabilecekleri önemli bir araç olduğu düşünülmektedir (Corradi *vd.*, 2006).

Hisse senedi piyasalarındaki dalgalanmaların ekonomideki konjonktürel değişimleri belirleyen makroekonomik faktörlerle açıklanıp açıklanamayacağı da ekonomistlerin, yatırımcıların ve bilim adamlarının ilgisini çekmiş ve bu konuda farklı ülkeler için pek çok ampirik çalışma yapılmıştır. Schwert (1989) ve Officer (1973) yaptıkları çalışmalarda piyasa dalgalanmasını nominal ve reel ekonomik değişkenlerin dalgalanmasıyla ilişkilendirmişlerdir. Solnik (1993), Harvey (1993) ve Shiller (1994) bu dalgalanmaların yatırımcıların portföy tercihleri üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Bollerslev, Engle ve Wooldridge (1988) hisse senedi piyasası dalgalanmaları ile ekonominin genel dengesi arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Hisse senedi piyasalarındaki dalgalanmaları makroekonomik faktörlerle ilişkilendiren bazı çalışmalar ise Bollerslev *vd.* (2004), Bollerslev ve Zhou (2005) ve Naceur *vd.* (2007) tarafından yapılmıştır.

Bu çalışmada, makroekonomik gelişmelerin Türk hisse senedi piyasası üzerindeki etkileri incelenmiştir. Makroekonomik değişkenler olarak reel sektörü temsilen sanayi üretim endeksi; parasal boyutu temsilen ise para arzı ve enflasyon kullanılmıştır. Kullanılan veriler aylık bazda ve Ocak 2000 Nisan 2007 tarihi aralığındadır.

Çalışmada, ilk olarak kullanılan seriler, istatistiki açıdan güvenilir sonuçlar elde edebilmek için, gerekli dönüşümler yapılarak analiz edilmeye uygun hale getirilmiştir. Daha sonra, zaman serileri analizleri yardımıyla, endeks getirisinin para arzı, sanayi üretim endeksi ve enflasyonla arasındaki ilişkiyi istatistiksel olarak en iyi şekilde ifade edecek ekonometrik model kurulmuş; modelin bilinmeyen parametreleri tahmin edilmiş ve yorumlanmıştır. Son olarak, gerekli testler uygulanarak varsayımların doğruluğu kontrol edilmiştir.

İÇİNDEKİLER

TABLolar CETVELİ.....	iii
GRAFİKLER CETVELİ.....	iv
BÖLÜM	
1. GİRİŞ	1
2. LİTERATÜR TARAMASI.....	2
3. YÖNTEM.....	7
3.1. Durağan Süreçler için Modeller	7
3.1.1. Durağanlık	7
3.1.2. Beyaz Gürültü Süreci	8
3.1.3. Otoregresif Süreç.....	8
3.1.4. Hareketli Ortalama Süreci.....	9
3.1.5. Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci.....	10
3.1.6. Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonları	11
3.1.7. Otoregresif Dağıtılmış Gecikme (distributed lag) Modelleri.....	13
3.2. Birim Kök Testleri	14
3.2.1. Dickey-Fuller Testi	14
3.2.2. Augmented Dickey-Fuller Testi.....	15
4. AMPİRİK SONUÇLAR	17
4.1. Veri ve Dönüşümü	17
4.2. Kullanılan Değişkenlerin Durağan Hale Getirilmesi	21
4.3. Uygun Model Seçimi	24
4.4. Modelin Uygunluğunun Kontrol Edilmesi.....	27
5. SONUÇ	31
6. KAYNAKLAR.....	32

TABLOLAR CETVELİ

Tablo 4.1.1: Değişkenlerin Betimleyici İstatistikleri.....	19
Tablo 4.2.1: $\log(\text{endeks})$ Değişkeninin Trend Bileşensiz ADF Test Sonucu.....	21
Tablo 4.2.2: $\log(\text{endeks})$ Değişkeninin Trend Bileşenli ADF Test Sonucu.....	21
Tablo 4.2.3: $d\log(\text{endeks})$ Değişkeninin ADF Test Sonucu	22
Tablo 4.2.4: $\log(M1)$ Değişkeninin Trend Bileşensiz ADF Test Sonucu.....	22
Tablo 4.2.5: $\log(M1)$ Değişkeninin Trend Bileşenli ADF Test Sonucu	23
Tablo 4.2.6: $d\log(M1)$ Değişkeninin ADF Test Sonucu	23
Tablo 4.2.7: san Değişkeninin Trend Bileşensiz ADF Test Sonucu	23
Tablo 4.2.8: san Değişkeninin Trend Bileşenli ADF Test Sonucu	24
Tablo 4.2.9: enf Değişkeninin ADF Test Sonucu	24
Tablo 4.3.1: Model Sonuçları.....	26
Tablo 4.4.1: Artık Değerlerin Betimleyici İstatistikleri ve Jarque-Bera Normallik Testi Sonuçları	28
Tablo 4.4.2: Artık Değerlerin Korelogramı	29
Tablo 4.4.3: Breusch-Godfrey LM Testi Sonuçları	30
Tablo 4.4.4: ARCH Testi Sonuçları	31

GRAFİKLER CETVELİ

Grafik 4.1.1: <i>endeks</i> Değişkeninin Zaman Serisi Grafiği	19
Grafik 4.1.2: <i>enf</i> Değişkeninin Zaman Serisi Grafiği	19
Grafik 4.1.3: <i>m1</i> Değişkeninin Zaman Serisi Grafiği	19
Grafik 4.1.4: <i>san</i> Değişkeninin Zaman Serisi Grafiği.....	19
Grafik 4.1.5: <i>log(endeks)</i> Değişkeninin Zaman Serisi Grafiği.....	20
Grafik 4.1.6: <i>log(m1)</i> Değişkeninin Zaman Serisi Grafiği	20
Grafik 4.2.1: <i>dlog(endeks)</i> Değişkeninin Zaman Serisi Grafiği	22
Grafik 4.2.2: <i>dlog(m1)</i> Değişkeninin Zaman Serisi Grafiği	23
Grafik 4.3.1: <i>dlog(endeks)</i> Değişkeninin Kutu-Çizgi Grafiği	25

MAKROEKONOMİK GÖSTERGELERİN HİSSE SENEDİ PİYASASI ÜZERİNDEKİ ETKİLERİ

1. GİRİŞ

Bir ekonomide iyi işleyen finansal sistemin üstlendiği rol tartışılmazdır. Bu durum, finansal sistemin bir parçası olan hisse senedi piyasalarının ve bu piyasaların gelişimini sağlayan faktörlerin araştırılmasını gerekli kılmaktadır. Literatürde hisse senedi piyasalarındaki gelişmenin uzun dönem ekonomik büyümeyi hızlandırdığını gösteren pek çok ampirik çalışma mevcuttur. Bu çalışmalardan bazıları Singh (1997) ve Levine ve Zervos (1998) tarafından yapılmıştır. Levine ve Zervos (1998) çalışmalarında hisse senedi piyasası derinliği ile ekonomik büyüme arasında pozitif yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olduğunu tespit etmişlerdir (Garcia ve Liu, 1999).

Hisse senedi piyasalarındaki dalgalanmaları belirleyen faktörlerin iyi anlaşılması sermaye piyasası aktörleri ve şirketler finansmanı açısından da büyük önem taşımaktadır. İlişkilerin doğru bir şekilde belirlenmesinin maruz kalınacak finansal risk miktarını düşürecek olması bu konuyu piyasa aktörlerinin ilgi odağı haline getirmektedir. Bu yüzden, pek çok araştırmacı makroekonomik değişkenlerle hisse senedi piyasalarındaki dalgalanmalar arasındaki ilişkiyi incelemiştir (Errunza ve Hogan, 1998; Schwert, 1989). Schwert (1989) ve Officer (1973) piyasa dalgalanmasını nominal ve reel ekonomik değişkenlerin dalgalanmasıyla ilişkilendirmiş, Schwert (1989) bu dalgalanmanın konjonktür dalgalanmalarla alakalı olduğunu bulmuştur.

Literatürde Amerika, Avrupa ve Japonya gibi gelişmiş hisse senedi piyasaları üzerine yapılmış çalışmaların sayısı oldukça fazladır. Ancak, araştırma konusu gelişmekte olan ülkeler olduğunda bu sayının düştüğü görülmektedir. Bu çalışmada, makroekonomik gelişmelerin Türk hisse senedi piyasası üzerindeki etkilerini incelemek ve bu etkiyi istatistiksel olarak en iyi şekilde ifade edecek ekonometrik modeli kurmak amaçlanmıştır.

Modelde bağımlı değişken olarak İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) Ulusal-100 Endeksi; makroekonomik değişkenler olarak ise Errunza ve Hogan (1998)'de olduğu gibi reel sektörü temsilen sanayi üretim endeksi; parasal yönü temsilen ise para arzı ve enflasyon kullanılmıştır. Veriler aylık bazda olup Ocak 2000 Nisan 2007 arasındaki dönemi kapsamaktadır.

Araştırma raporunun geri kalanı şu şekilde düzenlenmiştir. Bölüm 2'de literatürde yeralan makroekonomik değişkenlerle hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkileri farklı ülkeler için inceleyen araştırmalardan bahsedilmiştir. Bölüm 3'de başarılı bir öngörü için kurulabilecek bazı zaman serileri modellerine değinilmiştir. Ampirik sonuçları içeren 4. Bölüm'de ise, kullanılan seriler hakkında bilgi verilmiş, gerekli dönüşümler uygulanarak seriler modellenmeye uygun hale getirilmiştir. Daha sonra zaman serileri analizleri yardımıyla, endeksin para arzı, sanayi üretim endeksi ve enflasyonla arasındaki ilişkiyi en iyi şekilde ifade edecek model kurulmuş; kurulan istatistiksel modeldeki bilinmeyen parametreler tahmin edilmiş ve yorumlanmıştır. Bu bölümde aynı zamanda modelin uygun olmasını sağlayan varsayımların doğruluğu da kontrol edilmiştir. Son olarak, Bölüm 4'te ise çalışmanın sonuçlarına değinilmiştir.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Hisse senedi piyasasındaki dalgalanmaları belirleyen faktörlerin iyi anlaşılması sermaye piyasaları açısından büyük önem taşımaktadır. Geçmişten bugüne faiz oranı, döviz kuru, para arzı, sanayi üretimi ve enflasyon gibi bazı makroekonomik değişkenlerin hisse fiyatlarını belirleyici etkileri olduğu düşünülmüş, bu konular üzerine farklı ülkeler için pek çok çalışma yapılmıştır. Chen *vd.* (1986), Ross (1976)'nın geliştirdiği Arbitraj Fiyatlandırma Teorisini (APT) kullanarak Amerikan hisse senedi piyasasını makroekonomik değişkenlerle ilişkilendiren bir çalışma yapmış; sanayi üretimindeki artışın getiriyi artırıcı, enflasyondaki artışın ise azaltıcı bir etkisi olduğu sonucuna varmışlardır.

Bollerslev, Engle ve Wooldridge (1988) yaptıkları çalışmada Engle, Lilien ve Robins (1987)'in kullandığı metodun bir başka versiyonu olan çok değişkenli genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (GARCH) metodunu kullanmışlar, Amerikan hisse senedi

piyasası dalgalanmaları ile ekonominin genel dengesi arasındaki ilişkiyi incelemiştir. İlgilendikleri verinin periyodu 3 aylık olup 1959:01 – 1984:02 arasındadır. Benzer bir konu French, Schwert ve Stambaugh (1986) ve Poterba ve Summers (1986) tarafından da işlenmiştir.

