



**İMKB** DERGİSİ  
İstanbul Menkul Kıymetler Borsası



ISSN 1301-1650

Yıl: 5 Sayı: 18

Nisan/Mayıs/Haziran 2001

İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Volatilite Asimetrisinin Sınanması

**Cem Payaslıođlu**

Türkiye'de Parasal Aktarım Mekanizması  
ve Banka Kredi Kanalı

**Lokman Gündüz**

Makroekonomik Verilerin Mevsimsellikten Arındırılması:  
Türkiye'deki Uygulamalı Araştırmacılara Bir Dikkat Notu

**C. Emre Alper & S. Borađan Aruoba**

# İMKB Dergisi

3 Aylık Finans ve Ekonomi Süreli Yayını

## İstanbul Menkul Kıymetler Borsası

Adına İmtiyaz Sahibi

Başkan

Osman BİRSEN

## Genel Yayın Yönetmeni

Dr. Meral VARIŞ

## Yazı İşleri Müdürü

Saadet ÖZTUNA

## Ofset Hazırlık ve Baskı

Mart Matbaacılık

Sanatları Tic. Ltd. Şti.

## Yayın Kurulu

Arıl SEREN

Sezai BEKGÖZ

Hikmet TURLİN

Kudret VURGUN

Aydın SEYMAN

Dr. Meral VARIŞ

Ali KÜÇÜKÇOLAK

Dr. Oral ERDOĞAN

Adalet POLAT

Dr. Murad KAYACAN

Haluk ÖZDEMİR

Ali MÜRÜTOĞLU

Dr. Mustafa Kemal YILMAZ

Gürsel KONA

Dr. Recep BİLDİK

Gökhan UGAN

Alişan YILMAZ

Sedat UĞUR

Filiz KAYA



Bu Dergi'de yer alan fikir ve yorumlar yazarların kendisine aittir,  
İMKB'yi bağlamaz.

*Copyright © 1997 İMKB her hakkı mahfuzdur.*

Bu yayın İstanbul Menkul Kıymetler Borsası  
Araştırma Müdürlüğü tarafından üç ayda bir yayınlanır.  
İMKB, vergiden muaf tüzel kişiliğe haiz bir kamu kuruluşudur.

Yazışma adresi: İMKB, Araştırma Müdürlüğü, 80860

İstanbul Menkul Kıymetler Borsası,

İstinye, İstanbul

Telefon: (0 212) 298 21 00 Fax: (0 212) 298 25 00

Türkçe web sitesi: <http://www.imkb.gov.tr>

1-) E-mail: [imkb-f@imkb.gov.tr](mailto:imkb-f@imkb.gov.tr)

2-) E-mail: [arastir@imkb.gov.tr](mailto:arastir@imkb.gov.tr)

## İMKB Dergisi Hakem Heyeti

### **Akademisyen**

Prof. Dr. Alaattin TİLEYLİOĞLU, Orta Doğu Teknik Üniversitesi  
Prof. Dr. Ali CEYLAN, Uludağ Üniversitesi  
Prof. Dr. Asaf Savaş AKAT, Bilgi Üniversitesi  
Doç. Dr. Bhaskaran SWAMINATHAN, Cornell University, ABD  
Doç. Dr. B. J. CHRISTENSEN, Aarhus University, Danimarka  
Prof. Dr. Birol YEŞİLADA, Portland State University, ABD  
Prof. Dr. Cengiz EROL, Orta Doğu Teknik Üniversitesi  
Prof. Dr. Coşkun Can AKTAN, Dokuz Eylül Üniversitesi  
Prof. Dr. Doğan ALTUNER, Yedi Tepe Üniversitesi  
Prof. Dr. Erdoğan ALKİN, İstanbul Üniversitesi  
Prof. Dr. Erol KATIRCIOĞLU, Marmara Üniversitesi  
Doç. Dr. Gülnur MURADOĞLU, University of Warwick, İngiltere  
Doç. Dr. Halil KIYMAZ, Houston University, ABD  
Prof. Dr. Hurşit GÜNEŞ, Marmara Üniversitesi  
Prof. Dr. İhsan ERSAN, İstanbul Üniversitesi  
Prof. Dr. İlhan ULUDAĞ, Marmara Üniversitesi  
Prof. Dr. Kürşat AYDOĞAN, Bilkent Üniversitesi  
Prof. Dr. Mahir FİSUNOĞLU, Çukurova Üniversitesi  
Prof. Dr. Mehmet ORYAN, İstanbul Üniversitesi  
Prof. Dr. Mehmet Şükrü TEKBAŞ, İstanbul Üniversitesi  
Prof. Dr. Mustafa GÜLTEKİN, University of North Carolina, ABD,  
Prof. Dr. Nejat SEYHUN, University of Michigan, ABD  
Prof. Dr. Nicholas M. KIEFER, Cornell University, ABD  
Prof. Dr. Niyazi BERK, Marmara Üniversitesi  
Doç. Dr. Nuran Cömert DOYRANGÖL, Marmara Üniversitesi  
Doç. Dr. Osman GÜRBÜZ, Marmara Üniversitesi  
Prof. Dr. Özer ERTUNA, Boğaziçi Üniversitesi  
Prof. Dr. Reena AGGARWAL, Georgetown University, ABD  
Prof. Dr. Reşat KAYALI, Boğaziçi Üniversitesi  
Prof. Dr. Rıdvan KARLUK, Anadolu Üniversitesi  
Prof. Dr. Robert JARROW, Cornell University, ABD  
Prof. Dr. Seha TİNİÇ, Koç Üniversitesi  
Prof. Dr. Robert Engle, NYU-Stern, ABD  
Prof. Dr. Serpil CANBAŞ, Çukurova Üniversitesi  
Prof. Dr. Taner BERKSOY, Bilgi Üniversitesi  
Prof. Dr. Ümit EROL, İstanbul Üniversitesi  
Prof. Ünal BOZKURT, İstanbul Üniversitesi  
Prof. Dr. Ünal TEKİNALP, İstanbul Üniversitesi  
Prof. Dr. Vedat AKGİRAY, Boğaziçi Üniversitesi  
Dr. Veysi SEVİĞ, Marmara Üniversitesi  
Prof. Dr. Zühtü AYTAÇ, Ankara Üniversitesi

### **Profesyonel**

Adnan CEZÄİRLİ, Toros Menkul Değerler Ticareti A.Ş.  
Dr. Ahmet ERELÇİN, HSBC Yatırım A.Ş.  
Doç. Dr. Ali İhsan KARACAN, Çukurova Holding A.Ş.  
Dr. Atilla KÖKSAL, Ulusal Yatırım A.Ş.  
Bedii ENSARİ, ABC Danışmanlık, Müessesilik ve Ticaret A.Ş.  
Berra KILIÇ, Esbank - Eskişehir Bankası T.A.Ş.  
Cahit SÖNMEZ, Sermaye Piyasası Kurulu (SPK)  
Çağlar MANAVGAT, Sermaye Piyasası Kurulu (SPK)  
Erhan TOPAÇ, Gedik Yatırım Menkul Değerler A.Ş.  
Dr. Erik SIRRI, Securities and Exchange Commission, ABD  
Ferhat ÖZÇAM, Sermaye Piyasası Kurulu (SPK)  
Doç. Dr. Hasan ERSEL, Yapı Kredi Bankası A.Ş.  
Prof. Dr. Kenan MORTAN, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası  
Mahfi EĞİLMEZ, Garanti Bankası A.Ş.  
Muharrem KARSLI, Altın Menkul Değerler A.Ş.  
Doç. Dr. Öztin AKGÜÇ, Banka Dergisi (Ekonomik ve Sosyal Yayınlar A.Ş.)  
Öğr. Gr. Reha TANÖR, T. Garanti Bankası A.Ş., Galatasaray Üniversitesi  
Serdar ÇITAK, İstanbul Altın Borsası



## Elektronik Eriřim:

İMKB Dergisi, 3 Aylık Finans ve Ekonomi Süreli Yayını İstanbul Menkul Kıymetler Borsası tarafından yayınlanır.

İMKB Dergisi'nin 10. sayısından başlamak üzere bütün makalelere tam-metin olarak internette pdf. formatında erişim sağlanabilmektedir. İMKB Dergisinin tam metnine paralı erişim sistemi ile abonelerimiz kendilerine tahsis edilecek bir şifre ile ulaşabileceklerdir.

### Makale Özetleri:

İMKB Dergisi'nde yayımlanan tüm makale özetleri İMKB web sitesinde verilmektedir. Bu veritabanı derginin yayın hayatına başladığı 1997 tarihinden itibaren yayımlanan tüm makale özetlerini içermektedir. Makale özetleri derginin yayımlanmasını müteakip her üç ayda bir ücretsiz olarak verilmektedir.

### Eriřim:

(1) <http://www.imkb.gov.tr/yayinlar.htm>

(2) Seçenek: İMKB Dergisi

Ayrıntılı bilgi, yorum ve önerileriniz için lütfen aşağıdaki numara ve adresten bizi arayınız.

Tel: (90.212) 298 21 71 E-Mail: [arastir@imkb.gov.tr](mailto:arastir@imkb.gov.tr)

### İMKB Dergisi Abonelik Formu

**İMKB Dergisi'ne bir yıllık abone olmak için lütfen ilgili kutuyu işaretleyiniz.**

26.000.000 TL (basılı yayın no. 18, 19, 20, 21) (her bir sayı 6.500.000 TL)

16.000.000 TL (no. 18, 19, 20, 21 elektronik posta ile) (her bir sayı için 4.000.000 TL)

Adı Soyadı .....

Ünvanı .....

Şirket Adı .....

Adres .....

Posta Kodu ..... Şehir .....

Telefon (Kodu ile birlikte) .....

Faks .....

Elektronik Posta .....

Abonelik ücretleri T. İş bankası Borsa Şubesi 1125 304400 38 no'lu hesaba yatırılmalıdır.

\*Akademisyen ve öğrencilere % 30 indirim uygulanacaktır.

**“İMKB Dergisi”ne Abone olmak için**  
lütfen bu form ile birlikte banka dekontunun  
aslını aşağıdaki adrese gönderiniz.

**Hülya ŞEN**  
İMKB Araştırma Müdürlüğü  
80860 İstinye - İSTANBUL  
Tel: 0 212 298 21 71  
Faks: 0 212 298 25 00

## İÇİNDEKİLER

İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Volatilite Asimetrisinin Sınanması Cem Payaslıođlu.....	1
Türkiye'de Parasal Aktarım Mekanizması ve Banka Kredi Kanalı Lokman Gündüz.....	13
Makroekonomik Verilerin Mevsimsellikten Arındırılması: Türkiye'deki Uygulamalı Araştırmacılara Bir Dikkat Notu C. Emre Alper & S. Borađan Aruoba.....	31
<b>Global Sermaye Piyasaları.....</b>	<b>51</b>
<b>İMKB Piyasa İstatistikleri.....</b>	<b>63</b>
<b>İMKB Kitap Tanıtımı.....</b>	<b>69</b>
<b>İMKB Yayın Listesi.....</b>	<b>71</b>





## İSTANBUL MENKUL KIYMETLER BORSASI'NDA VOLATİLİTE ASİMETRİSİNİN SINANMASI

Cem PAYASLIOĞLU\*

### Özet

Bu çalışmada üç ayrı modele dayanan hisse getiri volatilitesi tahmini ve bu tahmin bulguları ışığı altında modeller arasında kıyaslama yapılmıştır. Modelin ana kısmı bir MA(1) hareketli ortalama yöntemi, haftanın günü (Pazartesi) etkisini temsil eden bir kukla değişken, ve son olarak risk etkisini temsil eden zamana göre değişen koşullu varyans ile öngörülmektedir. Alternatif modeller bu risk etkisinin tanımlanması aşamasında ortaya çıkmaktadır. Çalışmada İstanbul Menkul Kıymetler Borsası günlük verileri kullanılarak üç alternatif model kullanılmıştır. Bunlar GARCH-M(1,1), EGARCH-M(1,1) ve TGARCH-M(1,1) modelleridir. Son iki modelde kaldıraç etkisini temsil eden terimler mevcuttur. En uygun modelin tesbitinde standartlaştırılmış kalıntılar kullanılmıştır. Tahmin sonuçlarına göre 1) Standart tanınal metotların hiçbir modelin tercih edilmesine yol açmadığı, 2) Alternatif modellerin kaldıraç terimlerinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı, 3) İşaret ve büyüklük testlerinin de modeller arasında seçim yapılmasına olanak tanımadığı ortaya çıkmaktadır.