Schwert (1989) ve Officer (1973) Amerika üzerine yaptıkları çalışmalarda piyasa dalgalanmasını nominal ve reel ekonomik değişkenlerin dalgalanmasıyla ilişkilendirmişlerdir. Schwert (1989) Amerikan hisse senedi piyasalarındaki dalgalanmalarla makroekonomik dalgalanmalar ve iktisadi faaliyetler arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Kullandığı değişkenler endeks, kısa ve uzun dönem faiz oranları, enflasyon, hisse senedi piyasası işlem hacmi, sanayi üretim endeksi ve para arzıdır. Veriler aylık bazda ve 1857 – 1987 yılları arasındadır. Schwert (1989) çalışmasının sonucunda, Officer (1973)'te de belirtildiği gibi, ekonomik serilerin özellikle 1929 – 1939 yılları arasındaki Büyük Buhran döneminde çok oynak olduğunu tespit etmiş, hisse senedi piyasasındaki dalgalanmaların konjonktür dalgalanmalarla alakalı olduğunu bulmuş, ancak Amerikan hisse senedi piyasası ve ekonomisi arasında güçlü bir sistematik bağıntı kuramamış ve makroekonomik dalgalanmaların hisse senedi piyasalarındaki dalgalanmaları tahmin etmekte kullanılamayacağı sonucuna varmıştır.

Solnik (1993), Harvey (1993a) ve Shiller (1994) hisse senedi piyasalarındaki dalgalanmaların yatırımcıların portföy tercihleri üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Demirgüç – Kunt ve Levine (1996), Singh (1997) ve Levine ve Zervos (1998) ise araştırmaları sonucunda hisse senedi piyasalarındaki gelişmenin ekonomik büyümeyi tahmin etmekte önemli bir rol üstlendiğini saptamışlardır. Bu konudaki bir diğer çalışma da Aylward ve Glen (2000) tarafından yapılmıştır. Aylward ve Glen (2000) on beşi geliştirmekte olan olmak üzere yirmi üç ülke için hisse senedi piyasası fiyatlarını kullanarak gelirdeki, tüketimdeki ve yatırımdaki artışı kestirmeye çalışmışlardır.

Liljebloom ve Stenius (1997) Finlandiya için hisse senedi piyasası ve makroekonomik dalgalanmalar arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. Kullandıkları veri aylık bazda olup 1920 – 1991 yılları arasındaki dönemi kapsamaktadır. Uygulamalarında GARCH metodunu kullanmışlar, hisse senedi piyasası dalgalanmaları ile makroekonomik dalgalanmalar arasında çift yönlü bir ilişki tespit etmişlerdir.

Özçam (1997) Türkiye hisse senedi piyasası ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Kullandığı verilerin periyodu aylık ve 1987:02 – 1995:07 arasındadır. Makroekonomik değişkenler olarak sanayi üretim endeksini, tüketici fiyat endeksini, hazine bonusu faiz oranlarını, para arzını, bütçe dengesini, döviz kurunu ve cari işlemler dengesini kullanmıştır. Analizlerinde görünüşte ilişkisiz regresyon (SUR) modelini uygulamıştır.

Errunza ve Hogan (1998) yedi gelişmiş Avrupa hisse senedi piyasasını, İngiltere, Almanya, Fransa, İtalya, İsviçre, Hollanda ve Belçika'yı (azalan piyasa kapitalizasyonuna göre) ve bunların makroekonomik değişkenlerle arasındaki ilişkileri incelemiştir. Çıkan sonuçları Schwert (1989) ile kıyaslayarak Amerika ve Avrupa piyasaları arasındaki farkları ve benzerlikleri tartışmışlardır. Kullanılan verilerin dönemi aylık olup 1959:01–1993:03 arasındadır. Kullandıkları makroekonomik değişkenler reel sektörü temsilen sanayi üretim endeksi; parasal faktörü temsilen ise para arzı ve enflasyondur. Analiz sonuçlarının Schwert (1989) ile karşılaştırılabilir olabilmesi için iki aşamalı en küçük kareler yöntemini kullanmışlardır. Çalışmalarının sonucunda, Almanya ve Fransa için hisse senedi piyasalarındaki dalgalanmalar ile para arzı arasında bir ilişki olduğunu görmüşlerdir. İtalya ve Hollanda için ise endeks getirisini modellerken sanayi üretim endeksinin kullanılabileceği kararına varmışlar, bu iki ülkenin reel sektör değişimlerine karşı parasal değişimlerden daha hassas olduklarını belirtmişlerdir. Buna ilaveten, ilişkileri incelerken vektör otoregresyon (VAR) modelini kurmuşlardır. Ancak, geri kalan ülkeler, İngiltere, İsviçre ve Belçika için ise makroekonomik değişkenlerin hisse senedi piyasalarındaki dalgalanmaları tahmin etmekte yetersiz kaldıklarını sonucunu çıkarmışlardır.

Benzer bir şekilde Cheung ve Lai (1999) ise üç Avrupa ülkesinin, Almanya, Fransa ve İtalya'nın, hisse senedi piyasalarındaki uzun dönem toplu hareketlerini incelemiş ve bu hareketleri para arzı, sanayi üretim endeksi gibi makroekonomik değişkenlerle ilişkilendirip ilişkilendiremeyeceklerini araştırmışlardır. Yine Cheung ve Ng (1998), Johansen eş-bütünleme tekniğini kullanarak beş ülkenin borsa endeksi ile reel petrol fiyatları, reel tüketim ve reel üretim gibi faaliyetlerini de içeren toplam reel faaliyetler arasındaki uzun dönem ilişkiyi incelemiştir.

Kearney ve Daly (1998) Avustralya için hisse senedi piyasası getirilerinin konjonktür dalgalanmalardan ne kadar etkilendiğini tetkik etmişlerdir. Verileri aylık bazda olup 1972:07

– 1994:01 arasındadır. Kullandıkları değişkenler Avustralya hisse senedi piyasası getirileri, faiz oranları, enflasyon, para arzı, sanayi üretim endeksi ve cari açığıdır. Analizlerinde genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemini kullanmışlardır.

Garcia ve Liu (1999) çalışmalarında hisse senedi piyasası gelişmişlik ölçütlerinden biri olan piyasa kapitalizasyonunu araştırmışlardır. Yedi Latin Amerika, altı Doğu Asya, iki de gelişmiş ülkeden oluşan on beş ülkenin verilerini 1980 – 1995 yıllarını kapsayan bir dönem için kullanmışlardır. Bu ülkeler Amerika, Arjantin, Brezilya, Endonezya, Filipinler, Japonya, Kolombiya, Kore, Malezya, Meksika, Peru, Şili, Tayland, Tayvan ve Venezuela'dır. Piyasa kapitalizasyonunun tayin edicileri olarak hisse senedi piyasası derinliğini, enflasyon seviyesini, reel geliri ve tasarruf oranını kullanmışlardır. Analizlerinde panel regresyon teknikleri kullanmış, çalışmaları sonucunda, Doğu Asya ve Latin Amerika ülkeleri arasında bazı farklılıklar gözlenirse de, enflasyon oranı dışındaki değişkenlerin piyasa kapitalizasyonunun önemli tahmin edicileri oldukları sonucuna varmışlardır.

Fifield *vd.* (2002) 1987 – 1996 yılları için gelişmekte olan on üç hisse senedi piyasası ile küresel ve yerel ekonomik faktörler arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Yerel değişkenler olarak gayri safi yurtiçi hasılayı (GSYH), enflasyonu, faiz oranlarını; küresel değişkenler olarak da dünya sanayi üretimini ve dünya enflasyonunu almışlardır. Çalışmaları sonucunda her iki grubun da gelişmekte olan hisse senedi piyasası getirileri üzerinde önemli rolleri olduğuna karar vermişlerdir.

İslam (2003) Kuala Lumpur hisse senedi piyasası getirisi ile dört makroekonomik değişken arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkisini incelemiştir. Kullandığı veri aylık bazda ve 1990:01 – 2002:06 arasındadır. Araştırmaya katılan makroekonomik değişkenler faiz oranı, enflasyon oranı, döviz kuru ve sanayi üretimidir. Kurduğu modelin 1997 Asya finansal krizinin etkilerini de içerebilmesi için modele bir de kukla değişken katmıştır. İslam (2003) analizleri sonucunda makroekonomik değişkenlerle hisse senedi piyasası arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu saptamıştır.

Engle ve Rangel (2004) gelişmiş ve gelişmekte olan elli ülkenin hisse senedi piyasalarındaki dalgalanmalarını Spline - GARCH metodunu kullanarak araştırmışlardır. Verileri günlük bazda olup elli yıllık bir dönemi kapsar. Çalışmalarında, dalgalanmaları etkileyeceği düşünülen makroekonomik faktörler olarak GSYH büyümesini, enflasyonu ve

kısa dönem faiz oranlarını kullanmışlardır. Çalışmaları sonucunda yüksek enflasyonun ve düşük büyüme hızının dalgalanmaları arttırdığını ve de bu dalgalanmaların gelişmekte olan ülkelerde daha yüksek boyutlarda seyrettiğini tespit etmişlerdir. Benzer bir çalışma da Engle *vd.* (2007) tarafından GARCH – MIDAS yöntemi kullanılarak yapılmıştır.

Walti (2005) çalışmasında on beş gelişmiş ülkenin hisse senedi piyasa getirileri ve bunların temelini oluşturan makroekonomik değişkenleri incelemiştir. Veriler 1973 – 1997 yılları arasındadır. Açıklayıcı değişken olarak ticari ilişkilerin yoğunluğu, ülkeler arasındaki finansal açıklık derecesi ve döviz kuru rejiminin içeriği kullanılmıştır.

Gan *vd.* (2006) 1990:01 – 2003:01 dönemi için Yeni Zelanda borsa endeksi ve makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi eş-bütünleme testleri kullanarak araştırmışlardır. Kullandıkları bazı makroekonomik değişkenler enflasyon oranı, döviz kuru, GSYH, para arzı, uzun ve kısa dönem faiz oranları ile petrolün yurtiçi perakende fiyatlarıdır.

Döpke *vd.* (2006) Almanya hisse senedi piyasasındaki dalgalanmaları hem gerçek zamanlı hem de uyarlanmış aylık makroekonomik veriler kullanarak tahmin etmeyi amaçlamışlar ve elde ettikleri iki sonucu belli kriterlerden faydalanarak karşılaştırmışlardır. Kullandıkları veri setinin dönemi 1994 – 2005 yılları arasındadır. Makroekonomik değişkenler olarak sanayi üretim endeksi, tüketici fiyat endeksi ve üretim açığını kullanmışlardır. Çalışmalarının sonucunda gerçek zamanlı verilere dayalı tahminlerinin uyarlanmış veriler kullanılarak elde edilen tahminlerle karşılaştırılabilir olduğunu görmüşlerdir.

Hisse senedi piyasalarındaki dalgalanmaları makroekonomik faktörlerle ilişkilendiren bazı önemli son dönem çalışmaları da Bollerslev *vd.* (2004), Bollerslev ve Zhou (2005) ve Naceur *vd.* (2007)'ye aittir. Naceur *vd.* (2007) çalışmalarında on iki Orta Doğu ve Kuzey Afrika ülkesi verileri ile dengeli olmayan panel data analizi yapmışlardır. Araştırmalarının sonucunda bazı politik çıkarımlarda bulunmuşlar; bu bölgedeki hisse senedi piyasalarını iyileştirmek için tasarrufların uygun teşviklerle arttırılması, hisse senedi piyasası likiditesinin ve finansal aracılığın iyileştirilmesi ve de enflasyonun kontrol altına alınması gerektiğini savunmuşlardır.

3. YÖNTEM

Bu bölümde başarılı bir öngörü için kurulabilecek bazı zaman serileri modellerinden bahsedilmektedir. Bölüm 3.1’de durağanlık kavramı ve bazı durağan süreçler; Bölüm 3.2’de ise Dickey-Fuller ve Augmented Dickey-Fuller birim kök testleri anlatılmaktadır.

3.1. Durağan Süreçler için Modeller

3.1.1. Durağanlık

İstatistiksel özellikleri zaman içerisinde sabit kalan seriye durağan denilmektedir. Bir başka deyişle, farklı iki zaman dilimi için serinin örneklem ortalamasının, varyansının ve kovaryansının aynı olması serinin durağan olduğunu göstermektedir. Yani, durağan olabilmesi için y_t zaman serisinin her t ve $t-k$ değeri için aşağıdaki koşulları sağlaması gerekmektedir:

$$\begin{aligned} E(y_t) &= E(y_{t-k}) = \mu, \\ E[(y_t - \mu)^2] &= E[(y_{t-k} - \mu)^2] = \sigma_y^2 = \gamma_0, \quad [\text{var}(y_t) = \text{var}(y_{t-k}) = \sigma_y^2] \\ E[(y_t - \mu)(y_{t-k} - \mu)] &= E[(y_{t-j} - \mu)(y_{t-j-k} - \mu)] = \gamma_k. \end{aligned} \quad (3.1.1.1)$$

Eşitlik (3.1.1.1)’deki μ , γ_0 ve γ_k değerleri sonlu ve zamana bağlı olmayan rakamlardır.

Durağan bir sürecin otokorelasyonu eşitlik (3.1.1.2)’deki gibi tanımlanmaktadır.

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}. \quad (3.1.1.2)$$

Bu korelasyon değerleri serinin kısa dönem dinamik ilişkisini (y_t ve y_{t-k} ($k \geq 1$) arasındaki) göstermektedir (Hamilton, 1994; Heij vd., 2004).

3.1.2. Beyaz Gürültü Süreci

Bir beyaz gürültü süreci birbiri ile korele olmayan ortalaması 0, varyansı sabit (σ^2) değişkenler serisinden oluşmakta, $WN(0, \sigma^2)$ şeklinde ifade edilmektedir. Varyansının sonlu olması serinin durağan olduğunu göstermektedir.

3.1.3. Otoregresif Süreç

Eşitlik (3.3.3.1)'deki gibi ifade edilen y_t sürecine otoregresif (AR) süreç denmektedir.

$$y_t = \alpha + \pi_1 y_{t-1} + \pi_2 y_{t-2} + \dots + \varepsilon_t. \quad (3.1.3.1)$$

Burada $\varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$ 'dir. Eğer (3.1.3.1)'deki regresyon modeline y_t serisinin p tane geçmiş değeri dahil edilirse, eşitlik (3.1.3.2)'de gösterilen $AR(p)$ serisi elde edilmektedir.

$$y_t = \alpha + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad t = p+1, 2, \dots, n \quad (3.1.3.2)$$

$\varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$, $E[\varepsilon_t y_{t-k}] = 0$ $k \geq 1$, α ve ϕ bilinmeyen parametrelerdir.

AR modelleri gösterimlerinde kolaylık sağlaması açısından L gecikme operatörü kullanılabilir. $Ly_t = y_{t-1}$, $L^k y_t = y_{t-k}$ 'dir. Bu durumda $AR(p)$ modeli eşitlik (3.1.3.3)'teki gibi yazılabilmektedir.

$$\phi(L)y_t = \alpha + \varepsilon_t, \quad \phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p. \quad (3.1.3.3)$$

Durağan bir $AR(p)$ süreci eşitlik (3.1.3.4)'teki α_k 'ların ($k = 1, \dots, p$) mutlak değerlerinin 1'den küçük eşit olmasını gerektirmektedir. Yani, kompleks düzlemde $\phi(z) = 0$ eşitliğinin tüm kökleri birim çemberin dışında yer almalıdır.

$$\phi(z) = (1 - \alpha_1 z)(1 - \alpha_2 z) \dots (1 - \alpha_p z) \quad (3.1.3.4)$$

Yukarıdaki bilgiler ışığında durağan bir $AR(p)$ sürecinin ($|\phi_1| < 1$) varyansı ve otokorelasyon değerleri sırasıyla eşitlik (3.1.3.5) ve (3.1.3.6)'da verilmektedir.

$$\gamma_0 = \frac{\sigma^2}{1 - \phi^2}, \quad (3.1.3.5)$$

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \phi^k. \quad (3.1.3.6)$$

Korelasyon değerlerinin k sonsuza giderken 0'a yaklaşma hızı ϕ değerine bağlıdır. Eğer ϕ katsayısı 1'e çok yakınsa, korelasyon değerleri 0'a çok yavaş yaklaşır. ϕ katsayısının 1 olması ise sürecin durağan ve sabit varyanslı olmadığını gösterir.

Eşitlik (3.1.3.2)'deki α sabiti serinin ortalamasının 0'dan farklı olmasını sağlamaktadır. $AR(p)$ sürecinin ortalaması,

$$\mu = E[y_t] = \alpha / \phi(1), \quad (3.1.3.7)$$

$\phi(1) = 1 - \sum_{k=1}^p \phi_k$ olmaktadır. $\phi(1) = 0$ olması ise, $\phi(z)$ polinomunun $z=1$ 'de bir kökü (birim kök) olduğunu göstermekte ve sürecin ortalamasını tanımsız hale getirmektedir (Enders, 1995; Heij vd., 2004; Verbeek, 2002).

3.1.4. Hareketli Ortalama Süreci

Eşitlik (3.1.4.1)'deki gibi ifade edilen y_t sürecine hareketli ortalama (MA) süreci denmektedir.

$$y_t = \alpha + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots \quad (3.1.4.1)$$

Burada $\varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$ 'dir. Eğer (3.1.4.1)'deki regresyon modeline ε_t serisinin q tane geçmiş değeri dahil edilirse, eşitlik (3.1.4.2)'de gösterilen MA(q) serisi elde edilmektedir.

$$y_t = \alpha + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}. \quad (3.1.4.2)$$

$\varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$. Her zaman durağan olan MA(q) sürecinin ortalaması, varyansı ve kovaryansı eşitlik (3.1.4.3)'te verilmektedir.

$$\begin{aligned} \mu &= E[y_t] = \alpha, \\ \gamma_0 &= \sigma^2 \left(1 + \sum_{j=1}^q \theta_j^2 \right), \\ \gamma_k &= \sigma^2 \left(\theta_k + \sum_{j=k+1}^q \theta_j \theta_{j-k} \right), \quad k \leq q \text{ ve } \gamma_k = 0 \quad k > q \text{ için.} \end{aligned} \quad (3.1.4.3)$$

Bir MA modelinde y_t serisi ε_t değerlerinin mevcut ve geçmiş değerleri cinsinden ifade edilmektedir. MA modelinin otoregresif model (sonsuz dereceli) olarak ifade edilebilmesi için ise bu modelin (eşitlik (3.1.4.2)'deki parametrelere bazı kısıtlar getirerek) tersinin alınabilmesi gerekmektedir. Eşitlik (3.1.4.4)'teki MA polinomunun,

$$\theta(z) = (1 - \beta_1 z)(1 - \beta_2 z) \dots (1 - \beta_q z), \quad (3.1.4.4)$$

tersinin alınabilmesi için ise tüm $j = 1, 2, \dots, q$ değerleri için $|\beta_j| < 1$ olması şartı aranmaktadır (Heij vd., 2004; Lütkepohl ve Kratzig, 2004).

3.1.5. Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci

AR(p) ve MA(q) süreçlerinin birleşiminden oluşan otoregresif hareketli ortalama ARMA(p, q) süreci eşitlik (3.1.5.1)'de verilmiştir.

$$\phi(L)y_t = \alpha + \theta(L)\varepsilon_t. \quad (3.1.5.1)$$

Burada, AR polinomu $\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$, MA polinomu $\theta(L) = 1 + \theta_1 L + \dots + \theta_q L^q$ ve $\varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$. ARMA modelinin özel durumları olan AR(p) ve MA(q) modelleri sırasıyla ARMA($p,0$) ve ARMA($0,q$) şeklinde de ifade edilebilmektedir.

Eşitlik (3.1.5.2) sürecin ortalamasını göstermektedir.

$$\mu = E[y_t] = \alpha / \phi(1) . \quad (3.1.5.2)$$

ARMA sürecinin durağan olabilmesi için (AR süreçlerinde olduğu gibi) $\phi(z) = 0$ 'ın tüm köklerinin birim çemberin dışında yer alması gerekmektedir. Benzer şekilde, $\theta(z) = 0$ 'ın tüm köklerinin birim çemberin dışında olması da (MA süreçlerinde olduğu gibi) ARMA sürecini terslenebilir hale getirmektedir (Heij vd., 2004; Harvey, 1993b) .

3.1.6. Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonları

Otokorelasyon Fonksiyonu

Serinin gelecek hareketlerinin tahmin edilmesinde kilit önem taşıyan otokorelasyon fonksiyonu (ACF) eşitlik (3.1.6.1)'deki otokorelasyonlardan oluşmaktadır.

$$\rho_k = \text{corr}(y_t, y_{t-k}) = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}, \quad (3.1.6.1)$$

$$\gamma_k = \gamma_{-k}, \rho_k = \rho_{-k} \text{ ve } \rho_0 = 1.$$

Durağan ve tersi alınabilir bir ARMA(p,q) sürecinin ACF'sini inceleyelim. $\phi(z)$ üzerindeki durağanlık koşuluna göre y_t, ε_{t-k} 'ların, $k \geq 0$ lineer bir fonksiyonu olarak ifade edilebilmektedir.

$$y_t = \mu + \varepsilon_t + \psi_1 \varepsilon_{t-1} + \psi_2 \varepsilon_{t-2} + \dots \quad (3.1.6.2)$$

$\varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$. Eşitlik (3.1.6.2) $y_t = \mu + \psi(L)\varepsilon_t$, $\psi(z) = \sum \psi_k z^k$, $\psi_0 = 1$ şeklinde de yazılabilmekte, ACF eşitlik (3.1.6.3)'teki gibi hesaplanabilmektedir.

$$\gamma_k = E[(y_t - \mu)(y_{t-k} - \mu)] = E\left[\sum_{j=0}^{\infty} \psi_j \varepsilon_{t-j} \sum_{h=0}^{\infty} \psi_h \varepsilon_{t-k-h}\right] = \sigma^2 \sum_{h=0}^{\infty} \psi_{k+h} \psi_h \quad (3.1.6.3)$$

MA Sürecinin Otokorelasyonlara Dayanarak Tanımlanması

MA(q) sürecinde ε_t terimleri arasındaki korelasyon sıfırdır. Bu durumda ACF aşağıdaki özelliği göstermektedir.

$$\rho_k = 0, \quad k > q \text{ için.}$$

Yani, MA(q) sürecinin ACF'sinin kesim (cut-off) noktasının q olduğu bilinmektedir. Buna göre ACF kullanılarak MA modellerinin q değeri tespit edilebilmektedir (Heij vd., 2004; Cameron, 2005).