### I. Giriş

Ekonomik ve finansal zaman serilerinde volatilitate çalışmaları güncelliğini günümüzde de korumaktadır. Konunun önemine yol açan çeşitli unsurlar vardır. Bunlardan birincisi tipik bir yatırımcının bir opsiyonu veya bir menkul değeri elde tutma riskinden kaynaklanmaktadır. İkincisi, ileriye tahmin modellerinde güven aralıklarının zaman içinde değişken olabilmesinden dolayı hataların varyanslarının bu durumu dikkate alarak modellenmesinin güven aralıklarının daha kesinlikle bulunmasını sağlamasıdır. üçüncü etken de doğal olarak değişken varyansın göz önüne alınmasıyla daha etkin tahmin edicilerin bulunmasıdır.

---

\* Doç. Dr. Cem Payaslıoğlu, Doğu Akdeniz Üniversitesi, Mağusa, Kuzey Kıbrıs.  
Tel: (0392) 630 27 34 E-Posta: cempayasli@emu.edu.tr

Arařtırmacıların çođunluđunun volatilitenin öngörülebilir olduđunu kabul etmelerine karřın bu volatilitenin nasıl bir modelle tanımlanacađı konusunda farklı yaklařımları vardır. Son zamanlarda bir kısmı teorik esaslara dayanan bir kısmı da ampirik çalıřmalardan kaynaklanan deđiřik yaklařımlar ortaya çıkmıřtır. Bunların içinde en ilginç olanı kötü ve iyi haberlerin volatilitenin tahmininde farklı etkilere yol açtıđını öngören asimetrik modellerdir. Pagan ve Schwert (1990) deđiřik volatilitite modellerinin çeřitli kıstaslara göre kıyaslamalarını yapmıřlardır. Bu çalıřmada üç ayrı volatilitite modeli sınanmıřtır. řimdiye kadar İMKB ile ilgili yapılmıř olan çalıřmalarda volatilitenin mevcudiyeti zaten tesbit edilmiřtir (Balaban, 1999). Hatta bunun makroekonomik temel etkenler tarafından açıklanabilirliđi de sınanmıř ancak anlamlı bir iliřki bulunamamıřtır (Güneř et al.,1998). Bu çalıřmada alternatif volatilitite modelleri karřılařtırılmaktadır. Bir sonraki bölümde otoregresif kořullu deđiřken varyans modeli ve bunun iki uzantısı tanıtılmakta, ayrıca kullanılan veri ve metod açıklanmaktadır. Modellerin tanımlanmasında kullanılan sıradan testlerin yanı sıra iřaret ve büyüklük testleri de uygulanmaktadır. Daha sonraki bölümlerde ampirik bulgular ve sonuç kısmı yer almaktadır.

## II. ARCH Modelleri ve Kaldıraç Etkileri

Zaman serilerindeki deđiřken volatilitite etkisini yakalayabilmek için Engle (1982) tarafından ARCH modeli geliřtirilmiřtir. Bu modelde kořullu varyans kalıntılarının geçmiř deđerlerinin karelerinin dođrusal bir fonksiyonu olarak tanımlanmaktadır. Modelde bunun yanı sıra çeřitli dıřsal deđiřkenler (X) de yer alabilmektedir. Modelin çeřitli uzantıları daha sonra geliřtirilmiřtir. ARCH modelleri bađımlı deđiřkeni modellemekte ve bu deđiřkenin varyansının öngörüsünü yapmaktadırlar. Bu tip modellerde bađımlı deđiřkenin varyansı kendi geçmiř deđerlerine bađımlı olarak tanımlanmaktadır. ARCH(p) modelinin genel olarak tanımlanması řu řekildedir:

$$h_t = \varpi + \sum \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (1)$$

ARCH modeli kořullu varyansın otoregresif tanımlanması esasına dayanmaktadır. Buna ayrıca bir hareketli ortalama terimi de ilave edilebilmektedir. Böylece Bollerslev (1986) tarafından geliřtirilen GARCH (Genelleřtirilmiř Otoregresif Kořullu Heteroskedastik) modeli bulunmaktadır. Model ařađıdaki řekilde tanımlanmaktadır:

$$h_t = \varpi + \sum \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum \beta_j h_{t-j} \quad (2)$$

Bu modeller, oldukça popüler olmalarına karşın, veri türeten prosesin tüm özelliklerini yakalamakta bazen yetersiz kalabilmektedirler. Alternatiflerin içinde en ilginç asimetrik modellerdir. Black (1976) ve bazı diğer araştırmacılar hisse getirileriyle getiri volatiliteleri arasında negatif bir ilişki bulunduğuna dair bazı kanıtlar saptamışlardır. Buna göre kötü haberlerin (getirilerin beklenenden az çıkması volatiliteleri artırdığı, iyi haberlerin ise azalttığı görülmektedir. GARCH modellerinde ise sadece getirilerin mutlak büyüklükleri koşullu varyansı tayin etmede etkilidir. Beklenen getirilerin negatif veya pozitif olması etkin olmamaktadır. Hisse getirileri ile volatiliteler arasındaki asimetrik ilişkiyi göz önüne alan ve Nelson (1991) tarafından geliştirilen EGARCH modeli uygun bir alternatif olarak ortaya çıkmıştır. Modelde koşullu varyansın logaritmik olarak ifade edilmesi varyansın negatif olmama şartını sağlamaktadır. Modelin varyans tanımlaması aşağıdaki gibidir:

$$\log(h_t) = \varpi + \beta \log(h_{t-1}) + \alpha \left[ \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \quad (3)$$

Kaldıraç etkisini temsil edebilen bir başka model ise Zakoian (1994) ve Glosten (1989) tarafından birbirlerinden bağımsız olarak geliştirilen TARCh (Threshold ARCH) modelidir:

$$h_t = \varpi + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta h_{t-1} \quad (4)$$

$d_{t-1}$  kukla değişkeni  $\varepsilon_{t-1} < 0$  olduğunda 1 bunun haricinde sıfır değerini almaktadır.

Bir ARCH modelinin uygunluğunu test edebilmek için çeşitli seçenekler mevcuttur. Bazı durumlarda en kolay yöntem modeli daha kompleks hale getirip yeniden tahmin etmektir. Bu durumda modele ilave konulan parametrelerin anlamlı olup olmadıklarına bakılacaktır. Çeşitli modellerin logaritmik benzerlik değerlerinin mukayesesi de bir yöntemdir. Bununla birlikte ARCH modellerine uygulanabilecek bazı tanısal testlerde geliştirilmiştir.

### III. Tanısal Testler

Bu testler genellikle standardize edilmiş kalıntılardan türetilmektedir. Standartlaştırılma, sıradan kalıntıların bir dönem sonraki koşullu standart sapmaya bölünmeleriyle sağlanmaktadır. Model tanımlaması uygun bir biçimde yapılmışsa bunlar sıfır ortalama ve birim varyansla bağımsız şekilde dağılmaktadırlar. Normal dağılımları da mümkündür ancak mutlaka gerekli değildir.

Standardize edilmiş kalıntıları kullanan korelogram modelin esas denklem kısmının uygun tanımlanıp tanımlanmadığının test edilmesini sağlamaktadır. Bunlardan türetilen bir histogram da aynı amaçla kullanılabilir. Bu durumda basıklık orijinal serilerde 30 iken 6 ya düşmektedir. Asimetri testlerinden birisi de çapraz korelasyona dayanan Ljung-Box testidir. Buna göre serilerin seviye değerleri ve kareleri arasındaki çapraz korelogram incelenmektedir. Kareleri alınmış değerlerin seviye değerleri tarafından öngörülebilirliklerine bakılmaktadır. Kaldıraç etkisinin varlığı bu şekilde sınanmaktadır. Uygun bir modelde Ljung-Box istatistiđi standardize edilmiş kalıntıların çapraz korelasyonunu anlamlı çıkarmayacaktır. GARCH modellerinde çapraz korelasyon sıfır olup, EGARCH ve TGARCH modellerinde negatif değer almaktadır.

Modeller En çok Benzerlik (Maximum Likelihood) yöntemi kullanılarak tahmin edilmektedir. Kullanılan varsayım  $\varepsilon_t$  nin koşullu normal dağıldığıdır. Bu varsayımın geçerli olmadığı durumda bile şartlı ortalama ve varyans uygun tanımlanmışsa, kullanılan quasi (yarı) maksimum benzerlik yöntemi tahmin edicileri tutarlı ve asimtotik olarak normal olmaktadır. Kalıntılarda bulunan çarpıklık ve basıklık değerlerinin yüksekliđi modellerin dođru tanımlanıp tanımlanmadıklarının göstergesidir. Bütün bu testler Campbell ve Henschell (1992) tarafından garch-m modellerine uygulanmıştır. Başka tanısal testler de tahmin edilen modellerin standartlaştırılmış kalıntılarını kullanılmaktadırlar. Bunlar Engle ve Ng (1993) tarafından geliştirilen İşaret Sapması (Sign Bias), Negatif Büyüklük Sapması (Negative Size Bias), Pozitif Büyüklük Sapması (Positive Size Bias) testleridir. Bunlar modelde olası bir tanımlama hatasının varlığını tesbit etmede etkin olmaktadır.

İşaret Sapmalı Test, standart hale getirilmiş kalıntıların regresyon sabiti ve bir kukla deđişken  $S_{t-1}$  üzerine regresyonundan ibarettir. Kukla deđişken bir dönem gecikmeli inovasyon  $\varepsilon_{t-1}$  negatif olduğunda bir, bunun haricinde sıfır deđeri almaktadır. Deđişkenin katsayısının t testi kullanılarak istatistiksel açıdan anlamlı olup olmadığı sınanmaktadır. Testin amacı

pozitif ve negatif inovasyonların (hata terimleri) gelecekteki volatilitéyi modelin öngördüğünden farklı olarak etkileyip etkilemediklerini tayin etmektir. Negatif Büyüklük Sapması testi kareleri alınmış standart kalıntıların regresyon sabiti ve  $S_{t-1} \varepsilon_{t-1}$  olarak tanımlanan değişken üzerine regresyonunun yapılmasından ibarettir. Bu değişkenin katsayısının t istatistiği kullanılması sonucunda anlamlı çıkması mutlak değeri büyük negatif inovasyonların volatilitenin gelecek değerindeki büyük sapmaları etkilemedeki rolünü göstermektedir. Pozitif İşaret Testi de kareleri alınmış standart kalıntıların regresyon sabiti ve  $S^+ \varepsilon_{t-1}$  değişkeni üzerine yapılan regresyonunun sonucunda, bu değişkenin katsayısının istatistiki açıdan anlamlı olup olmadığının sınanmasıdır. Değişkenin ilk çarpanı  $S^+ = 1 - S_{t-1}$  olarak tanımlanmaktadır. Anlamlı bir t istatistiği büyük pozitif inovasyonların gelecekteki volatilité sapmasını tayin etmedeki gücünü göstermektedir.

#### IV. Veri ve Metod

Çalışmada en çok işlem gören 100 hisse endeksinin günlük kapanış fiyatlarından türetilen günlük getiriler kullanılmaktadır. Zaman aralığı olarak 1 Ocak 1990 ve 20 Temmuz 2000 seçilmiştir. Esasen seriler 1 Ocak 1986 dan itibaren mevcuttur. Ancak ilk günlerde işlem hacminin çok düşük ve haftanın sadece bir günü (Cuma) işlem yapılması nedeniyle başlangıçta 3255 olan örnek hacmi 2611'e düşürülmüştür. Muhtemel bir ARCH (GARCH) etkisinin mevcudiyeti hisse getirilerinin karelerinin oluşturduğu korelogramın incelenmesiyle en iyi şekilde anlaşılabilir.

##### 4.1. Modelin Esas Kısmının Hareketli Ortalama Olarak Tanımlanması

Sermaye piyasaları araştırmacıları piyasalarda bazı belirgin özellikler bulmuşlardır. Bunların arasında münferit hisse alım-satımlarının senkronize olmamaları, alım-satım fiyat makası, ve minimum orandaki fiyat değişikliklerinin hisse ve endeks getirilerinde seri korelasyona neden olmaları gibi bulgular vardır. Uzun süreli olmayan bu seri korelasyonun getiriler üzerindeki etkisi göz önüne alınarak, modelin esas denklem kısmına birinci mertebeden bir hareketli ortalama terimi konulmuştur. ARCH modellerinin koşullu hata teriminin bağımsız olması varsayımını gerektirmesi böyle bir tanımlamayı zorunlu kılmaktadır (Hamao et al.,1990). Bu durumda modelin esas denklem kısmı aşağıdaki gibidir:

$$R_t = a + b \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

#### 4.2. Haftanın Günü Etkisi

Günlük getirilerin yüksek oranda deđişkenlik göstermesine karşın, piyasalarla ilgili olarak yapılan çalışmalarda pazartesi günü getirilerinin haftanın diđer günlerine oranla yüksek çıktığı tesbit edilmiştir. Pazartesi etkisi olarak adlandırılabilen bu etken esas denklemde bir kukla deđişkenle temsil edilmektedir. (Genelde kukla deđişken hem esas denklem hem de koşullu varyans kısmında yer alabilmektedir. Ancak çalışmada varyans denkleminde etkisi anlamlı çıkmamıştır). Model bu durumda aşağıdaki şekli almaktadır:

$$R_t = a + cD_t + b\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

#### 4.3. Riskin Getiri Üzerindeki Etkisi

Modelin esas denklem kısmına konulabilecek ilginç bir açıklayıcı deđişkende koşullu varyansın (ya da standart sapmanın) kendisi olmaktadır. Finans uygulamalarında aktifin beklenen getirisinin beklenen riski tarafından belirlenmesi doğaldır. Koşullu Varyansın bu şekilde esas denklemde yer alması ARCH-M (ARCH in Mean) olarak ifade edilmektedir. Bu durumda GARCH modelinin bir uzantısı olan model:

$$R_t = a + dh_t + cD_t + b\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

olarak tanımlanmaktadır. Böylece modelin esas denklem kısmı ortaya çıkmıştır. Modelin koşullu varyans spesifikasyonu alternatiflere göre deđişebilmekte, ancak esas denklem kısmı bunların hepsinde ortak olmaktadır.