AR Sürecinin Kısmi Otokorelasyonlara Dayanarak Tanımlanması

Bir AR sürecinde ACF 0'a üstel olarak yaklaşmaktadır. Ancak, AR modellerinin derecelerinin ACF kullanılarak tahmin edilmesi zor olacağından ötürü bu durumlarda kısmi otokorelasyon fonksiyonu (PACF) kullanılmaktadır. k . gecikmedeki kısmi otokorelasyon, ϕ_{kk} , aradaki y_{t-j} ($1 \leq j \leq k-1$) değerden kaynaklanan korelasyon giderildikten sonra elde edilen korelasyon olarak tanımlanmaktadır. ϕ_{kk} aynı zamanda eşitlik (3.1.6.4) regresyon modelinden elde edilebilmektedir.

$$y_t = \alpha + \phi_{k1}y_{t-1} + \phi_{k2}y_{t-2} + \dots + \phi_{kk}y_{t-k} + w_t. \quad (3.1.6.4)$$

AR(p) modeli için PACF'in özelliği aşağıda belirtilmektedir.

$$\phi_{kk} = 0, \quad k > p \text{ için.}$$

Yani, AR(p) sürecinin PACF'sinin kesim (cut-off) noktasının p olduğu bilinmektedir. Buna göre PACF kullanılarak AR modellerinin p değeri tespit edilebilmektedir (Heij vd., 2004; Cameron, 2005).

Örneklem (Kısmi) Otokorelasyonları

Pratikte kısmi otokorelasyonlar bilinmemekte ve gözlenen seriden tahmin edilmektedir. Örneklem otokorelasyon fonksiyonu (SACF), ACF'deki ρ_k değerlerinin örneklem korelasyon değerleri (3.1.6.5) ile değiştirilmesinden elde edilmektedir.

$$r_k = \frac{\sum_{t=k+1}^n (y_t - \bar{y})(y_{t-k} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2}, \quad (3.1.6.5)$$

$\bar{y} = \sum_{t=1}^n y_t / n$, serinin örneklem ortalamasını temsil etmektedir. Örneklem kısmi otokorelasyon fonksiyonuna (SPACF) ise, ϕ_{kk} değerlerinin (3.1.6.4)'teki regresyon modelinden elde edilen $\hat{\phi}_{kk}$ değerleri ile değiştirilmesi sonucunda ulaşılmaktadır (Heij vd., 2004).

3.1.7. Otoregresif Dağıtılmış Gecikme (distributed lag) Modelleri

Şimdiye kadar y_t değişkeni, kendinin ve hata teriminin gecikmeli değerleri kullanılarak açıklanmaya çalışılmıştır. Ancak, y_t 'yi açıklamada ARMA(p, q) modelinin yanısıra açıklayıcı değişkenlerden ve onların gecikmeli değerlerinden de faydalanılabilmektedir (eşitlik 3.1.7.1).

$$y_t = \alpha + \sum_{k=1}^p \phi_k y_{t-k} + \sum_{k=0}^r \beta_k x_{t-k} + \sum_{k=1}^q \theta_k \varepsilon_{t-k} + \varepsilon_t. \quad (3.1.7.1)$$

Eğer (3.1.7.1)'de MA kısmı olmazsa ($q=0$) modele otoregresif dağıtılmış gecikme modeli denmekte ve $ADL(p,r)$ şeklinde ifade edilmektedir (eşitlik 3.1.7.2). Burada unutulmaması gereken nokta ADL modelinde birden fazla açıklayıcı değişken de kullanılabilir. (Heij vd., 2004).

$$\phi(L)y_t = \alpha + \beta(L)x_t + \varepsilon_t. \quad (3.1.7.2)$$

$\phi\left(z = 1 - \sum_{k=1}^p \phi_k z^k\right)$, $\beta(z) = \sum_{k=0}^r \beta_k z^k$, $\varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$. ε_t 'lerin normal dağılımdan geldiği ve AR polinomunun durağan olduğu varsayılmaktadır (Heij vd., 2004).

3.2. Birim Kök Testleri

Bölüm 3.1.1'de bahsedildiği gibi durağan bir zaman serisinin sabit bir uzun dönem ortalamasının, sonlu bir varyansının (zaman içinde değişim göstermeyen) ve gecikme uzunluğu arttıkça azalan bir korelogramının (dizisel korelasyon tablosu) olması gerekmektedir. Durağan olmayan bir serinin ise uzun dönem ortalaması olmadığı gibi varyansı da zamana dayanmaktadır. Bu durum, en küçük kareler yöntemi (OLS), t -testi, F -testi gibi klasik istatistik yöntemlerinin uygulanmasını uygunsuz hale getirmektedir. Ancak, birim kök mevcudiyetine karar verilirken yalnızca örneklem korelogramına bakmak güvenilir olmayan sonuçlar doğurmaktadır. Olası birim köklerin daha güvenli tespiti için kullanılacak testlerin bir kısmı Dickey ve Fuller (1979, 1981) tarafından geliştirilmiştir.

3.2.1. Dickey-Fuller Testi

$y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ olduğu varsayımı altında Dickey ve Fuller (1979) aşağıdaki üç regresyon modelini incelemişlerdir.

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3.2.1.1)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3.2.1.2)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t. \quad (3.2.1.3)$$

$\varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$. (3.2.1.1) rastgele yürüyüş sürecini, (3.2.1.2) sabit terimli rastgele yürüyüş sürecini, (3.2.1.3) ise sabit ve lineer trend terimli rastgele yürüyüş sürecini temsil etmektedir. Bu 3 model için de (3.2.1.1)-(3.2.1.3), y_t serisinin durağan olmadığını söyleyen sıfır hipotezi ($\gamma = a_1 - 1 = 0$) test edilmekte ve her bir test için farklı kritik değerler kullanılmaktadır. Uygun kritik değerler MacKinnon (1991)'de verilmiştir (Enders, 1995).

3.2.2. Augmented Dickey-Fuller Testi

y_t otoregresif sürecinin derecesinin 1'den farklı, $y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \dots + a_{p-1} y_{t-p+1} + a_p y_{t-p} + \varepsilon_t$ şeklinde olduğu durumlarda augmented Dickey-Fuller (ADF) testi uygulanmaktadır. Bu durumda (3.2.1.1)-(3.2.1.3) aşağıdaki şekilde genişletilmektedir.

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t, \quad (3.2.2.1)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t, \quad (3.2.2.2)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t. \quad (3.2.2.3)$$

$\gamma = -\left(1 - \sum_{i=1}^p a_i\right)$ ve $\beta_i = \sum_{j=i}^p a_j$ 'dir. Yine (3.2.2.1)-(3.2.2.3) için test edilen sıfır hipotezi $\gamma = 0$ 'dır (Enders, 1995). γ için t -oranı (3.2.2.4)'te verilmektedir.

$$t_\gamma = \frac{\hat{\gamma}}{se(\hat{\gamma})}. \quad (3.2.2.4)$$

$\hat{\gamma}$ γ 'nın tahmin edicisini, $se(\hat{\gamma})$ ise standart hatasını vermektedir. t_γ istatistiği MacKinnon (1991) kritik değerleri ile karşılaştırılmaktadır.

ADF testinin uygulanması esnasında otoregresif sürecin derecesine doğru karar verilmelidir. Tüm otoregresif terimlerin dahil edilmediği bir modelde γ parametresinin tahmin edici ve standart hata değerleri yanlış olabilmektedir. Diğer taraftan, modele gereğinden fazla eklenen terimler ise testin gücünü azaltmaktadır. Eklenen her bir terim fazladan parametre tahminine, gözlem ve böylece serbestlik derecesi kaybına neden olmaktadır. En uygun p sayısına karar vermenin bir yolu modeldeki p sayısını olabildiğince yüksek tutmak ve son terimin katsayısının istatistiksel olarak önemli olup olmadığını test etmektir. Eğer son terim önemli değilse, regresyon modeli $p-1$ için tekrar kurulur ve işlem istatistiksel olarak önemli kabul edilen son terime kadar devam eder. Bu işlem sırasında serisel korelasyon olmamasına da dikkat edilmelidir.

Ayrıca, modellerde en uygun p ve q sayısına karar vermekte kullanılan pek çok model seçme kriteri bulunmaktadır. Bunlardan en çok kullanılan ikisi Akaike bilgi kriteri (AIC) ve Schwarz Bayesian kriteri (SBC)'dir (Akaike, 1973; Akaike, 1974; Schwarz,1978). Bu kriterlerin formülleri (3.2.2.5) ve (3.2.2.6)'da verilmektedir.

$$AIC= T \log(\text{artık değerlerin kareleri toplamı}) + 2n, \quad (3.2.2.5)$$

$$SBC= T \log(\text{artık değerlerin kareleri toplamı}) + n \log(T). \quad (3.2.2.6)$$

n tahmin edilen parametre sayısını, T ise gözlem sayısını vermektedir.

Negatif değerler de alabilen AIC ve SBC'nin olabildiğince küçük olması istenmektedir. Modele eklenen her değişken n sayısını arttırmakta ancak, artık değerlerin kareleri toplamını düşürmektedir. Bu yüzden açıklama gücü olmayan bir değişkenin modele katılması AIC ve SBC'nin artmasına neden olmaktadır. $\log(T)$ değerinin $\log(2)$ 'den büyük olması ise eklenen değişkenlerin SBC'yi AIC'ye kıyasla daha fazla artıracağını göstermektedir. Literatürde, iki kriter arasında SBC'nin geniş örneklem için daha üstün sonuçlar verdiği söylenmektedir (Enders, 1995).

4. AMPİRİK SONUÇLAR

Ampirik sonuçları içeren bu bölüm dört ana başlıktan oluşmaktadır. Bölüm 4.1’de çalışmada kullanılan seriler, grafiksel sunumları ve betimleyici istatistikleri verilmekte ve daha sonra serilere Box-Cox dönüşüm yöntemi uygulanmaktadır. Bu dönüşüm yöntemi ile yanıt değişkenini lineer modellemeye daha uygun hale getirmenin yanısıra kullanılan değişkenlerin çarpıklık derecesini azaltmak ve varyanslarını stabilize etmek amaçlanmaktadır. Bölüm 4.2’de çalışmada kullanılan değişkenler durağan hale getirilmektedir. Bölüm 4.3’te zaman serileri analizleri yardımıyla, endeksin para arzı, sanayi üretim endeksi ve enflasyonla arasındaki ilişkiyi en iyi şekilde ifade edecek ekonometrik modelin kurulması amaçlanmakta; kurulan istatistiksel modeldeki bilinmeyen parametreler tahmin edilmekte ve yorumlanmaktadır. Bölüm 4.4’te ise modelin uygun olmasını sağlayan varsayımların doğruluğu kontrol edilmektedir.

4.1. Veri ve Dönüşümü

Çalışmada, bağımlı değişken olarak İMKB Ulusal-100 Endeksi; makroekonomik değişkenler olarak ise enflasyon, para arzı ve sanayi üretim endeksi kullanılmıştır.

Endeks 1986 yılında oluşturulmuş, oluşturulurken 40 şirketin hisse senedi ile başlanmış, zamanla şirketlerin sayısı 100’e ulaşmıştır. Endekse dahil hisse senetleri belli kriter ve şartlara göre seçilmiş; ancak Ulusal Pazar’da işlem gören menkul kıymet yatırım ortaklıkları dahil edilmemiştir (<http://imkb.gov.tr/endeksler/hissex.htm>).

Enflasyon serisi Toptan Eşya Fiyatları Genel Endeksi (1994=100)’nin bir önceki aya göre yüzde değişimi hesaplanarak elde edilmiştir. 1994=100 temel yıllık Toptan Eşya Fiyatları Endeksi dört ana sektör bilgileri kullanılarak hesaplanmaktadır. Bu sektörler tarım, avcılık, ormancılık ve balıkçılık; madencilik ve taşocakçılığı; imalat sanayi; elektrik, gaz ve su sektörleridir. Sektörel fiyat hareketlerini göstererek hükümetlerin aldığı kararlarda etkin bir gösterge olan Toptan Eşya Fiyatları Endeksi’nin, özellikle özel girişimcilerin yatırım kararları almasında da önemli bir rol oynadığı yadsınamaz bir gerçektir (http://www.hazine.gov.tr/arastirma/reel_ekonomi.pdf).