### V. Ampirik Bulgular

**Tablo 1: İMKB-100 Endeksi Özet İstatistikleri**

Gözlem sayısı	2611
Ortalama	0.00297
Medyan	0.00201
Max.	0.35604
Min.	-0.1794
Standard sapma	0.03239
Çarpıklık	0.46439
Basıklık	10.3282
Jarque-Bera istatistiđi	5936.18

Özet istatistikleri bazı önemli bulguları ortaya çıkarmaktadır. Örnek ortalama değeri pozitif olup, dağılım normal dağılımla hiçbir benzerlik göstermemektedir. Aritmetik ortalama ve medyan değerleri yakın olsalar dahi, seride pozitif çarpıklık ve leptokörtik basıklık gözlenmektedir. Finans serilerinde bunlar tipik bulgulardır. Getirilerin seviye değerlerinin ve bunların karelerinin seri korelasyonundan türetilen Ljung-Box istatistiğinin oldukça yüksek olması bu seride hem korelasyon hem de zaman içinde değişen varyansın varlığına işaret etmektedir (Tablo 2). Esas denkleme koyulan birinci dereceden hareketli ortalama değişkeni kısa süreli otokorelasyonu temizleyebilmektedir. Ancak modelin kalıntılarında halen değişen varyans mevcuttur çünkü Q-istatistiği halen yüksektir. Dolayısıyla ancak ARCH (GARCH) tipi bir modelle değişken varyans yakalanabilmektedir.

**Tablo 2: Ljung-Box istatistikleri**

Ljung-Box Q istatistiği	Seviyeler	Kareler
Endeks getirileri	42.748*(0.00)	236.95*(0.00)
GARCH hariç esas denklem	16.114 (0.137)	196.15*(0.00)
GARCH içeren esas denklem	17.682(0.089)	11.625(0.392)}

Not: Modele GARCH terimi konulmadan yapılan regresyon kalıntıları kullanılarak bulunan değerler ikinci, GARCH(1,1) terimi ilave edilmiş olarak bulunan standartlaştırılmış kalıntılardan bulunan değerler üçüncü satırda yer almaktadır. (\*) % 1 derecesinde anlamlı.

**Tablo 3: GARCH-M (1,1) Tahmin Sonuçları**

Esas Denklem
$R_t = 0.00004 + 2.61539h_t + 0.00240D_t + 0.12766\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$ <p style="text-align: center;">(0.00087) (0.93982) (0.00115) (0.02257)</p>
Koşullu Varyans
$h_t = 0.00005 + 0.17356 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.77828 h_{t-1}$ <p style="text-align: center;">(0.00109) (0.02665) (0.02849)</p>
Logl=5545.09

Not: Parametreler En çok Benzerlik (Maximum Likelihood) yöntemiyle tahmin edilmiştir. Marquard algoritması kullanılmıştır. Bollerslev-Wooldrige Robust standart hataları parantez içinde verilmektedir.

Modelin esas denklem kısmında sabit terim dışında tüm parametreler anlamlı bulunmuştur. O halde haftanın günü etkisi ile getiri ve risk ilişkisinin mevcudiyeti doğrulanmaktadır. Varyans denkleminde ise hem arch hem garch terimleri anlamlı bulunmuştur. Her iki terimde pozitif olup pozitif varyans kısıtlamasına uymaktadırlar. Öte yandan tahmin edilen  $\alpha$  ve  $\beta$  parametreleri toplamı bire eşit olmasa da .95 civarındadır. Bu durumda koşullu varyansın oldukça kalıcı olduğu görülmektedir. Modelin tahmini sonucunda bulunan standartlaştırılmış kalıntılar model uygun tanımlanmışsa sıfır ortalama ve birim varyansla bağımsız olarak dağılmaktadırlar. Normal dağılım koşulu gerekli değildir.

**Tablo 4: EGARCH-M (1,1) Tahmin Sonuçları**

Esas Denklem	
$R_t = 0.00063 + 3.46735h_t + 0.00301D_t + 0.13615\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$	
(0.00090) (0.98592) (0.00125) (0.02213)	
Koşullu Varyans	
$\log(h_t) = -0.82842 + 0.92106\log(h_{t-1}) + 0.35158 \left[ \left  \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right  - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] - 0.02228 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$	
(0.16993) (0.01877) (0.02849) (0.02914)	
Logl=5549.61	

EGARCH-M spesifikasyonu esas denklemde bir önceki modele benzer sonuç vermektedir. Öte yandan varyans denklemindeki asimetri parametresi başka deyişle  $\varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}}$  terimi katsayısı anlamlı çıkmamaktadır.

**Tablo 5: TGARCH-M (1,1) Tahmin Sonuçları**

Esas Denklem	
$R_t = 0.000054 + 2.516648h_t + 0.002467D_t + 0.129996\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$	
(0.000897) (0.936910) (0.001166) (0.022395)	
Koşullu Varyans	
$h_t = 0.000056 + 0.160153\varepsilon_{t-1}^2 + 0.026359\varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + 0.776664h_{t-1}$	
(0.00001) (0.027961) (0.041288) (0.028679)	
Logl=5545.65	



Önceki modellerin esas denklem tahmin sonuçlarına benzer bir durum burada da geçerlidir. Ancak varyans denkleminde kaldıraç (asimetri) etkisini temsil eden katsayı  $\varepsilon_{t-1} d_{t-1}$  yine anlamlı değildir. Bu sonuç yukarıdaki modelin uygunluğu hususunda tereddüt uyandırmaktadır. Modeller arasında EGARCH-M en yüksek log benzerlik değeri vermektedir. Bu durumda standartlaştırılmış kalıntıları kullanan tanısal testlere başvurma gereği ortaya çıkmaktadır.

**Tablo 6: Modellerin Portmanto ve İşaret Tanısal İstatistikleri**

Model	LB(12)	LB <sup>2</sup> (12)	İşaret	Negatif B.	Pozitif B.
GARCH-M(1,1)	18.259	24.523	1.686	-1.085	-0.481
EGARCH-M(1,1)	20.996	22.669	1.395	-0.453	0.049
TGARCH-M(1,1)	19.022	22.896	1.424	-0.721	-0.196

Not: Tabloda İMKB-100 endeksi günlük getirilerinin üç alternatif volatilite modeliyle tahmin sonuçlarına uygulanan tanısal testler yer almaktadır. İkinci ve üçüncü sütunda kalıntı seviyeleri ve karelerinin on ikinci mertebeden serisel otokorelasyonlarına uygulanan Ljung-Box portmanto istatistikleri, diğerlerinde de işaret sapmalı test sonuçları yer almaktadır. Esas denklemde sadece bir MA(1) terimi bulunduğundan, istatistikler on iki eksi bir serbestlik derecesindeki  $X^2$  (11) tablo değeriyle karşılaştırılmaktadır.

**Tablo 7: Çapraz Korelogram**

Model	Lag	Lead
GARCH-M	10,489	15,271
EGARCH-M	9,073	14,994
TGARCH-M	10,419	15,173

(\*) Lag (Gecikmeli) Lead (öncül) değerlerdir.

Standartlaştırılmış kalıntılardan türetilen korelogram bazında modeller kıyaslandığında hiçbir modelin görece üstünlük sağlamadığı görülmektedir (Tablo 6). EGARCH-M modelinin standart kalıntılarından elde edilen LB istatistiği %5 derecesinde anlamlı çıkmakta, ancak %1 derecesinde anlamlı olmamaktadır. Kalıntı kareleri incelendiğinde asimetrik modellerin LB istatistiklerinin %5 ve %1 derecesinde anlamlı olmadıkları saptanmaktadır. Modellerin tümü işaret testlerini geçmektedirler. Bu testlerde modellerin standartlaştırılmış kalıntılarının kareleri bulunarak hesaplanmıştır.

Öte yandan standartlaştırılmış kalıntıların seviye değerleri bunları kareleri arasındaki çapraz korelasyondan da anlamlı bir Q istatistiği bulunmamıştır (Tablo 7).

## VI. Sonu

Tahmin sonuları hata terimlerindeki kısa sreli korelasyonun ve haftanın gn etkisinin mevcudiyetini dođrulamaktadır. Bu bakımdan aynı konuda farklı piyasalar iin yapılmıř alıřmalarla benzerlik bulunmaktadır. Risk ve geiri arasında pozitif ve anlamlı bir iliřkinin mevcudiyeti de  model bulguları tarafından ortaya konulmaktadır. te yandan, ampirik sonular herhangi bir asimetrisinin varlıđına iřaret etmemektedir. Bu neticeye 1) standart tanısıl testler bazında GARCH-M modelinin alternatiflerinin daha uygun olduklarına dair bir sonu ıkmamasından, 2) alternatif modellerin asimetriyi temsil eden terimlerinin katsayılarının anlamlı olmamalarından, 3) İřaret ve byklk test sonularının hibir modelin stnlđn gstermemelerinden dolayı varılmaktadır. EGARCH-M modelinin benzerlik deđerinin diđerlerine oranla biraz daha yksek ıkmasına rađmen bu fark dikkate alınacak kadar byk deđildir. Bu durumda muhafazakar bir arařtırmacı GARCH-M modeline sadık kalabilir. Bununla birlikte GARCH modellerinin ok eřitli uzantılarının olduđu ve alıřmada sadece iki alternatifin incelendiđi deđerlendirilmelidir. Finans serilerinin arpıklık ve basıklık aısından normal dađılım varsayımına pek uymadıđı, bu bađlamda parametrik olmayan yaklařımlara da yer verilmesi geređi ortaya ıkmaktadır.

## Kaynaklar

- Balaban, E., “*Forecasting Stock Market Volatility: Evidence from Turkey*”, ISE Finance Award Series 1, 1990.
- Black F., *Studies of Stock Price Volatility Changes*, Proceedings of the 1976 Meeting of the Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association, 1976, pp. 177-81.
- Bollerslev, T. P., “*Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*”, Journal of Econometrics, 31, 1986, 307-28.
- Bollerslev, T.P., R. Chou, K. Kroner, “*Arch Modelling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence*”, Journal of Econometrics, 52 , 1992, 5-59.
- Cambell, J.Y., L. Hentschel, “*No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns*”, Journal of Financial Economics, 31 3: 1992, 281-318.
- Engle, R. F., “*Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation*”, Econometrica, 50, 1982, 987-1007.
- Engle, R.F., Victor K. Ng, “*Measuring and Testing the Impact of News on Volatility*”, Journal of Finance, 48/5, 1993, 1749-78.
- Glosten, L., R. Jagannathan, D. Runkle, “*On the Relationship Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks*”, The Journal of Finance, XLVIII, 5, 1989, 1779-1801.
- Hamao, Y., R.W. Masulis, V. Ng, “*Correlations in the Price Changes and Volatility Across*

- International Stock Markets*", The Review of Financial Studies, V 3, 2, 1990, 281-307.
- Güneş, H., Saltoglu, B., İMKB Getiri Volatilitésinin Makroekonomik Konjonktür Bağlamında İncelenmesi, İMKB Publications. (Study of Stock Return Volatility at ISE Within the Framework of Macroeconomic Indicators), 1998.
- Nelson, D. B., "Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: A New Approach", Econometrica, 59, 1991, 347-70.
- Pagan, A. R., G. W. Schwert, "Alternative Models for Conditional Stock Volatility", Journal of Econometrics, 45, 1990, 267-90.
- Zakoian, J.M., "Threshold Heteroskedastic Models", Journal of Economics, Dynamics and Control, 18, 1994, 931-56.