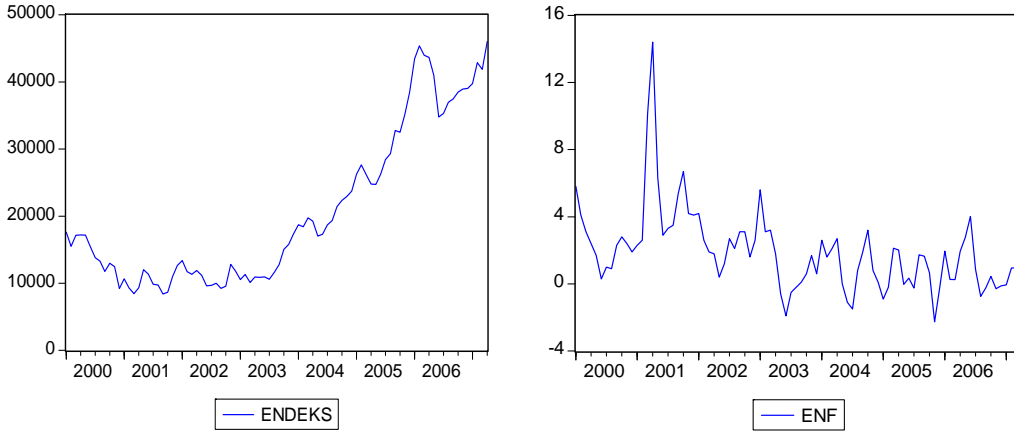
Türkiye için dar anlamda para arzı olan *M1* serisi dolaşımdaki para, vadesiz mevduat ve çeklerden oluşmaktadır. Teorik olarak, bir ekonomide artan para arzının enflasyonu artırırken hisse senedi fiyatlarını düşürmesi beklenmektedir. Fakat, para arzındaki artışın ekonomiyi canlandırarak tam tersi bir etki yapabileceği de literatürdeki görüşler arasındadır (Gan vd., 2006).

Sanayi Üretim Endeksi, ülkede imalat sanayinin zaman içindeki seyrini izlemek, dönemler arasındaki farklılıkları görmek, ekonomideki konjonktürel gelişimi takip etmek için piyasa aktörleri tarafından sıklıkla kullanılan bir makroekonomik değişkendir. Sanayi Üretim Endeksi, üretim yolu ile hesaplanan sanayi sektörü Gayri Safi Milli Hasılası ile ciddi benzerlikler göstermektedir, ancak, kapsam farklılığı nedeni ile aralarında az da olsa farklılıklar bulunmaktadır (http://www.hazine.gov.tr/arastirma/reel_ekonomi.pdf).

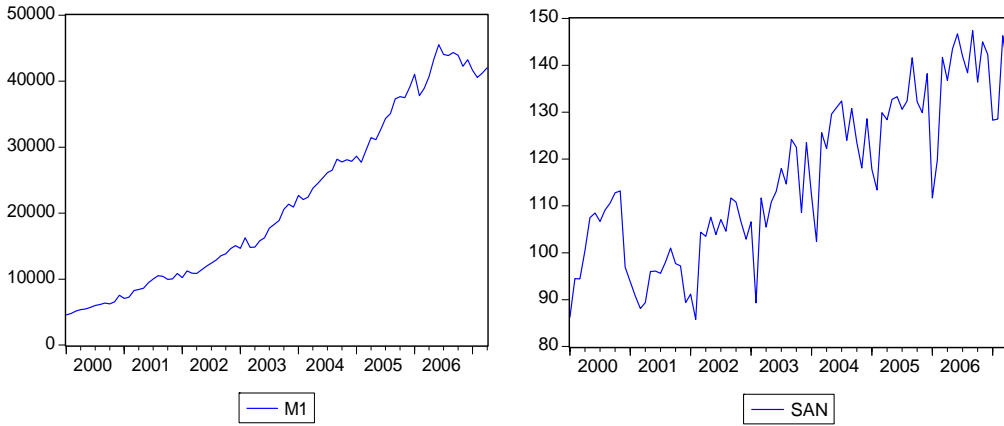
Çalışmada kullanılan *enf* serisi dışındaki tüm seriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın (TCMB) Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (EVDS) temin edilmiştir. *enf* serisi ise Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) web sitesinden alınmıştır. Seriler aylık bazda olup temsil ettikleri dönem 2000:01 – 2007:04'tür. Kullanılan değişkenlere ilişkin kısaltmalar aşağıdaki gibidir:

- endeks* :İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) Ulusal-100 Endeksi, kapanış fiyatlarına göre, (Ocak 1986=1),
- log(endeks)* :*endeks* serisinin doğal logaritması,
- dlog(endeks)* :*log(endeks)* serisinin 1. farkı, $\log(endeks)-\log(endeks(-1))$, $\log(endeks/endeks(-1))$, $\Delta \log(endeks)$,
- enf* :Toptan Eşya Fiyatları Genel Endeksi (1994=100)'nin bir önceki aya göre yüzde değişimi,
- M1* : Para arzı,
- log(M1)* : *M1* serisinin doğal logaritması,
- dlog(M1)* : *log(M1)* serisinin 1. farkı, $\log(M1) - \log(M1(-1))$, $\Delta \log(M1)$,
- san* : Sanayi Üretim Endeksi, toplam sanayi sektörü, (1997=100).

Grafik 4.1.1-4.1.4 kullanılan değişkenlerin grafiksel sunumunu, Tablo 4.1.1 ise betimleyici istatistiklerini vermektedir.



Grafik 4.1.1: *endeks* Değişkeninin Zaman Serisi Grafiği **Grafik 4.1.2:** *enf* Değişkeninin Zaman Serisi Grafiği



Grafik 4.1.3: *M1* Değişkeninin Zaman Serisi Grafiği **Grafik 4.1.4:** *san* Değişkeninin Zaman Serisi Grafiği

Tablo 4.1.1: Değişkenlerin Betimleyici İstatistikleri

Seri	<i>endeks</i>	<i>Enf</i>	<i>M1</i>	<i>san</i>
Ortalama	20620.51	1.897273	21841.26	115.8739
Medyan	17075.47	1.765000	18594.24	112.9500
Maksimum	46017.62	14.40000	45524.19	147.4000
Minimum	8392.241	-2.260000	4581.702	85.80000
Standart Sapma	11562.59	2.419284	13159.34	17.10081
Yatıklık	0.847861	2.069253	0.390687	0.102620
Basıklık	2.313827	10.77607	1.738725	1.921944
Gözlem Sayısı (<i>n</i>)	88	88	88	88

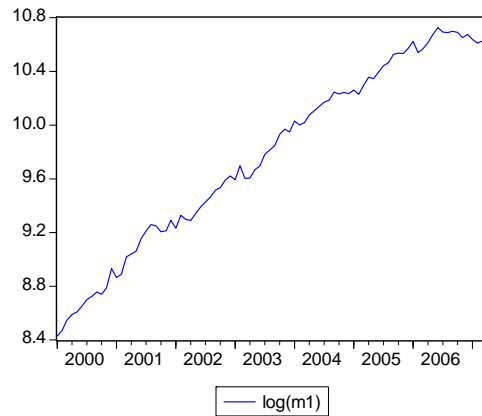
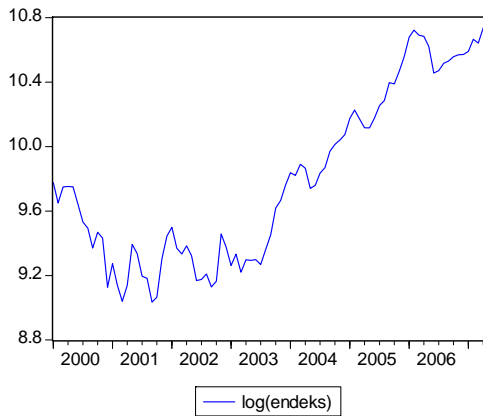
Regresyon analizi ve ekonometride en çok kullanılan yöntemlerinden biri olan Box-Cox dönüşümü, herhangi bir bağımsız değişkene, bağımsız değişkenler grubuna ya da yanıt değişkenine uygulanabilmektedir. Bu yöntem yardımıyla yanıt değişkeni lineer modellemeye daha uygun hale gelmekte ve modelden elde edilen artık değerlerin dağılımı normal dağılıma yaklaşmaktadır. Box-Cox dönüşüm yöntemi ile amaç kullanılan değişkenlerin çarpıklık derecesini azaltmak ve varyanslarını stabilize etmektir (Box ve Cox,1964; DeGroot, 1987).

Box-Cox dönüşüm yöntemi aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır;

$$T(Y; \lambda) = \begin{cases} \lambda^2 + (Y^\lambda - 1)/\lambda & \text{eger } \lambda \neq 0 \\ \log(Y) & \text{eger } \lambda = 0 \end{cases} \quad (4.1.1)$$

Eşitlik (4.1.1)'de Y yanıt değişkenini, λ ise dönüşüm parametresini ifade etmektedir. λ 'nın 0 olduğu durumda verinin doğal logaritması alınır. λ parametresinin tahmini için en çok olabilirlik yöntemi kullanılmaktadır.

Box-Cox dönüşüm yöntemine göre, çalışmada kullanılan, zaman içinde üstel bir büyüme gösteren *endeks* ve *MI* serilerine doğal logaritma dönüşümü uygulanmıştır. *enf* ve *san* serilerine ise herhangi bir dönüşüm uygulanmamıştır.



Grafik 4.1.5: $\log(\text{endeks})$ Değişkeninin Zaman Serisi Grafiği **Grafik 4.1.6:** $\log(MI)$ Değişkeninin Zaman Serisi Grafiği

Grafik 4.1.5-4.1.6 dönüşümü yapılmış endeks ve M1 serilerinin zaman serisi grafiklerini göstermektedir. Her iki serinin de genel olarak yukarı doğru bir eğilim içinde olduğu gözlenmektedir.

4.2. Kullanılan Değişkenlerin Durağan Hale Getirilmesi

Zaman serileri analizlerinde istatistiki açıdan güvenilir sonuçlar elde edebilmek için kullanılan serilerin durağan olması gerekmektedir. Bu yüzden, bu bölümde, çalışmada kullanılan değişkenlere Bölüm 3.2’te verilen bilgiler ışığında ADF birim kök testi uygulanmış ve test sonuçlarına bakılarak tüm değişkenler durağan hale getirilmiştir. Uygulama esnasında uygun gecikme sayısına SBC’ye göre karar verilmiştir.

Değişkenlerin zaman serisi grafiklerine bakıldığında $\log(\text{endeks})$, $\log(M1)$ ve san serilerinin modelleme aşamasına geçmeden önce yok edilmesi gereken trend bileşeni içerdiği görülmektedir. Trend bileşeni, serinin farkı alınarak yok edilebilmektedir. Ancak, seride belirleyici (deterministic) trend olduğu durumlarda fark almak uygun olmamaktadır. Bu yüzden, trend bileşenini yok etmeden önce yapılması gereken trendin belirleyici mi stokastik mi olduğuna karar vermektir. Bunun için Özkan (2004)’te olduğu gibi ADF birim kök testi trend bileşensiz ve trend bileşenli olmak üzere iki defa uygulanmıştır. Eğer trend belirleyici ise trend bileşensiz ADF testinin durağan değil sonucunu verirken, trend bileşenli ADF testinin durağan sonucunu verdiği görülmüştür. Buna göre $\log(\text{endeks})$ serisinin trendli ve trendsiz ADF testi sonuçları Tablo 4.2.1 ve Tablo 4.2.2’de verilmektedir.