## **TÜRKİYE’DE PARASAL AKTARIM MEKANİZMASI VE BANKA KREDİ KANALI**

Lokman GÜNDÜZ\*

### **Özet**

Bu makale bir parasal aktarım mekanizması olarak banka kredi kanalının (bank lending channel) Türkiye’deki rolünü analiz etmektedir. 1986-1998 dönemini kapsayan çalışmada aylık makro verilere dayalı bir VAR (Vektör Otoregresif) modelin sonuçları verilmektedir. Bulgular banka kredi kanalına sınırlı bir destek vermektedir. Sıkı para politikasının ardından bankaların kredileri ile menkul kıymet cüzdanları banka mevduatlarından (paradan) çok daha hızlı azalmaktadır. Ayrıca kredi ve sanayi üretimdeki etki tepkilerinin zamanlaması ve varyans ayrıştırmasının sonuçları da banka kredi kanalının işlerliğini göstermektedir. Çalışmanın sonuçları geleneksel faiz oranı ve döviz kuru kanalı ile de uyum içerisindedir.

### **I. Giriş**

Son yıllarda parasal aktarım sürecinde “kredi kanalı” olarak bilinen kredi piyasasındaki eksikliklerin önemini ortaya koyan geniş bir literatür oluşmuştur. Bu literatürün bir bölümü banka kredi kanalının mevcudiyeti ve önemi üzerinde odaklanmaktadır. Para politikasının banka kredileri aracılığıyla etkinliğinin Türkiye’nin kurumsal yapısı açısından sonuçları belirsizdir. Kredi kanalının temelinde bulunan banka ve firmalar arasındaki ilişkilerin Türkiye’de görece güçlü olması ve Türk bankacılık sisteminin özellikle kısa vadeli dış finansman açısından hayati önem taşıması, Türkiye’de kredi kanalının araştırılmasını ilginç kılmaktadır. Yine doğrudan bir

---

\* Yrd. Doç. Dr. Lokman Gündüz, Beykent Üniversitesi , İ.İ.B.F., İşletme Bölümü, Beylikdüzü, Büyükdere, İstanbul.

Tel: 212-872 64 32 Fax: 212-872 24 89 E-mail: lokman@beykent.edu.tr.

Bu makalede çok değerli yardım ve katkıları için Prof. Dr. Nazım Ekren’e teşekkürlerimi sunarım. Bu çalışma daha önce Lübnan Amerikan Üniversitesi’nin Beyrut’ta 23-25 Mayıs 2000’de düzenlediği “Orta Doğu ve Kuzey Afrika Ülkelerinde Ekonomi, Bankacılık, Finansal Piyasalar” konulu uluslararası konferansta sunulmuştur.

kontrol mekanizması olarak rezerv karşılıklarının önemli olması araştırma için bir başka motivasyon kaynağı olabilmektedir. Diğer taraftan finansal liberalleşme sürecinin paralelinde geleneksel bankalar aracılığı ile kredilendirmenin, dolayısıyla kredi kanalının önemi azalacaktır. Özellikle finansal deregülasyon ve yenilikler finansal yapıda önemli değişikliklere yol açabilecektir. Ayrıca yüksek enflasyon, para ikamesi ve muazzam bütçe açıkları gibi Türkiye ekonomisinin kronik problemleri de düşünüldüğünde para politikasının etkinliği tartışmaya açıktır.

Parasal aktarım sürecinde finansal piyasalardaki eksikliklerin önemi bir çok çalışmayla ortaya konulmasına rağmen, banka kredi kanalının varlığına ilişkin ampirik bulgular net değildir. Bunun önemli bir nedeni makro (aggregate) verilere dayanan çalışmaların büyük ölçüde metodolojik açıdan tanımlama (identification) problemine maruz kalmasıdır. Başka bir deyişle sorun, sıkı para politikasının ardından banka kredilerinde gözlenen azalmanın kredi arzındaki düşüşten mi yoksa borçlananların talebindeki azalmadan mı kaynaklandığının tam olarak belirlenememesidir. Borçlananların talebindeki düşüşten kaynaklanması durumunda kredi kanalı işlemeyecektir. Bu çerçevede sektörel/detay veriyle yapılan çalışmalar kredi değişkenlerinin tepkisinin kredi kanalının temelini oluşturan teorik literatürdeki diğer hipotezlerle birlikte analiz edilebileceğini göstermektedir. Örneğin enformasyon problemleri birçok borçlu kategorisi için de daha anlamlı olabilmektedir.<sup>1</sup> Buna göre sıkı para politikasının ardından büyük şirketler azalan nakit akımları telafi etmek için rahatlıkla banka kredisi bulabilirken, küçük şirketlere aktarılan banka kredileri azalmaktadır. Kredinin “özel” olduğundan hareketle kredi kanalını destekleyen bu tür bulguların, ne ölçüde “banka kredi kanalını” desteklediği konusunda tam bir mutabakat yoktur.<sup>2</sup>

Bununla birlikte çoğu ülke için banka düzeyinde ya da firma düzeyinde detaylı bilgi bulunmamaktadır. Ayrıca sadece makro verilere dayalı ampirik çalışmalar da önemli ipuçları verebilmektedir.<sup>3</sup> Örneğin Bernanke ve Blinder’in (1992) çalışmasını takip eden Yülek (1998) banka kredi kanalının Türkiye için önemine işaret etmektedir.

<sup>1</sup> Bkz. Gertler ve Gilchrist [1993, 1994] ; Oliner ve Rudebush (1996).

<sup>2</sup> Tartışma için bkz. Oliner ve Rudebush (1996) ve Kashyap ve diğerleri (1996).

<sup>3</sup> Sektörel bazlı çalışmalar faydalı bir alternatif olarak karşımıza çıkmaktadır. Çoğu çalışmalarda banka kredileri kurumsal sektör ile hanehalkına verilenler olarak ikiye ayrılmaktadır. Örnekler arasında İngiltere için Dale ve Haldane (1995; Hollanda için Kakes (1998) ve Almanya için Kakes, Sturm ve Maier’in (1999) çalışmaları bulunmaktadır.

Bu çalışmanın amacı vektör otoregresif modeller yardımıyla 1986-1998 dönemi boyunca Türkiye’de parasal aktarım mekanizması açısından bankaların rolünü araştırmaktır. Çalışmanın metodolojisi, Garretsen ve Swank’ın (1998) makro verilerle Hollanda için yaptıkları çalışmaya benzemekte ve Ekren ve Gündüz’ün (1999) çalışmalarını geliştirmektedir. Araştırmada metodolojik olarak tanımlama sorununun devam etmesine rağmen Türkiye’de banka kredi kanalının işlerliğine ilişkin kanıt bulunmaktadır. Ayrıca araştırma sonuçları geleneksel faiz kanalı ile döviz kanalının da işlerliğini ortaya koymaktadır.

Makalenin geri kalan bölümleri şu şekilde sınıflandırılmıştır. Çalışmanın ikinci bölümü kısaca para politikası aktarım süreci olarak kredi kanalını özetlemektedir. Modelin tanımlanması, ve verilerin seçimi ile ön testler üçüncü bölümde yer almaktadır. Dördüncü bölüm çalışmanın temel bulgularını tartışırken son bölümde sonuçları vurgulamaktadır.

## II. Parasal Aktarım Mekanizmasında Kredi Kanalı

Parasal aktarım mekanizması genellikle para ve kredi kanalı olarak ikiye ayrılmaktadır. Para kanalı parasal aktarım sürecinin geleneksel görüşü olarak tanımlanmakta ve en basit versiyonunu standart IS-LM modellerinde tanımlanmaktadır. IS-LM modelinde para ve tahviller olmak üzere sadece iki çeşit finansal aktif tanımlanmakta ve tahviller tüm sermaye piyasasını temsil etmektedir. Bankalar bu modelde önemli bir rol üstlenmediğinden banka kredilerinin diğer banka aktiflerinden ayrı tutulmasına gerek kalmamaktadır. Bu yaklaşıma göre, para politikası doğrudan sermaye piyasası faiz oranına etkisiyle işlemektedir.

Kredi kanalını, sermaye piyasası eksiklikleri yaklaşımı olarak adlandırmak da mümkündür.<sup>4</sup> Zira kredi kanalı finansal yapının bir çok özelliğini açıklayan aynı enformasyon ve agency sorunlarının parasal aktarımda da rol oynadığı varsayımına dayanmaktadır. Kredi kanalına göre kredi piyasasındaki enformasyonel friksiyonlar sıkı para politikası dönemlerinde daha da ciddi hale gelmektedir. Bu durum dış finansman priminde (iç ve dış finansman fonlama arasındaki farkta) artışa ve dolayısıyla para politikasının reel ekonomi üzerindeki etkisinin çoğalmasına neden olmaktadır. Kredi kanalı teorisine göre para politikasının faiz oranları üzerindeki doğrudan etkisi dış finansman primindeki endojen değişikliklerle büyümektedir. Dış finansman priminin büyüklüğü, kredi verenlerin beklenen

<sup>4</sup> Kredi kanalının bir değerlendirmesi için bkz. Bernanke ve Gertler (1995) ile Hubbard (1994).

getirileri ile potansiyel borçluların maliyetleri arasındaki farkı yönlendiren kredi piyasalarındaki eksikliği yansıtmaktadır. Kredi kanalında açık piyasa faiz oranlarını yükselten ya da düşüren bir para politikası aynı yönde dış finansman primini de değiştirmektedir. Para politikasının geniş anlamıyla tanımlanan borçlanma maliyeti üzerindeki ilave etkisi nedeniyle reel faaliyetlerde nihai etki daha da büyükmektedir.

Kredi kanalı iki ilave parasal aktarım mekanizması üzerinde odaklaşarak para kanalını tamamlamaktadır. Bunlar banka kredi kanalı ve bilanço kanalıdır.<sup>5</sup> Banka kredi kanalına göre para politikası dış finansman primini özellikle ticari bankaların kredi arzını değiştirerek etkileyebilmektedir. Önemli bir dış finansman kaynağı olan bankalar ise kredi piyasalarında bilgiye (enformasyona) dayalı problemlerin ve diğer friksiyonların çözümünde uzmanlaşmışlardır. Banka kredi arzının bir şekilde kesintiye uğraması durumunda, bankaya bağımlı borçlular yeni bir kreditor bulmanın ve yeni bir kredi ilişkisi kurmanın vb. maliyetlerine katlanmak zorunda kalmaktadır. Böylece banka kredilerindeki bir azalma, diğer kredi çeşitlerine oranla dış finansman primini yükseltebilmekte ve böylece reel ekonomik faaliyetleri olumsuz etkileyebilmektedir.

Banka kredi kanalının iki önemli unsuru bulunmaktadır. Birincisi, banka kredisinin özel olmasıdır. Başka bir deyişle banka kredilerinin hem banka bilançolarının pasifinde hem de borçluların aktifinde mükemmel bir ikamesi bulunmamasıdır. Özellikle hane halkı ve küçük firmaların banka kredilerinin dışında diğer kredi türlerine erişimleri çok azdır. İkinci unsur para politikasının para arzı üzerindeki doğrudan etkisiyle ilişkilidir. Bankacılık sistemindeki mevduatları azaltan bir sıkı para politikasının ardından, krediler ile diğer aktiflerin birbirleriyle ikame edilemez özellikleri dikkate alındığında, bankalar kredi arzlarını azaltmak suretiyle portföylerini yeniden ayarlamak zorunda kalmaktadır. Kredi arzı azalan bankalar kredi faizlerini artırmakta veya kredilerini azaltmaktadır. Böylece kredi arzındaki azalma bankaya bağımlı borçlular için dış finansman priminin yükselmesine neden olmaktadır. Sonuç olarak banka bağımlı müşterilere tahsis edilen krediler azalabilmekte ve onlar da harcamaları da azaltarak tepki verebilmektedir.

Bilanço kanalı ise para politikasının borçluların finansal pozisyonları üzerindeki potansiyel etkisine vurgu yapmaktadır. Borçluların finansal pozisyonları yani net değerleri kendi bilanço ve gelir tablolarından belir-

<sup>5</sup> Bernanke ve Gertler'e (1995) göre bilanço kanalının mevcudiyeti net bir şekilde ortaya konmuşken banka kredi kanalınınki çok daha karışıktır.



lenmektedir. Buradaki temel düşünce borçluların finansal pozisyonunu etkileyen herhangi bir şokun dış finansman primini ve borçluların yüz yüze kaldıkları tüm kredi şartlarını değiştirmesidir.

### III. Spesifikasyon ve Modelin Ön Testi

#### 3.1. Veri ve Değişkenlerin Seçimi

Çalışmada kullanılan aylık zaman serisi Ocak 1986-Ekim 1998 dönemini kapsayan 154 gözlem sayısından oluşmaktadır.<sup>6</sup> Örneklemin 1986 yılından başlaması verilerin mevcudiyeti ve güvenilirliğiyle ilgilidir. Ayrıca bu tarih Türk finansal sistemindeki önemli değişikliklere denk düşmektedir.

Değişkenlerin seçiminde hem iktisadi hem de istatistiksel kriterler göz önüne alınmıştır. Para aktarım mekanizmasında banka bilançolarının rolü araştırıldığından bankaların aktif ve pasifleri zaten çalışmada kapsamaktadır. Bu nedenle bankaların hareketlerine ilişkin değişkenler olarak mevduatlar, krediler ve menkul kıymet portföyleri VAR modelinde bulunmaktadır.<sup>7</sup> Ayrıca para politikasının nihai hedefleri olarak reel ekonomiye ilişkin sanayi üretim endeksi ile toptan eşya fiyat endeksi de çalışmaya dahil edilmektedir. Ekonominin dışa açıklığının dikkate alınması için de reel döviz kuru da değişkenler arasına katılmıştır. Politika değişkeninin seçilmesi modelde önemli bir yer tutmaktadır. Bu konuda Bernanke ve Blinder (1992) ile VAR temelli parasal aktarım mekanizmasıyla ilgili literatürden hareketle interbank faiz oranları politika değişkeni olarak seçilmiştir.<sup>8</sup> VAR denklemini Merkez Bankasının reaksiyon fonksiyonu ve politika değişkenindeki tepkileri de beklenmeyen para politikası şokları olarak yorumlamak mümkündür.

Çalışmada kullanılan değişkenler seti aşağıdaki gibidir:<sup>9</sup>

<sup>6</sup> Tüm veriler merkez bankasının web sitesinden elde edilmiştir. <http://www.tcmb.gov.tr>.

<sup>7</sup> Çalışmaya toplam banka mevduatlarının yerine M2 konulduğunda sonuçların değişmediği görülmüştür.

<sup>8</sup> Kalkan, Kıpıcı ve Peker’in (1998) çalışmalarında interbank faiz oranları ile döviz kuru sepeti enflasyonun en güçlü göstergeleri olarak bulunmuştur. Görünen o ki TL bazlı parasal büyüklükler dünyanın diğer birçok ülkesinde olduğu gibi Türkiye’de de merkez bankasını terk etmişlerdir.

<sup>9</sup> Endeksler 1987’ye göre normalleştirilmiştir. İnterbank faiz oranı hariç tüm veriler toplam eşya fiyat endeksi ile deflate edilmiş ve sonra da logaritmaları alınmıştır. Tüm seriler X11 ARIMA metodu kullanılarak mevsimsellikten arındırılmıştır. Reel dolar döviz kuru, yabancı (A.B.D.) fiyat indeksinin yurtiçi fiyat indeksine bölünerek nominal döviz kuruyla çarpılması şeklinde tanımlanmaktadır.

• Toptan eşya fiyat endeksi (logaritmik)	logwpisa
• Sanayi üretim endeksi (reel ve logaritmik)	logipisa
• Reel dolar döviz kuru (logaritmik)	logfxsa
• Bankaların menkul kıymet stokları (reel ve logaritmik)	logsecsa
• Bankaların toplam kredileri (reel ve logaritmik)	logtcrsa
• Bankaların toplam mevduatları (reel ve logaritmik)	logtdepsa
• İnterbank gecelik faiz oranı	ibrsa

Yukarıda belirtilen değişkenlerin yanı sıra VAR modelinde Şubat 1994-Mayıs 1994 dönemi için kukla değişken de kullanılmıştır.

### 3.2. Ön Testler ve Değişkenlerin Sıralanması

VAR modelinin değişkenlerin seviyeleri ya da birinci farklarıyla formüle edilip edilemeyeceğini belirlemek için yukarıdaki seriler durağanlık testlerine tabi tutulmuştur. Dickey ve Pantula (1987)<sup>10</sup> tarafından belirlenen kurallara göre Tablo 1'deki interbank faiz oranı dışındaki tüm serilerin I(1) olduğu görülmektedir. Bu durumda değişkenleri durağan hale getirmek için birinci farklarını (interbank faiz oranı hariç) almak gerekmektedir.

**Tablo 1: Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test Sonuçları: t-Rasyoları**

	LOGWPISA	LOGIPISA	LOGRFXSA	LOGTSECSA
İkinci dereceden farkları	8.36**	8.68**	7.63**	8.34**
Birinci dereceden farkları	3.93*	5.24**	3.83*	6.10**
Seviyeleri itibariyle	1.91	2.69	2.34	1.79
Dimension of series	LOGTCRSA	LOGTDEPSA	IBRSA	
İkinci dereceden farkı	6.58**	9.66**	8.47**	
Birinci dereceden farkı	3.54*	5.73**	6.54**	
Seviyeleri itibariyle	2.45	0.44	3.79*	

Not: \*(\*\*) durağanlık hipotezinin Mackinnon (1991) kritik değerlerine göre yüzde 5 (1) önem derecelerinde rededildiğini göstermektedir.

Modeldeki optimum gecikme sayısını belirlemek için Akaike bilgi kriteri (AIC) kullanılmış ve çoğu gecikme sayısının üç ya da dörde eşit ol-

<sup>10</sup> Bkz. Dickey ve Pantula (1987)

duđu anlaşılmıştır. Daha büyük gecikme sayılarının (13 den büyük olanlar gibi) AIC açısından daha uygun olduğu görülmüşse de serbestlik derecesini kontrolü için gecikme sayısı dört olarak belirlenmiştir.

Ardından koentegrasyonu araştırmak için Johansen (1991) prosedürü uygulanmıştır. I(1) değişkenleri arasında koentegrasyon var ise ilgili koentegrasyon kalıntıları (tercihen sabit terim ile zaman trendi içeren) farkları alınmış serilere regresör olarak ilave edilmiştir. Aksi takdirde sistem yanlış tanımlanmış olacaktır. Diğer bir sıklıkla kullanılan alternatif ise koentegrasyon ilişkisinin tespitinin ardından VAR modelini değişkenlerin seviyeleri ile oluşturmaktır. Fakat bu yöntem Robertsen ve Wickens’in (1994) belirttiği gibi etkinlik kaybına yol açabilmektedir.<sup>11</sup> Tablo 2’de Johansen’a (1991) dayalı koentegrasyon analizinin sonuçları verilmektedir.<sup>12</sup> Buna göre yüzde 5’lik önem derecesinde iki koentegre denklem gözükmektedir. Görüldüğü gibi VAR modeli vektör hata düzeltme modeline (VECM) dönüşmektedir.

**Tablo 2: Johansen Koentegrasyon Testi**

Seriler: LOGWPISA LOGIPISA LOGTSECSA LOGTCRSA LOGTDEPSA LOGRFXSA				
Eigenvalue	Olabilirlik Rasyosu (LR)	Yüzde 5’lik Kritik Değer	Yüzde 1’lik Kritik Değer	Hipotezdeki Koentegre Denklem sayısı
0.262535	140.9528	114.90	124.75	Sıfır **
0.214781	95.57677	87.31	96.58	En fazla 1 *
0.147817	59.54965	62.99	70.05	En fazla 2
0.095944	35.71655	42.44	48.45	En fazla 3
0.078329	20.68777	25.32	30.45	En fazla 4
0.055668	8.534334	12.25	16.26	En fazla 5

L.R. testi yüzde 5 önem derecesinde 2 tane koentegre denklem göstermektedir.

Not. Test seride lineer deterministik trend bulunduğu varsayımı altında test edilmiştir. Baz alınan VAR modelindeki gecikme uzunluğu 4 aydır. \*(\*\*) hipotezin yüzde 5 (1) önem derecelerinde reddedildiğini göstermektedir. Kritik değerler Osterwald-Lenum’dan (1992) alınmıştır.

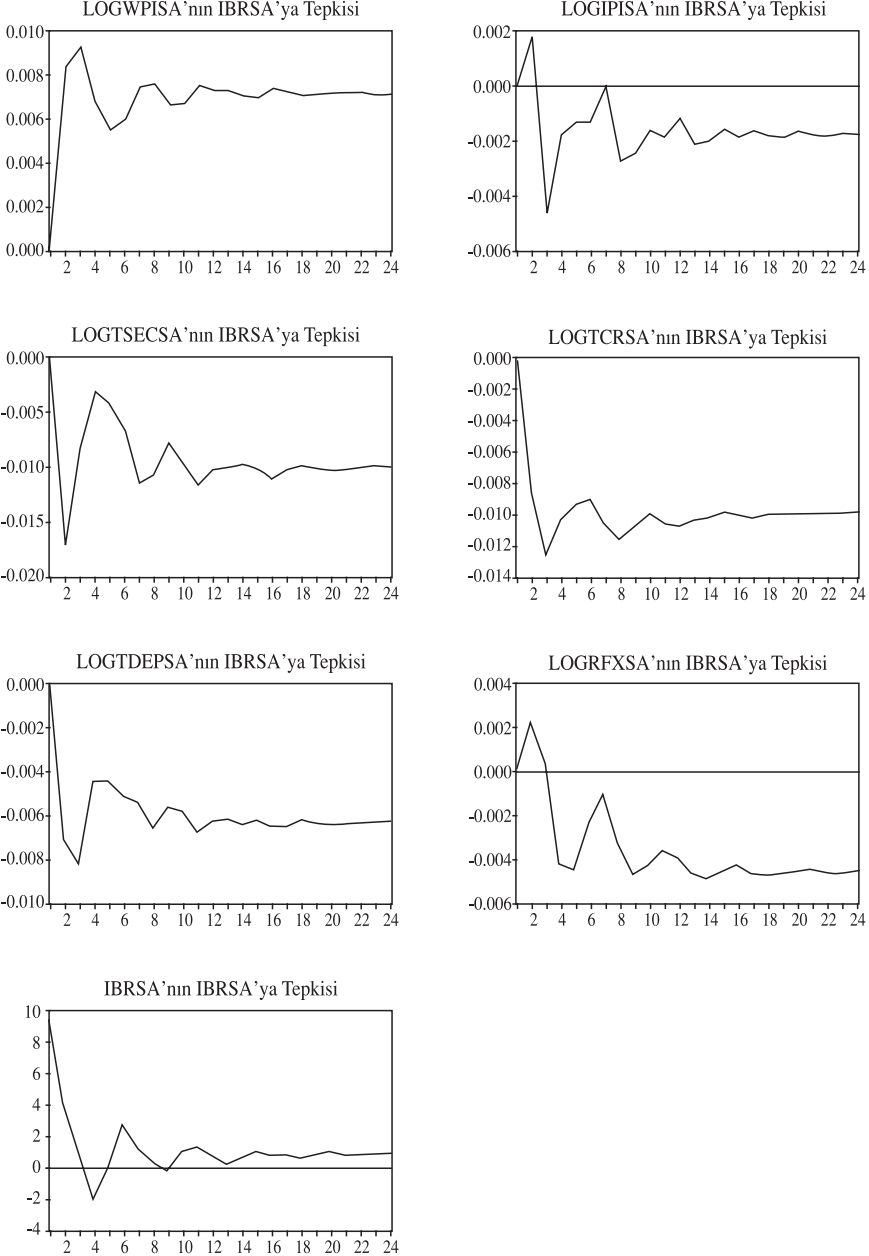
Etki tepki fonksiyonları (impulse response functions-IRF) çalışmada temel ilgi alanını oluşturmaktadır. Bunları elde etmenin en yaygın metodu Choleski ayrıştırması kullanarak değişkenlerde eş zamanlı yenilikleri

<sup>11</sup> Bkz. Robertson, ve Wickens (1994)

<sup>12</sup> Bkz. Johansen (1991)

## Şekil 1: Etki Tepki Fonksiyonları: İnterbank Faiz Oranındaki Şoka Karşı Tepkiler

Bir Standart Sapmalı Şoka Karşı Tepkiler



ortogonelleştirmektir. Değişkenlerin sıralaması, belirli bir değişkendeki yeniliklerin (innovation) sistemdeki diğer değişkenler üzerindeki doğrudan eş zamanlı etkisine izin vermektedir. Gertler ve Gilchrist (1993) ile Garretsen ve Swank (1998) vb. yaptığı gibi politika değişkeni sistemde en sonda yer almaktadır. Böylece, interbank faiz oranındaki yeniliklerin diğer değişkenler üzerindeki etkisi gecikmeli olmaktadır. Değişkenlere denk gelen denklemlerin sıralanması parasal aktarım mekanizmasını da yansıtmaktadır. Başka bir deyişle para politikası ilk olarak bankalarla ilgili üç değişkeni, ardından reel dolar döviz kurunu ve son olarak da Türkiye ekonomisinin reel sektörünü etkilemektedir. Ayrıca Dale ve Haldrup’un (1995) de belirttiği gibi politika dışı değişkenleri açıklayan denklemlerin sıralamasının politika değişkeninin en sonra yer alması durumunda, politika değişkenindeki bir şok üzerinde önemli bir etkisi bulunmamaktadır. Bu çalışmada, Garretsen ve Swank’ın (1998) çalışmasında olduğu gibi, politika değişkeninin politika dışı değişkenlerden önce sıralanması durumunda bile simülasyon döneminin ilk bir kaç ayı hariç çok farklı IRF’lere ve farklı sonuçlara yol açmadığı görülmüştür.