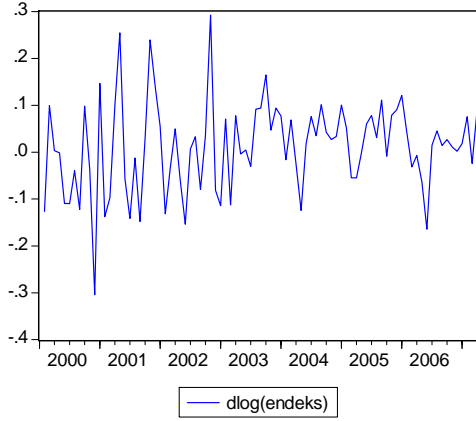
Tablo 4.2.1: $\log(\text{endeks})$ Değişkeninin Trend Bileşensiz ADF Test Sonucu

ADF Test İstatistiği	0.086745	1% Kritik Değeri	-3.507394
		5% Kritik Değeri	-2.895109
		10% Kritik Değeri	-2.584738

Tablo 4.2.2: $\log(\text{endeks})$ Değişkeninin Trend Bileşenli ADF Test Sonucu

ADF Test İstatistiği	-2.687579	1% Kritik Değeri	-4.066981
		5% Kritik Değeri	-3.462292
		10% Kritik Değeri	-3.157475

Tablo 4.2.1 ve 4.2.2 $\log(\text{endeks})$ serisinin durağan olmadığını ve serinin stokastik trend içerdiğini göstermektedir. Buna göre seriyi durağan hale getirmek için 1. farkını almak gerekmektedir.



Grafik 4.2.1: $d\log(\text{endeks})$ Değişkeninin Zaman Serisi Grafiği

Grafik 4.2.1 $d\log(\text{endeks})$ zaman serisi grafiğini göstermektedir. Grafiğe göre serinin trend bileşeni içermediği ve durağan olduğu görülmektedir. Ancak, bu sonuca istatistiksel olarak da ulaşabilmek için ADF testi uygulanması gerekmektedir.

Tablo 4.2.3: $d\log(\text{endeks})$ Değişkeninin ADF Test Sonucu

ADF Test İstatistiği	-8.531216	1% Kritik Değeri	-3.508326
		5% Kritik Değeri	-2.895512
		10% Kritik Değeri	-2.584952

Tablo 4.2.3'e göre farkı alınmış $\log(\text{endeks})$ serisi durağandır [I(0) olarak da ifade edilir] ve İMKB100 endeksinin aylık getirisini ifade etmektedir.

$\log(MI)$ serisi incelendiğinde ise trend bileşensiz ve trend bileşenli ADF test sonuçları Tablo 4.2.4 ve Tablo 4.2.5'de verilmektedir.

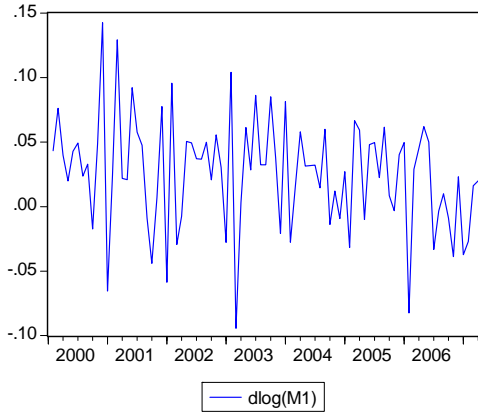
Tablo 4.2.4: $\log(MI)$ Değişkeninin Trend Bileşensiz ADF Test Sonucu

ADF Test İstatistiği	-2.658219	1% Kritik Değeri	-3.508326
		5% Kritik Değeri	-2.895512
		10% Kritik Değeri	-2.584952

Tablo 4.2.5: $\log(M1)$ Değişkeninin Trend Bileşenli ADF Test Sonucu

ADF Test İstatistiği	-1.394403	1% Kritik Değeri	-4.066981
		5% Kritik Değeri	-3.462292
		10% Kritik Değeri	-3.157475

Tablo 4.2.4 ve 4.2.5 göre $\log(M1)$ serisi de $\log(\text{endeks})$ serisine benzer bir şekilde durağan olmamakta ve stokastik trend içermektedir. Buna göre seriyi durağan hale getirmek için 1. farkını almak, durağanlığını kontrol etmek için de ADF testi uygulamak gerekmektedir.

**Grafik 4.2.2:** $d\log(M1)$ Değişkeninin Zaman Serisi Grafığı

Grafik 4.2.2'ye göre $d\log(M1)$ serisinin durağan olduğu görülmekte ve bu sonuca Tablo 4.2.6'daki ADF testi ile de ulaşılmaktadır.

Tablo 4.2.6: $d\log(M1)$ Değişkeninin ADF Test Sonucu

ADF Test İstatistiği	-10.95739	1% Kritik Değeri	-3.508326
		5% Kritik Değeri	-2.895512
		10% Kritik Değeri	-2.584952

san serisinin trend bileşensiz ve trend bileşenli ADF test sonuçları Tablo 4.2.7 ve Tablo 4.2.8'de sunulmaktadır.

Tablo 4.2.7: san Değişkeninin Trend Bileşensiz ADF Test Sonucu

ADF Test İstatistiği	1.410994	1% Kritik Değeri	-3.519050
		5% Kritik Değeri	-2.900137
		10% Kritik Değeri	-2.587409

Tablo 4.2.8: *san* Değişkeninin Trend Bileşenli ADF Test Sonucu

ADF Test İstatistiği	-5.361160	1% Kritik Değeri	-4.066981
		5% Kritik Değeri	-3.462292
		10% Kritik Değeri	-3.157475

Tablo 4.2.7'ye göre *san* değişkeninin durağan değil ve Tablo 4.2.8'e göre ise durağan olması serinin belirleyici trend içerdiğini ve trend durağan olduğunu göstermektedir. Buna göre *san* serisinin farkını almak gerekmemektedir.

enf değişkenin zaman serisi grafiğine (Grafik 4.1.2) bakıldığında ise serinin trend bileşeni içermediği görülmektedir. Buna göre trend bileşensiz ADF testi sonucu Tablo 4.2.9'da verilmekte ve serinin durağan olduğunu göstermektedir.

Tablo 4.2.9: *enf* Değişkeninin ADF Test Sonucu

ADF Test İstatistiği	-4.728747	1% Kritik Değeri	-3.508326
		5% Kritik Değeri	-2.895512
		10% Kritik Değeri	-2.584952

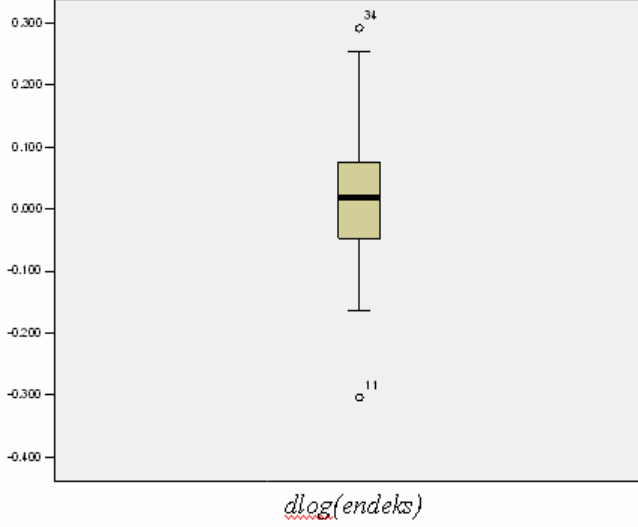
Buna göre *dlog(endeks)*, *dlog(M1)*, *san* ve *enf* serileri durağan ve analize uygun formdadır.

4.3. Uygun Model Seçimi

Modele karar verilirken veri setinin aykırı değerlerden arındırılmış olmasına, açıklayıcı değişkenlerin çoklu bağlantı problemine yol açmamasına ve uygun formlarının kullanılmasına dikkat etmek gerekmektedir.

Bağımlı değişken olan *dlog(endeks)* serisinin grafiğine (Grafik 4.2.1) bakıldığı zaman bazı gözlemlerin serinin geri kalanından farklı bir tutum içinde olduğu görülmektedir. Aykırı değer olarak adlandırılan bu gözlemlerin tespiti modelin güvenilirliğini olumsuz etkilememeleri açısından büyük önem taşımaktadır (Moore ve MacCabe,1999). *dlog(endeks)* değişkeninin kutu-çizgi (box-plot) grafiği Grafik 4.3.1'de verilmektedir. John Tukey tarafından 1977 yılında yayınlanan bu etkili metod ilgili verinin beş sayılık özetini

vermektedir (medyan, alt ve üst çeyrek, minimum ve maksimum değerler). Grafik 4.3.1’de görülen iki nokta ise $dlog(endeks)$ serisinin olası aykırı değerlerini ifade etmektedir.



Grafik 4.3.1: $dlog(endeks)$ Değişkeninin Kutu-Çizgi Grafiği

Grafik 4.3.1’e göre $dlog(endeks)$ serisinin 11. ve 34. gözlemleri serinin geri kalanından farklı bir seyir içindedirler. 11. gözlem 2000 yılının Aralık ayına (2000:12), 34. gözlem ise 2002 yılının Kasım ayına (2002:11) tekabül etmektedir. Bu durumda $dlog(endeks)$ serisinin 2000:12 döneminde beklenenin altında, 2002:11 döneminde ise beklenenin üstünde gerçekleştiği görülmektedir.

2000:12 dönemindeki endeks getirisindeki düşüşe Kasım 2000 krizinin neden olduğu düşünülmektedir. Bu dönemde bankacılık kesimine getirilen yeni düzenlemeler bankaları açık pozisyonlarını kapatmaya ve likiditelerini arttırmaya yöneltmiş, bu durum da faizlerin yükselmesine neden olmuştur. Artma eğiliminde olan faizleri bir tehdit olarak algılayan yabancı yatırımcılar ise yatırımlarını Türkiye’den hızla çıkarmış, bunun sonucunda yerli bankalar daha fazla yük altında kalmış ve de faizler daha da tırmanmıştır. Interbank piyasasındaki gecelik faizler Kasım ayında ortalama % 72; Aralık ayında ise ortalama % 224 dolaylarında seyretmiş, hem mali hem reel kesimi etkileyen bu olumsuz gelişmeler 2000:12 döneminde endeks getirisinin de beklenenden fazla düşmesine neden olmuştur (Eğilmez, 2001).

2002:11 dönemindeki $dlog(endeks)$ serisindeki artış ise bu dönemde yapılan genel seçimlere (daha önceki genel seçimler sonrasında da gözlemlendiği gibi) bağlanmaktadır.

Piyasaların oluşacak yeni hükümete yönelik beklentileri ve seçim öncesindeki belirsizlik ortamının yok olacağına dair olumlu görüşleri endeks getirisinin artışıyla sonuçlanmıştır.

Yukarıda bahsedilen bu iki dönemin etkisine modele kukla (dummy) değişkenler (d_1 , d_2) katılarak bakılmıştır. Buna göre,

$$d_1 = \begin{cases} 1 & t = 11 \\ 0 & t \neq 11 \end{cases}, \quad d_2 = \begin{cases} 1 & t = 34 \\ 0 & t \neq 34 \end{cases} \quad (4.3.1)$$

Bu bilgiler ışığında kurulan model sonuçları Tablo 4.3.1’de verilmektedir. Uygun modele karar verilmeden önce pek çok deneme yapılmış; katsayıların istatistiksel ve iktisadi anlamlılığına, AIC ve SBC’ye ve modelin gerekli varsayımları sağlayıp sağlamadığına bakılarak en uygun modelin (4.3.2) olduğuna karar verilmiştir.

$$dlog(endeks) = -0.048 - 0.338 d_1 + 0.276 d_2 + 0.646 dlogm1(-5) - 0.009 enfl(-4) + 0.001 san(-4) \quad (4.3.2)$$

Tablo 4.3.1: Model Sonuçları

Bağımlı Değişken: $dlog(endeks)$
Metod: En Küçük Kareler Yöntemi

Değişkenler	Katsayı	Std. Hata	t-istatistiği	p-değeri
c	-0.048195	0.081081	-0.594408	0.5540
d_1	-0.338211	0.082303	-4.109340	0.0001
d_2	0.275676	0.082010	3.361494	0.0012
$dlogm1(-5)$	0.645821	0.211918	3.047499	0.0032
$enfl(-4)$	-0.009199	0.004488	-2.049996	0.0438
$san(-4)$	0.000538	0.000652	0.824871	0.4120
R^2	0.358518	AIC		-2.111846
\bar{R}^2	0.316316	SBC		-1.935744
F-istatistiği	8.495144	p-değeri(F-istatistiği)		0.000002

Tablo 4.3.1’e göre endeks getirisinde 2000 yılının Aralık ayında istatistiksel olarak anlamlı bir azalış; 2002 yılının Kasım ayında ise istatistiksel olarak anlamlı bir artış olduğu gözlenmiştir.