#### IV. Yenilik Analizi ve Sonuçların Yorumlanması

Çalışmanın sonuçları etki tepki analizi ve varyans ayrıştırması analizlerine dayanmaktadır. Şekil 1’de vektör hata düzeltme (VEC) modelinden elde edilen IRF’ler gösterilmektedir. Yatay ekseninde her bir değişkenin etkidenden (impulse) sonra geçen ay sayısı, dikey ekseninde ise ilgili değişkenin tepkisi gösterilmektedir. Dikey eksenindeki 10 birimlik değer faiz oranında yüzde 10; 0.002’lik bir değer ise diğer değişkenlerde yüzde 0.2’lik bir oranı ifade etmektedir. Şekil 1’de interbank faiz oranındaki ilk şokun yüzde 10’lara ulaştığı anlaşılmaktadır. Şokun geçiciliği (transience) faiz oranlarındaki artışın altı aydan sonra yok olmasından anlaşılmaktadır.

Öncelikle banka bilançoları üzerindeki etkiler incelendiğinde, faiz oranındaki şoklara en önemli tepkinin bankaların menkul kıymet cüzdanları ile banka kredilerinde gerçekleştiği görülmektedir. Menkul kıymetlerdeki düşüş başlangıçta sert olmakta ve ikinci ayda yüzde 1.7’lere çıkmakta, ancak simülasyon döneminin sonunda etki yüzde 1’lere düşmektedir. Banka kredileri de faiz oranı şokuna karşı ilk önce yüzde 1.3 kadar düşüş göstererek tepki vermekte, sonra bu tepki düzeyi yüzde 1’lerde kalmaktadır. Toplam banka mevduatları da düşmekte, fakat bu tepki diğer bilanço kalemlerine oranla daha sınırlı olmaktadır. Mevduatlardaki düşüş üçüncü ayda yüzde 0.08’lere ulaşmakta ve geri kalan dönem boyunca da yüzde 0.06’larda kalmaktadır.

Faiz oranındaki artış dolar döviz kurunun ilk aşamada değerlenmesine neden olmakta fakat sonradan değer kaybetmesiyle sonuçlanmaktadır.<sup>13</sup> Değer kaybıyla ilgili etkiyi sanayi üretimindeki keskin ve sürekli düşüşle ilişkilendirmek de mümkündür. Diğer yandan reel faaliyetlerdeki başlangıçta görülen artış istatistiki olarak anlamlı değildir. Sıkı para politikası ancak ikinci aydan sonra işlemektedir. Sanayi üretimindeki düşüş üçüncü ayda yüzde 0.05'lere erişmekte ve sonra yüzde 0.02'ler seviyesinde bir trend sergilemektedir.

Genel fiyatlar seviyesi sıkı para politikasının ardından beklenmedik bir tepki vererek yükselmektedir. Kalkan, Kıpıcı ve Peker (1998) de interbank faiz oranı ile enflasyon arasındaki pozitif ilişkiye dikkatleri çekmektedir. Onlara göre bu ilişkinin temelinde maliyet yönlü ya da zenginlik etkisi tipi mekanizmalar, enflasyonist beklentilerin rolü ve para politikasının yüksek enflasyonlu dolarize olmuş bir ekonomideki etkinliğinin derecesi gibi unsurlar bulunmaktadır. Diğer taraftan varyans ayrıştırılmaları interbank faiz oranının toptan tüketici fiyatlarındaki değişimin çoğunu açıkladığını ve bunun tersi ilişkinin de doğru olduğunu ortaya koyması maliyet mark-up'ına dayanan fiyatlamasının rolünü vurgulamaktadır.<sup>14</sup>

Fiyatların bu ters tepkisi VAR temelli bir çok çalışmada görülmektedir. Sims (1992) arz yönlü etkilerin gözönüne alınması için mal (eşya) fiyat endeksi ya da petrol fiyatlarını eklemeyi önermektedir. Dale ve Haldane (1995) ise sıkı para politikasının ardından fiyatlardaki pozitif tepkinin artan değişken maliyetlerle ifade edilebileceğini ve bunun da başlangıçta maliyet mark-up fiyatlaması nedeniyle yüksek fiyatlara dönüşeceğini ifade etmektedir.

Bulgularımızın para ve kredi kanalı noktasında nerede durulduğunun belirlenmesi kolay değildir. Banka kredi kanalının belirlenmesinin bir yolu sıkı para politikası dönemlerinde bankaların aktif ve pasiflerini nasıl değiştirdiklerine bakmaktır. Bu doğrultuda yapılan bazı çalışmalar para

<sup>13</sup> Döviz kuru kanalının varlığı için iki koşulun bulunması gerekmektedir. Öncelikle faiz oranındaki bir şok, paranın değerlenmesiyle neticelenmelidir. İkinci olarak bu değerlenme üretim ve fiyatlarda düşüşe neden olmalıdır. Simülasyon sonuçlarına göre faiz oranlarındaki bir yükseliş paranın değerlenmesiyle (döviz kurunda düşüşle) sonuçlanmaktadır. Böylece para piyasası oranındaki artışın ardından başlangıçta gözlenen paranın değer kaybı, döviz kuru anomalisine neden olmaktadır. Çünkü faiz oranlarındaki yükseliş muhtemelen pariteyi savunmak için gerçekleştirilmektedir. Fakat spekülasyon atakları karşılayacak kadar yeterli değildir. Ekte Şekil 2'de döviz kurunun enflasyon ve üretimde düşüşe neden olduğu görülmektedir.

<sup>14</sup> Bizim çalışmamızda interbank faiz oranı ile enflasyon arasındaki Granger nedensellik ilişkisi iki yönlü olarak bulunmuştur. Bkz. Gündüz (1999).

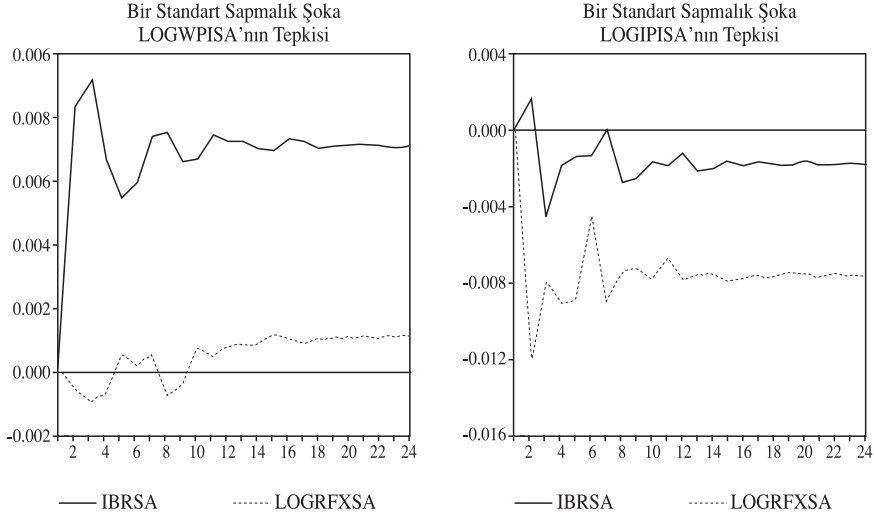
politikasındaki değişikliklere karşı bankaların kredilerini, menkul kıymetlerini ve mevduat ve mevduat dışı yükümlülüklerini nasıl değiştirdiklerini incelemiştir. Bernanke ve Blinder (1992) ile Romer ve Romer’in (1990) çalışmalarını takip eden araştırmalar bankaların portföy davranışlarına ilişkin bazı ortak bulgular çevresinde buluşmaktadır. Öncelikle sıkı para politikasına tepki olarak bankaların mevduatları ya da çekirdek mevduatları hemen azalmaktadır. İkinci olarak toplam krediler düşmekte fakat bu ancak iki ya da üç çeyrek dönemlik gecikmeyle gerçekleşmektedir. Üçüncü olarak bankalar çekirdek mevduatlarındaki düşüşün ardından kredileri sürdürebilmek için menkul kıymetleri ellerinden çıkarabilmekte ve ya Eurodolar borçlanmaya v.s gidebilmektedir. Dördüncü olarak banka kredilerindeki düşüş sanayi üretimi ya da GSMH’yla ölçülen ekonomik faaliyetlerdeki düşüşle yaklaşık aynı zamanda gerçekleşmektedir. Bir bütün olarak alındığında banka kredilerindeki zaman gecikmelerinin azalması ve kredi talebini azaltan üretimdeki düşüşle eş zamanlı bir kredilerdeki düşüş kredi kanalının mevcudiyetine ilişkin ciddi soruları da beraberinde getirmektedir.

Para kanalına göre, sıkı para politikası para arzında bir düşüşe yol açmakta ve ardından da nominal gelir azalmaktadır. VAR analizinin sonuçları bu tür etkilerle tamamen uyum içerisindedir. Para kanalında tahviller ile banka kredileri mükemmel ikame kabul edildiğinden, bu aktiflerin faiz oranı şokuna aynı tepkiyi vermeleri beklenmektedir. Bu bir ölçüde bizim sonuçlarımızla çelişmektedir. Başlangıçta bankalar hemen hem menkul kıymetlerini hem de kredilerini azaltmaktadır. Menkul kıymetlerdeki düşüş özellikle daha ciddi boyutlardadır. Fakat bir süre sonra menkul kıymetlerdeki düşüş ters bir yön almakta ve bu düşüş belli bir düşük seviyeye gelirken banka kredilerindeki düşüş yüksek seviyelerde seyretmektedir.

Diğer taraftan bu sonuç kredi kanalını destekler mahiyette yorumlanmamalıdır. Bankaların menkul kıymetlerini kredilerden çok daha hızlı bir şekilde azaltması ve bu ayarlamaların bir çeşit tampon görevi gördüğü gerçeği bizim örneğimizde çok iyi anlaşılmamaktadır.<sup>15</sup> Onun yerine Şekil 1’de açıkça bankaların kredilerini sıkı para politikasına reaksiyon olarak azalttıkları görülmektedir. Başka bir deyişle parasal daralmanın ardından

<sup>15</sup> Bernanke ve Blinder’e (1992) göre kredilerin sıkı para politikasına reaksiyon olarak hemen düşmemesi gerçeği kredi görüşüne karşı başlı başına bir engel teşkil etmemektedir. Kredilerin sözleşme nitelikleri gereği kısa vadede değiştirilmeleri zordur. Bu nedenle öncelikli portföy ayarlamaları çok daha likit olan tahviller aracılığıyla yapılmaktadır.

## Şekil 2. Etki Tepki Fonksiyonları (IRF): İnterbank Faiz Oranındaki ve Döviz Kurundaki Şoka Karşı Tepkiler



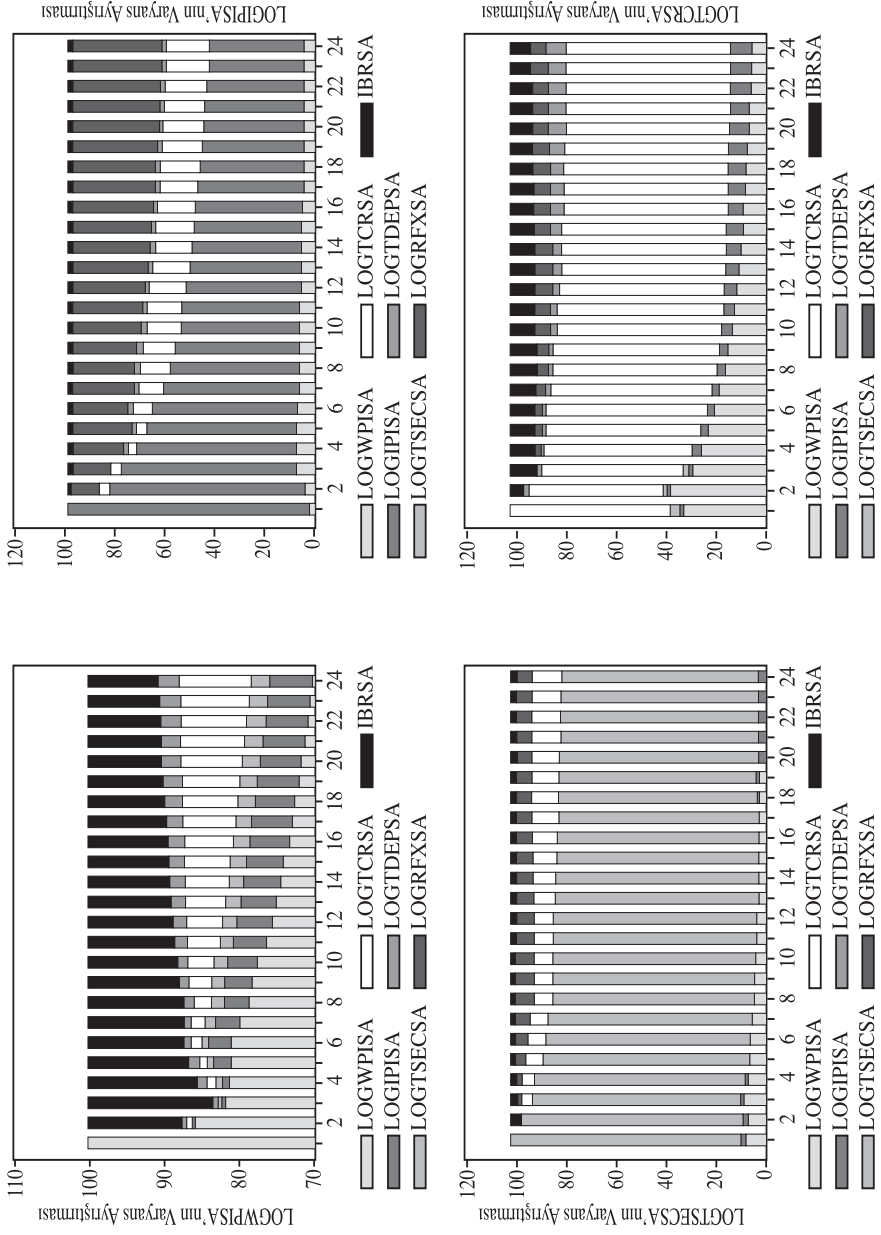
banka kredilerinde önemli zaman gecikmeleri bulunmamaktadır.

Banka kredilerinin ampirik testinde temel problem kredilerdeki hareketin talep ya da arz yönlü açıklanmasına ilişkindir. Kredilerdeki ve üretimdeki tepkilerin zamanlarının benzer olmasının bir kanıt olarak sunulması literatürde eleştirilmektedir. Herşeyden önce banka kredilerinin tepkisi geleneksel faiz oranı kanalınca tetiklenmiş olabilmektedir. Bununla birlikte Yülek (1998) tarafından yapılan VAR modeli bir çalışma Türkiye’de kredi ve üretim arasında iki yönlü bir ilişki olduğunu ve parasal şokun kredi üzerinde görece önemli etkisi olduğunu ortaya koymaktadır. Bu çalışmada ise her ne kadar yaklaşık benzer tepkiler sergilense ve banka kredileri düşüş üretimdeki düşüşten önce gerçekleşse bile etki tepki fonksiyonlarından hareketle çift yönlü bir ilişkinin ortaya konması güç gözükmemektedir. Buna karşılık daha bilgilendirici olan varyans ayrıştırılmalarına bakıldığında Şekil 3’de sanayi üretimindeki yaklaşık yüzde 30’luk bir değişimin banka kredilerince açıklandığını; buna karşılık kredilerdeki değişimin yüzde 6’sının üretim tarafından açıklandığı görülmektedir.<sup>16</sup>

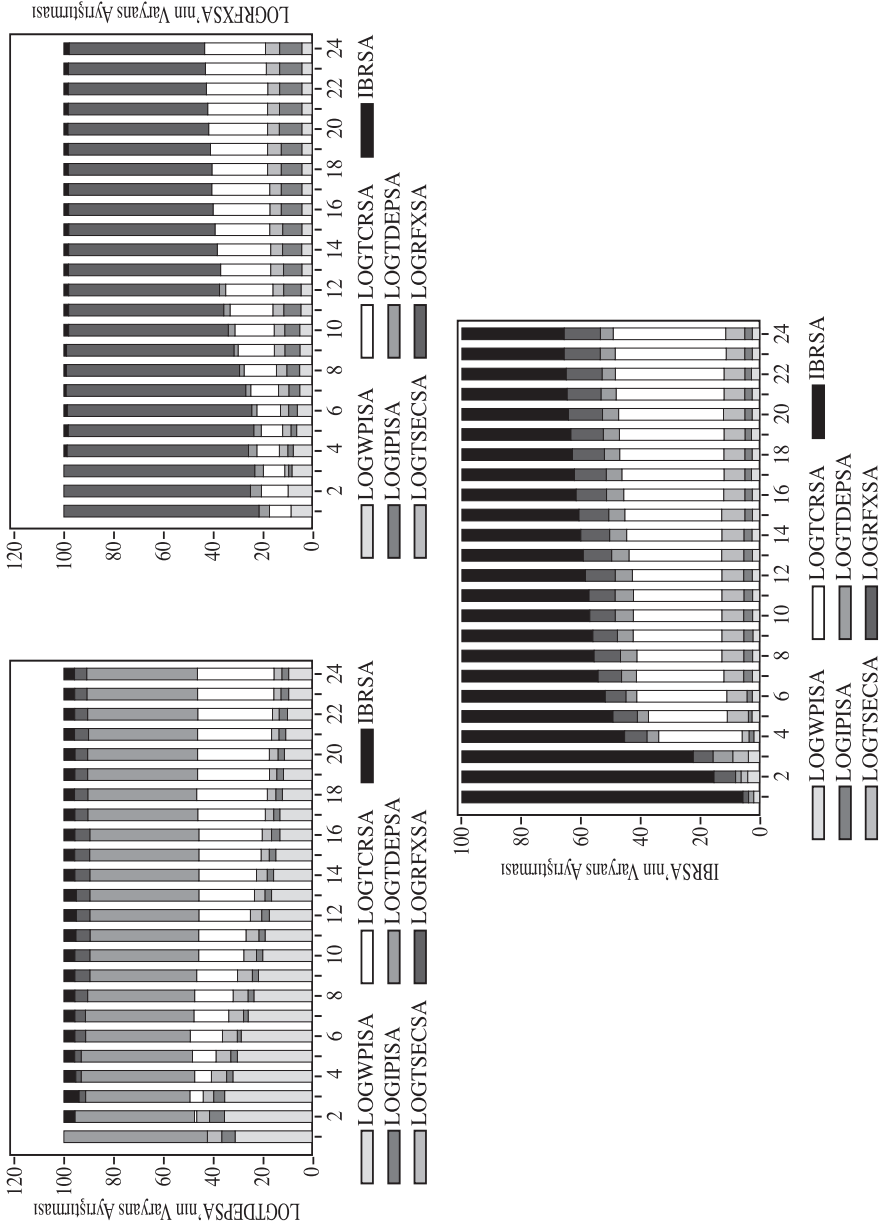
<sup>16</sup> İkili ve çoklu Granger nedensellik testleri de yönün banka kredilerinden üretime doğru gittiğini göstermektedir.



Şekil 3. Varyans Ayrıştırmaları



Şekil 3. Varyans Ayrıştırmaları (Devamı)



Diğer taraftan kredinin reel sektördeki gelişmelere ilişkin bilgi içeriği dolarize olmuş bir ekonomide önemini yitirebilmektedir. Şekil 4’de bir tarafta üç finansal değişkenin etki tepkileri diğer tarafta enflasyon ve sanayi üretiminin etki tepkilerinin 1 ile 6 aylık dönemler boyunca korelasyon katsayıları görülmektedir. Şekilde kredinin diğer finansal değişkenlere oranla gelecekteki sanayi üretimi ve enflasyona ilişkin bilgi içeriğinin görece daha iyi olduğu anlaşılmaktadır. Başka bir deyişle banka kredileri gelecekteki ekonomik faaliyetlere ilişkin görece fazla bilgi içermektedir.

Bununla birlikte finansal liberalleşme, kurumsal değişiklikler ve yüksek enflasyon gibi olgular Türkiye’deki para tanımında değişikliklere yol açmıştır. Para ikamesinin oldukça yaygın olduğu ortamlarda standart parasal büyüklüklerin önemini kaybetmesi beklenmektedir. Bu yüzden söz konusu çekince banka kredileri için de geçerlidir.

Bir diğer önemli konu da banka kredi bileşenlerinin faiz oranı şokuna karşı farklı tepkiler gösterebilmelerine ilişkindir. Para politikasının belirli borçlu kesim üzerinde asimetric etkilerinin bulunduğu düşüncesi kredi kanalının özünde yatmaktadır. Başka bir deyişle, kredi kanalı politika uygulamalarının dağılımına ilişkin sonuçlarını kapsamaktadır. Çünkü finansman maliyeti farklı borçlu kesimleri için farklı gerçekleşmektedir. Bu açıdan yaklaşıldığında kredi kanalının belirli grup firmalar, bankalar ya da ekonominin belirli sektörleri için özellikle etkili olduğu ihtimalini doğurmaktadır. Ancak bu tür etkilere makro verilerle ulaşmak hiç de kolay değildir.

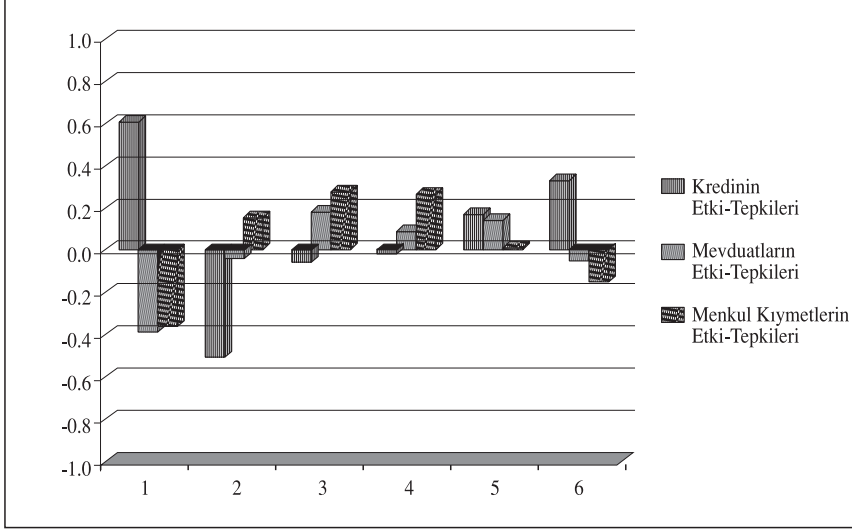
## V. Sonuç

Bu çalışmada 1986-1998 dönemi boyunca Türkiye’deki parasal aktarım mekanizması VAR analizleriyle incelenmiştir. Özellikle bir parasal aktarım mekanizması olarak banka kredi kanalının mevcudiyeti makro (aggregate) veriler yardımıyla araştırılmıştır. Model hanehalkı ve kurumsal sektör gibi altsektörler arasındaki farklılıkları yansıtan detay (disaggregate) verileri içermediğinden sonuçların da dikkatli değerlendirilmesi gerektiği unutulmamalıdır.

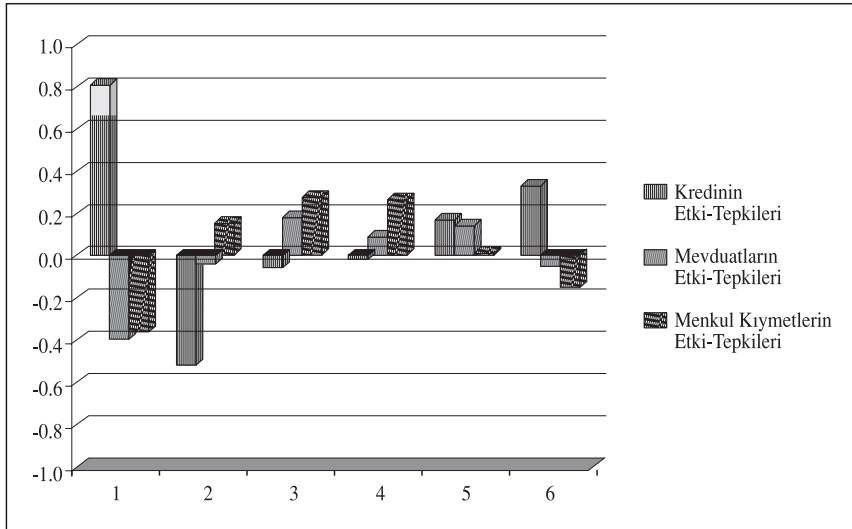
Çalışmada sıkı para politikasının ardından banka kredi ve menkul kıymet portföylerinin mevduatlara (paraya) oranla çok daha hızlı azaldığı görülmüştür. Söz konusu değişkenlerin farklı davranışları iki aktif arasında mükemmel olmayan bir ikameye ilişkin ipuçları verebilmektedir. Tanımlama sorununun devam etmesine rağmen kredi ve üretimin etki tepkilerindeki zamanlama ile varyans ayırıştırmasının sonuçları banka kredi kanalını destekler bir görüntü arz etmektedir. Diğer taraftan kredi hacmi ekono-

### Şekil 4: Finansal Değişkenlerin Etki Tepkilerinin Gelecekteki Enflasyon ve Üretime Dönük Bilgi İçerikleri

#### A. Çapraz Korelasyon Katsayıları vs. Gelecekteki Sanayi Üretimin Etki Tepkileri



#### B. Çapraz Korelasyon Katsayıları vs. Gelecekteki Enflasyonun Etki Tepkileri



mik faaliyetlerin tahmininde mevduat ve menkul kıymetlere kıyasla daha iyi bir performans sergilese bile yüksek derecede para ikamesi ve giderek artan finansal enstrümanların bulunduğu bir ortamda yeterli değildir. Kısaca çalışmanın banka kredi kanalına ilişkin desteği şimdilik sınırlıdır. Diğer taraftan çalışmanın sonuçları geleneksel faiz oranı ve döviz kuru kanalıyla da uyum içerisindedir.