Errunza ve Hogan (1998)’in Fransa örneğinde ve Maysami ve Koh (2000)’de olduğu gibi, para arzındaki değişimlerin ise endeks getirisini pozitif yönde etkilediği, ancak, bu

etkinin beş dönem sonra gerçekleştiği görülmüştür. Para arzındaki artışın ekonomiyi uyararak şirket kazançlarını artırıcı yönde etkisi olabileceği, bunun da nakit akışlarını ve hisse fiyatlarını artırabileceği düşünülmektedir (Gan vd., 2006).

Modele göre enflasyonun gecikmeli değeri ise getiriye azaltıcı yönde bir rol oynamıştır. Yapılan çalışmalar, enflasyonu yüksek seyreden ülkelerin hisse senedi piyasalarının fiyat seviyesi durağan olan ülkelere kıyasla daha dalgalı olduğunu göstermiştir.

Literatürde yapılmış kimi ampirik çalışmalar reel sektörle endeks getirisi arasında pozitif ilişki olduğunu gösterse de, Türkiye için 2000:01–2007:04 dönemlerinde sanayi üretim endeksinin getiri üzerinde herhangi bir istatistiksel etkisi olmadığı tespit edilmiştir. Buna göre getirinin parasal faktörü temsilen kullanılan değişkenler, para arzı ve enflasyondan etkilenirken reel sektörü temsilen kullanılan değişken sanayi üretim endeksinden etkilenmemesi, getirinin parasal belirsizliklere reel belirsizliklere oranla daha duyarlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 4.3.1'e göre F istatistiği, kurulan regresyon denkleminin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermekte (p -değeri=0.000002) ancak modelin açıklayıcı gücü olan R^2 'si 0.36'larda seyretmektedir. Fakat, burada unutulmaması gereken nokta farklı dönemler için kurulan model sonuçlarının da farklı olabileceğidir. Özçam (1997) çalışmasında bu konuyu işlemiş, makroekonomik değişkenlerin Türkiye hisse senedi piyasası getirileri üzerinde kimi dönemler istatistiksel olarak anlamlı kimi dönemler de anlamsız etkileri olabileceği üzerinde durmuş ve makroekonomik değişkenlerin zaman içinde değişen rollerini incelemiştir.

4.4. Modelin Uygunluğunun Kontrol Edilmesi

En küçük kareler yöntemine göre kurulan bir modelin doğru tayin edildiğini söyleyebilmek için modelin hata terimlerinin belli varsayımları sağlaması gerekmektedir. Modelde ε_t 'lerin sıfır ortalamalı, sabit varyanslı, aralarında korelasyon olmayan ve normal dağılımdan gelen değişkenler oldukları varsayılmaktadır.

Normallik Kontrolü

Model (4.3.2)'ye ait artık değerlerin betimleyici istatistikleri ve Jarque-Bera normallik testi sonuçları Tablo 4.4.1'de verilmiştir.

Tablo 4.4.1: Artık Değerlerin Betimleyici İstatistikleri ve Jarque-Bera Normallik Testi Sonuçları

Ortalama	-1.44e-17
Medyan	0.000942
Maximum	0.207285
Minimum	-0.210147
Standart Sapma	0.078717
Çarpıklık	0.082652
Basıklık	2.978076
Jarque-Bera	0.095004
<i>p</i> -değeri	0.953608

Serinin normalden gelip gelmediğini test etmekte kullanılan, çarpıklık ve basıklık değerlerine dayalı Jarque-Bera test istatistiği eşitlik (4.4.1)'deki gibi hesaplanır (Jarque ve Bera,1987),

$$JB = \frac{N - k}{6} \left(S^2 + \frac{(K - 3)^2}{4} \right), \quad (4.4.1)$$

S çarpıklığı, *K* basıklığı, *k* da tahmin edilen parametre sayısını vermektedir. Tablo 4.4.1'de verilen *JB* istatistiğine ve ona karşılık gelen *p*-değerine göre model (4.3.2)'nin artık değerleri normal dağılıma sahiptir.

Serisel Korelasyon Kontrolü

Doğru tanımlanmış bir zaman serisi modelinde, modelin artık değerlerinin ($e_t, t = 1, \dots, n$) birbiri ile korelasyonu olmaması gerekmektedir. Artık değerlerin otokorelasyonu, $r_k(e)$ $k \geq 1$, eşitlik (4.4.2)'de verilmektedir.

$$r_k(e) = \frac{\sum_{t=k+1}^n e_t e_{t-k}}{\sum_{t=1}^n e_t^2}. \quad (4.4.2)$$

Artık değerlerin korelasyonunu kontrol etmenin bir yolu korelograma bakmaktır. Korelogram ilgili serinin belli bir gecikme derecesine kadarki ACF ve PACF'sini vermektedir. Model (4.3.2)'nin artık değerlerinin korelogramı Tablo 4.4.2'de sunulmaktadır. Tablonun son iki sütunu Ljung-Box Q (Ljung ve Box, 1979) istatistiğini ve ona karşılık gelen p -değerini vermektedir. m . gecikmedeki Q -istatistiği, m gecikmeye kadar otokorelasyon olup olmadığını test etmekte ve asimptotik olarak χ^2 dağılmaktadır. Q_{LB} istatistiği eşitlik (4.4.3)'teki gibi hesaplanmaktadır (Heij *vd.*, 2004).

$$Q_{LB}(m) = n \sum_{k=1}^m \frac{n+2}{n-k} r_k^2(e). \quad (4.4.3)$$

Tablo 4.4.2: Artık Değerlerin Korelogramı

Otokorelasyon	Kısmi Otokorelasyon	AC	PAC	Q-Stat	p-değeri	
		1	0.100	0.100	0.8574	0.354
		2	-0.054	-0.065	1.1121	0.573
		3	-0.045	-0.033	1.2904	0.731
		4	0.025	0.031	1.3470	0.853
		5	-0.076	-0.088	1.8662	0.867
		6	0.086	0.108	2.5419	0.864
		7	0.086	0.060	3.2241	0.864
		8	-0.212	-0.235	7.4172	0.492
		9	-0.262	-0.207	13.916	0.125
		10	-0.007	0.016	13.921	0.177
		11	-0.006	-0.038	13.924	0.237
		12	0.044	0.054	14.114	0.294
		13	-0.107	-0.171	15.253	0.292
		14	-0.113	-0.123	16.544	0.281
		15	-0.004	0.104	16.546	0.347
		16	-0.122	-0.193	18.091	0.319
		17	0.017	-0.060	18.120	0.381
		18	-0.005	-0.101	18.123	0.448
		19	-0.048	-0.113	18.371	0.498
		20	-0.113	-0.055	19.801	0.470
		21	0.104	0.056	21.031	0.457
		22	0.145	-0.002	23.434	0.378
		23	0.044	0.016	23.658	0.423
		24	0.055	0.005	24.016	0.461

Tablo 4.4.2'ye göre yüksek p -değerli Q -istatistikleri artık değerler arasında otokorelasyon olmadığına işaret etmektedir.

Modelde kullanılan açıklayıcı değişkenlerin stokastik olduğu durumda Q -istatistiği güvenilir sonuçlar vermemektedir. Bu tip durumlarda uygulanabilecek bir test ise Breusch-Godfrey LM testidir (Breusch,1978; Godfrey 1978). Farklı gecikme değerleri için Breusch-Godfrey LM testi sonuçları Tablo 4.4.3'de verilmektedir.

Tablo 4.4.3: Breusch-Godfrey LM Testi Sonuçları

Gecikme Sayısı	nR^2	p -değeri
1	0.868731	0.351307
2	1.277241	0.528020
3	1.335728	0.720667
4	1.421123	0.840516
5	2.113133	0.833280

Tablo 4.4.3'te görülen yüksek p -değerleri Ljung-Box Q -istatistikleri ile aynı sonucu vermekte ve artık değerler arasında otokorelasyon olmadığını göstermektedir.

Eşvaryanslılık Kontrolü

En küçük kareler yöntemine göre modelin hata terimlerinin eşvaryanslı olması gerekmekte, aksi takdirde tahmin ediciler etkin olmaktan uzaklaşmakta ve farklı metodlara ihtiyaç duyulmaktadır. Bu durumda kurulabilecek bir model Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) modelidir (Engle, 1982). Bu modelde bağımlı değişkenin varyansı bağımlı ve bağımsız değişkenlerin geçmiş değerleri kullanılarak modellenmektedir. Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) modeli ise Bollerslev (1986) ve Taylor (1986) tarafından ortaya atılmıştır. ARCH ve GARCH modellerinin finansal zaman serilerinde pek çok uygulaması bulunmaktadır (Bollerslev, Chou ve Kroner, 1992; Bollerslev, Engle ve Nelson, 1994).

Tablo 4.4.4 endeks için farklı ARCH modellerinin uygun olup olmadığını göstermektedir.

Tablo 4.4.4: ARCH Testi Sonuçları

Gecikme Sayısı	nR^2	p -değeri
1	0.415127	0.519379
2	0.424898	0.808601
3	0.484438	0.922297
4	0.487133	0.974741
5	0.592914	0.988325

Tablo 4.4.4 modelin artık değerlerinde ARCH etkilerinin gözlenmediğini ortaya koymaktadır.

Bu bölümde uygulanan test sonuçlarına göre, ε_t 'lerin sıfır ortalamalı, sabit varyanslı, aralarında korelasyon olmayan ve normal dağılımdan gelen değişkenler oldukları varsayımının sağlandığı görülmektedir.

5. SONUÇ

Hisse senedi piyasalarındaki dalgalanmaların tahmin edilmesi sermayenin bütçelenmesi ve uygun portföylerin oluşturulması açısından büyük önem taşımaktadır. Makroekonomik değişkenler kullanılarak daha iyi tahminler yapılmasının yatırımcıların yatırım kararlarını olumlu bir şekilde etkileyeceği ve sermaye piyasalarının gelişimine katkı sağlayacağı da yadsınamaz bir gerçektir. Tüm bu gelişmeler ışığında bu çalışmada, makroekonomik gelişmelerin Türk hisse senedi piyasası üzerindeki etkilerini incelemek amaçlanmıştır. Kullanılan bağımlı değişken İMKB Ulusal-100 Endeksi; makroekonomik değişkenler ise enflasyon, para arzı ve sanayi üretim endeksidir. Veriler aylık periyotta ve 2000:01 – 2007:04 arasındadır.

Çalışmada, ilk olarak yanıt değişkenini lineer modellemeye daha uygun hale getirmek, kullanılan değişkenlerin çarpıklık derecesini azaltmak ve varyanslarını stabilize etmek için değişkenlere gerekli dönüşümler yapılmıştır. İstatistiki açıdan güvenilir sonuçlar elde edebilmek için kullanılan serilerin durağan olması gerekmektedir. Bu sebeple kullanılan değişkenlere ADF birim kök testi uygulanmış ve test sonuçlarına bakılarak tüm değişkenler durağanlaştırılmış ve analiz edilmeye uygun hale getirilmiştir.

Bir sonraki adımda, zaman serileri analizleri yardımıyla, endeksin para arzı, sanayi üretim endeksi ve enflasyonla arasındaki ilişkiyi istatistiksel olarak en iyi şekilde ifade edecek ekonometrik modelin kurulması amaçlanmıştır. Modele karar verilirken bağımlı değişkenin 11. (2000 yılının Aralık ayı, 2000:12) ve 34. (2002 yılının Kasım ayı, 2002:11) gözlemlerinin serinin geri kalanından farklı bir seyir içinde olduğu tespit edilmiş, bu durumun nedenleri sorgulanarak modele bu iki dönemi temsilen kukla değişkenler katılmıştır. Daha sonra kurulan istatistiksel modeldeki bilinmeyen parametreler tahmin edilmiş ve yorumlanmıştır. Modelden elde edilen artık değerlere gerekli testler uygulanmış, varsayımların sağlandığı görülmüştür.

Sonuçlara göre endeks getirisinin 2000 yılının Aralık ayında azaldığı, 2002 yılının Kasım ayında ise arttığı istatistiksel olarak da doğrulanmıştır. Para arzındaki artışın ise Errunza ve Hogan (1998)'de olduğu gibi endeks getirisini pozitif yönde etkilediği görülmüştür. Bu durum para arzındaki artışın ekonomiyi uyarmasıyla ilişkilendirilmiş, canlanan ekonomi ile şirket kazançlarının, nakit akışların ve hisse fiyatlarının artabileceği düşünülmüştür (Gan *vd.*, 2006). Makroekonomik istikrarın bir ölçütü olarak gösterilen enflasyonun ise Chen *vd.* (1986)'da olduğu gibi getiri ile negatif yönde bir ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Sanayi üretim endeksinin ise Schwert (1989)'un çalışmaları ile uyumlu bir şekilde getiri üzerinde herhangi bir istatistiksel etkisi olmadığı görülmüştür.

Dünya piyasalarındaki yeri ve bünyesindeki yabancı yatırımcıların payı düşünülecek olursa, Türkiye hisse senedi piyasalarının global makroekonomik faktörlerden de etkilenmesi kaçınılmazdır. Bu yüzden gelecek çalışmalarda bu konunun da işlenmesi amaçlanmaktadır.

6. KAYNAKLAR

Akaike, H. (1973). "Information Theory and An Extension of the Maximum Likelihood Principle". B. Petrov, F. Csaki (eds), 2nd International Symposium on Information Theory, Académiai Kiado, Budapest, 267-281.

Akaike, H. (1974). "A New Look at the Statistical Model Identification". *IEEE Transactions on Automatic Control*, AC-19, 716-723.

- Aylward, A.; Glen, J. (2000). "Some International Evidence on Stock Prices as Leading Indicators of Economic Activity". *Applied Financial Economics*, 10 (1), 1-14.
- Bollerslev, T. (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Bollerslev, T.; Chou R. Y.; Kroner K. F. (1992). "ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence". *Journal of Econometrics*, 52, 5-59.
- Bollerslev, T.; Engle R. F.; Nelson D. B. (1994). "ARCH Models," Chapter 49 in Robert F. Engle and Daniel L. McFadden (eds.), *Handbook of Econometrics*, 4, Amsterdam: Elsevier Science B.V.
- Bollerslev, T.; Engle, R.; Wooldridge, J. (1988). "A Capital Asset Pricing Model with Time Varying Covariances". *Journal of Political Economy*, 96, 116-131.
- Bollerslev, T.; Gibson, M.; Zhou, H. (2004). "Dynamic Estimation of Volatility Risk Premia and Investor Risk Aversion from Option Implied and Realized Volatilities". *Federal Reserve Board WP*, 2004-56.
- Bollerslev, T.; Zhou, H. (2005). "Volatility Puzzles: A Simple Framework for Gauging Return Volatility Regressions". *Journal of Econometrics*, 131, 123-150.
- Box, G. E. P.; Cox, D. R. (1964). "An Analysis of Transformations". *Journal of Royal Statistical Society, Series B* 26, 211-246.
- Breusch, T. S. (1978). "Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models". *Australian Economic Papers*, 17,334-355.
- Cameron, S. (2005). *Econometrics*. Mc Graw Hill.
- Cheung, Y. W.; Lai, K. S. (1999). "Macroeconomic Determinants of Long-Term Stock Market Comovements Among Major EMS Countries". *Applied Financial Economics*, 9 (1), 73-85.
- Cheung, Y. W.; Ng, L. K. (1998). "International Evidence on the Stock Market and Aggregate Economic Activity". *Journal of Empirical Finance*, 5 (3), 281-296.
- Chen, N. F.; Roll, R.; Ross, S.A. (1986). "Economic Forces and the Stock Market". *Journal of Business*, 59 (3), 383-403.
- DeGroot, M. H. (1987). "A Conversation with George Box". *Statistical Science* 2, 239-258.

- Demirgüç – Kunt, A.; Levine, R. (1996). “Stock Markets, Corporate Finance and Economic Growth: An Overview”. *The World Bank Economic Review*, 10 (2), 223-239.
- Dickey, D.; Fuller, W.A. (1979). “Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root”. *Journal of American Statistical Association*, 74, 427-31.
- Dickey, D.; Fuller, W.A. (1981). “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with A Unit Root”. *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Döpke, J.; Hartmann, D.; Pierdzioch, C. (2006). “Forecasting Stock Market Volatility with Macroeconomic Variables in Real Time”. *Deutsche Bundesbank Discussion Paper*, Series 2: Banking and Financial Studies, No: 01/2006.
- Eğilmez, M. (2001). “Kasım 2000 Krizi Üzerine”. http://www.mahfiogilmez.nom.tr/kose_1.htm, 18.07.2007.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. John Wiley and Sons.
- Engle, R. F. (1982). “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation”. *Econometrica*, 50, 987–1008.
- Engle, R. F.; David, M.; Robins, R. P. (1987). “Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model”. *Econometrica*, 55, 391-407.
- Engle, R. F.; Ghysels, E.; Sohn, B. (2007). “On the Economic Sources of Stock Market Volatility”. *Discussion Paper NYU and UNC*.
- Engle, R. F.; Rangel, J. G. (2005). “The Spline GARCH Model for Unconditional Volatility and Its Global Macroeconomic Causes”. *Statistical and Applied Mathematical Sciences Institute Conference*. Duke University, North Carolina.
- Errunza, V., Hogan, K. (1998). “Macroeconomic Determinants of European Stock Market Volatility”. *European Financial Market Management*, 4(3), 361-377.
- Fifield, S. G. M.; Power, D. M.; Sinclair, C. D. (2002). “Macroeconomic Factors and Share Returns: An Analysis Using Emerging Market Data”. *International Journal of Finance and Economics*, 7 (1), 51-62.
- French, K. R.; Schwert, G. W.; Stambaugh, R. F. (1986). “Expected Stock Returns and Volatility”. Working Paper No. MERC 85-10. Rochester, N. Y. : Univ. Rochester, Grad. School Management.

- Gan, C.; Lee, M.; Yong, H. H. A.; Zhang, J. (2006). "Macroeconomic Variables and Stock Market Interactions: New Zealand Evidence". *Investment Management and Financial Innovations*, 3 (4), 89-101.
- Garcia, V. F.; Liu, L. (1999). "Macroeconomic Determinants of Stock Market Development". *Journal of Applied Economics*, II (1), 29-59.
- Godfrey, L. G. (1978). "Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables". *Econometrica*, 46, 1293-1302.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- Harvey, C. H. (1993a). "Portfolio Enhancement Using Emerging Markets and Conditioning Information". *World Bank Working Paper*.
- Harvey, A.C. (1993b). *Time Series Models*. Harvester Wheatsheaf.
- Heij, C.; De Boer, P.; Franses, P.H.; Kloek, T.; Van Dijk, H. K. (2004). *Econometric Methods with Applications in Business and Economics*. Oxford University Press.
- İslam, M. M. (2003). "The Kuala Lumpur Stock Market and Economic Factors: A General-to-Specific Error Correction Modeling Test". *Journal of the Academy of Business and Economics*, Jan. 2003.
- Jarque, C. M.; Bera, A.K. (1987). "A Test for Normality of Observations and Regression Residuals". *International Statistical Review*, 55, 163-172.
- Kearney, C.; Daly, K. (1998). "The Causes of Stock Market Volatility in Australia". *Applied Financial Economics*, 8 (6), 597-605.
- Levine, R.; Zervos, S. (1998). "Stock Markets, Banks and Economic Growth". *American Economic Review*, 88 (2), 537-558.
- Liljeblom, E.; Stenius, M. (1997). "Macroeconomic Volatility and Stock Market Volatility: Empirical Evidence on Finnish Data". *Applied Financial Economics*, 7 (4), 419-426.
- Ljung, G.; Box, G. (1979). "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models". *Biometrika*, 66, 265-270.
- Lütkepohl, H.; Kratzig, M. (2004). *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge University Press.

- MacKinnon, J. G. (1991). "Critical Values for Cointegration Tests". Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration, R. F. Engle, C. W. J. Granger (eds). Oxford University Press.
- Maysami, R. C.; Koh, T. S. (2000). "Vector Error Correction Model of Singapore Stock Market". *International Review of Economics and Finance*, 9, 79-96.
- Moore, D. S.; McCabe, G. P (1999). *Introduction to the Practice of Statistics*. New York: W. H. Freeman.
- Naceur, S. B.; Ghazouani, S.; Omran, M. (2007). "The Determinants of Stock Market Development in the Middle Eastern and North African Region". *Managerial Finance*, 33 (7), 477-489.
- Officer, R. (1973). "The Variability of the Market Factor of the New York Stock Exchange". *Journal of Business*, 46, 434-453.
- Özçam, M. (1997). *An Analysis of the Macroeconomic Factors that Determine Stock Returns in Turkey*. Capital Markets Board of Turkey.
- Özkan, P. (2004). "Analysis of Stochastic and Non-Stochastic Volatility Models". *Yüksek Lisans Tezi, İstatistik Bölümü, ODTÜ*.
- Poterba, J. M.; Summers, L. H. (1986). "The Persistence of Volatility and Stock Market Fluctuations". *A.E.R.*, 76, 1142-1151.
- Ross, S. A. (1976). "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing". *Journal of Economic Theory*, 13 (3), 341-360.
- Schwarz, G. (1978). "Estimating the Dimension of a Model". *Annals of Statistics*, 6,461-464.
- Schwert, W. (1989). "Why does Stock Market Volatility Change Through Time". *Journal of Finance*, 44, 1115-1175.
- Shiller, R.(1994). *Macro Markets: Creating Institutions for Managing Society's Largest Economic Risks*. Oxford University Press.
- Singh, A. (1997). "Stock Markets, Financial Liberization and Economic Development". *Economic Journal*, 107, 771-782.
- Solnik, B. (1993). "The Performance of International Asset Allocation Strategies Using Conditional Information". *Journal of Empirical Finance*, 1, 33-55.

Taylor, S. (1986). *Modeling Financial Time Series*, New York: John Wiley & Sons.

Tukey, J.W.(1977). *Exploratory Data Analysis*. Addison-Wesley, Reading, MA.

Verbeek, M. (2002). *A Guide to Modern Econometrics*. John Wiley and Sons.

Walti, S. (2005). “The Macroeconomic Determinants of Stock Market Synchronization”.
Mimeo, Department of Economics, Trinity College Dublin.