Unutulmalıdır ki kredi kanalı geleneksel faiz oranı kanalının alternatifi değildir. Parasal aktarım mekanizmasındaki rolü döviz kuru kanalında olduğu gibi tamamlayıcıdır. Bununla birlikte görece önemi ekonominin gelişmesi paralelinde değişebilecektir. Kredi kanalının önemli bir sonucu banka kredi arzının ekonomiye ilişkin bazı zamanlarda paradan daha doğru ilave bilgi sunabilmesidir. Ancak alternatif finansman kaynaklarına ulaşımdaki farklılıklar ile farklı sektörel tepkileri göz önüne alındığında makro bazlı (genel) banka kredi rakamlarının yanlış göstergeler olabileceği de doğrudur.

Bu çalışma çok daha detaylı bir veri setine ihtiyaç duyulduğunu göstermektedir. Kredi faiz oranlarının, kredilerdeki fiyat dışı şartların, miktar tayinlemesinin derecesinin ve kredi hacminin hane halkı ve küçük ölçekli işletmeler gibi alt sektörler bazında istatistiksel olarak raporlanması parasal aktarım mekanizmasının çok daha iyi anlaşılmasına yardımcı olacaktır.

### Kaynakça

- Bernanke, S. Ben, Blinder, Alan S., “*The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission*”, American Economic Review, 1992, Vol. 82, No.4. s. 901-921.
- Bernanke, Ben S., Gertler, M., “*Inside Black Box: The Credit Channel of Monetary Transmission*”, Journal of Economic Perspectives, 1995, No.4. s. 27-48
- Dale, S., Haldane, A.G., “*Interest Rates and the Channels of Monetary Transmission: Some Sectoral Estimates*”, European Economic Review, 39, 1995, s.1611-1626.
- Dickey, D., Pantula, S.G., “*Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes*”, Journal of Business and Economic Statistics, 5, 1987, s. 451-61
- Ekren N., Gündüz L., Vektör Otoregresif Modeller ve Parasal Aktarım Mekanizmasının Analizi, IV. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, 1999, 14-16 Mayıs, Antalya.
- Garretsen H., Swank, H., “*The Interest Rate Changes and the Role of Bank Balance Sheets: A VAR-Analysis for the Netherlands*”, Journal of Macroeconomics, 1998, Spring, s.325-339
- Gertler, M., Gilchrist, S., “*The Cyclical Behaviour of Short Term Business Lending: Implications for Financial Propagation Mechanisms*”, mimeo, 1993.
- Gertler, M., Gilchrist, S., “*The Role of Credit Market Imperfections in the Monetary Transmission Mechanism: Arguments and Evidence*”, Scandinavian Journal of Economics, 95, 1993, s.43-64.

- Gertler, M., Gilchrist S., “*Monetary Policy, Business Cycles, and the Behaviour of Small Manufacturing Firms*”, Quarterly Journal of Economics, 109, 1994, s.309-340.
- Gündüz L., Parasal Aktarım Mekanizması ve Kredi Kanalı: Türkiye Örneğinin VAR Modelleriyle Analizi, Yayımlanmamış Doktora Tezi, Marmara Üniversitesi Bankacılık ve Sigortacılık Enstitüsü, 1999, İstanbul
- Johansen Soren, “*Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models*”, Econometrica, 59, 1991, s.1551-80
- Kakes J., Sturm, J-E., Maier, P., “*Monetary Transmission and Bank Lending in Germany*”, University of Groningen, mimeo, 1999.
- Kalkan M., Kıpıcı A., Peker, A.T., “*Leading Indicators of Inflation in Turkey*”, in Macroeconomic Analysis of Turkey: Essays on Current Issues, edited by E. M. Üçer, The Central Bank of the Republic of Turkey, 1998, s.9-50.
- Kashyap, A.K., Stein, J.C., Wilcox D., “*Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance: A Reply*”, American Economic Review, 86, 199, s.310-314.
- Mishkin, F.S., The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy, NBER Working Paper, 5464, 1996.
- Oliner, S.D., Rudebush, G.D., “*Is There a Broad Credit Channel for Monetary Policy?*”, Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review, No.1, 1996, s.3-13.
- Osterwald-Lenum, M., “*A Note with Quantiles of the Aysmptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics*”, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54, 1992, s.461-472.
- Robertson, D., Wickens, M., “*VAR Modelling*”, in Applied Economic Forecasting Techniques, edited by Stephan Hall, Harvester Wheatsheaf, 1994, s. 29-47.
- Romer, C., Romer, D. H., “*Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz*”, NBER Macroeconomics Annual, edited by Blanchard, Olivier & Fischer, Stanley, 1989, s.121-170.
- Romer C., Romer, D.H., “*New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism*”, Brookings Papers on Economic Activity, I, 1990, s.149-214.
- Sims, C.A., “*Money, Income and Causality*”, American Economic Review, 62, 1972, s.540-552.
- Sims, C.A., “*Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered*”, American Economic Review, 70, 1980a, s.250-257.
- Sims, C. A., “*Macroeconomics and Reality*”, Econometrica, 48, 1980b, s.1-48.
- Sims, C. A., “*Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy*”, European Economic Review, 36, 1992, s.975-1011.
- Yülek, M., Financial Liberalization and the Real Economy, Capital Markets Board of Turkey, Publication Number: 110, 1998.

# MAKROEKONOMİK VERİLERİN MEVSİMSELLİKTEN ARINDIRILMASI: TÜRKİYE'DEKİ UYGULAMALI ARAŞTIRMACILARA BİR DİKKAT NOTU

C. Emre ALPER\* & S. Borağan ARUOBA\*\*

## Özet

Bu çalışmada dini bayramların<sup>1</sup> yol açtığı düzenli mevsimsel hareketlerin Türkiye'deki aylık makroekonomik değişkenler üzerindeki etkisi araştırılmaktadır. Doğal logaritması alınmış ve daha sonra yönseme (trend)'den arındırılmış Türkiye'nin seçilmiş bazı makroekonomik değişkenleri, standart olarak kullanılan mevsimsellikten arındırma metodlarına tabi tutulmuştur. Bu aşamalardan sonra yapılan inceleme sonuçları bahsi geçen değişkenlerde dini bayramlar ve Ramazan'dan kaynaklanan kalıntı mevsimsel düzenliliklere işaret etmekte ve çalışmada bu çeşit mevsimselliği gözardı etmenin olası sonuçları da irdelenmektedir.

## I. Giriş

Bir çok zaman serisi mevsimsel hareketlilikler gösterir. Turizm, tarım ve inşaat gibi sektörlerdeki bu mevsimsel hareketliliklerin bir sebebi hava durumundaki değişikliklerdir. Mali yıl takviminin varlığı ise devlet harcamaları, gayrimenkul satışları<sup>2</sup> ve faizlerde düzenli mevsimsel hareketlere

---

\* C. Emre Alper, Boğaziçi Üni., Ekonomi Bölümü, PK 2, Bebek, İstanbul 80815, Türkiye.  
Tel: (0212) 358 15 40 Fax: (212) 287-2453 E-mail: alper@boun.edu.tr

\*\* S. Borağan Auroba, Pennsylvania Üniversitesi, Ekonomi Bölümü, 160 McNeil Building, 3718 Locust Walk, Philadelphia, PA 19104-6297.

Tel: (0215) 898 77 01 Fax: (0215) 573 20 57 E-mail: aruoba@ssc.upenn.edu

Makalede bildirilen görüşler sadece yazarlara aittir. Yorumları için İsmail Sağlam'a ve Sanjay Chugh'a teşekkür ederiz. Bu makalenin yazımında kullanılan Eviews yazılım programının satın alınmasında Boğaziçi Üniversitesi Araştırma Fonu'na yapılan yardımdan dolayı teşekkürü bir borç biliriz. (Proje kodu: 01C103).

<sup>1</sup> Hicri takvime göre hareket eden dini bayramlar ve Ramazan.

<sup>2</sup> Alım satım vergileri yılda bir kez belirlenmektedir ve her yılın başında işleme konmaktadır. Yüksek enflasyonlu bir ülkede bu bir seferlik artışlar oldukça önemli bir büyüklük teşkil etmektedir ve dolayısı ile özellikle araba ve gayrimenkul satışlarında yıl sonlarına doğru hareketliliğe ve yıl başlarında ise durgunluğa yol açmaktadır.

yol açar. Yeni yıl, anneler günü, babalar günü ve okul başlangıcı gibi olaylar ise özellikle perakende satışlar üzerinde düzenli mevsimsel etki gösterirler.

Zaman serileri kullanarak ekonometrik analiz yapılırken, analize dahil edilen bütün değişkenlerdeki düzenli mevsimsel hareketlerin belirlenmesi ve yok edilmesi katsayıların tahmin tamlığını (precision) artırır. Bunun iki sebebi vardır. Öncelikle, mevsimsel düzenlilikler, değişkenler üstünde ek bir hareketlilik yaratır. Ayrıca, genellikle bu tip mevsimsel değişimlerin bağımlı ve bağımsız değişkenlerin üzerindeki etkileri aynı değildir.

Ekonomik zaman serilerinde mevsimselliğe yol açan bütün bu olayların Miladi takvime göre sabit tarihleri vardır ve bu seriler üzerindeki etkileri konvansiyonel mevsimsellikten arındırma yöntemleri (X-11 veya kukla değişkenler üzerine regresyon yöntemleri) kullanılarak kolaylıkla bulunabilir. Mevsimselliğin değişkenler üzerindeki etkilerinin en iyi hangi yöntem ile yokedilebileceği ve değişik mevsimsellikten arındırma yöntemlerinin bir değişkenin zaman serisi özellikleri üzerindeki etkilerinin neler olduğu ekonomi dizininde etraflıca incelenmiştir.<sup>3</sup>

Bu çalışmanın amacı Türkiye’de<sup>4</sup> dini tatillerden kaynaklanan mevsimselliği ve bunun etkilerini incelemektir.<sup>5</sup>

Bu çalışmada temel olarak iki soruya cevap aranacaktır. Öncelikle, haftalık verilerde açıkça görülebilen dini bayramların Ramazan ayının mevsimsel etkileri, aylık verilerde o kadar belirgin olmayabilir.<sup>6</sup> Bu yüzden, ilk iş olarak bahsi geçen tatillerin önemli bazı aylık makroekonomik verilerde düzenli, deterministik mevsimsel hareketliliğe yol açıp açmadığı sorgulanacaktır. Veriler önce doğal logaritması alınarak doğrusallaştırılacak, daha sonra geleneksel teknikler kullanılarak, mevsimsellikten ve yönsemeyen arındırılacaktır. Bunun ardından, her bir dini bayram ve Ramazan için yaratılan kukla (dummy) değişkenler kullanılarak mevsimsellikten arındırılmış verilerde geriye kalan deterministik “kalıntı” mevsim-

<sup>3</sup> Örneğin, bkz. Lovell (1963), Jorgenson (1964), Grether ve Nerlove (1970), Gersovitz ve MacKinnon (1978), Barsky ve Miron (1989), Jaeger ve Kunst (1990), ve Hylleberg (1992a).

<sup>4</sup> Türkiye, 26 Aralık 1925 tarihli, 698 sayılı kanuna göre Miladi takvimi kullanmaktadır.

<sup>5</sup> Miladi takvime uygun olan geleneksel (konvansiyonel) mevsimsellikten arındırma yöntemleri, tarihleri belirlenmiş olan dini bayramların ve Ramazan’ın veya genel olarak hareket eden tatillerin (moving holidays) yol açacağı mevsimselliği, Hicri takvime göre her yıl 11 gün geri geldikleri için yakalamayabilir.

<sup>6</sup> Araştırmalarımız haftalık verilerde bu etkinin belirgin olarak görülmesine rağmen 3 aylık serilerde bu etkinin kaybolduğunu göstermektedir.



sel hareketlerin var olup olmadığı test edilecektir. Cevabı aranacak ikinci soru ise bu tip bir mevsimselliğin göz ardı edilmesinin yaratacağı sonuçların neler olacağıdır. Geleneksel ve bu makalede önerdiğimiz şekilde “kalıntı” mevsimsellikten arındırılmış verilerin ısrarlılık (persistence) ve konjonktürel dalgalanma (cyclical) özellikleri karşılaştırılarak geriye kalan mevsimselliğin göz ardı edilmesinin yaratacağı sonuçlar incelenecektir.

İncelemelerimiz sonucunda elde edilen bulgulara göre, çeşitli üretim endeksleri, ithalat ve rezerv para gibi önemli makro verilere uygulanan geleneksel yöntemlerin, dini bayramlara ve Ramazan ayına bağlı mevsimselliği arındıramadığı ortaya çıkmıştır. Ayrıca bu verilerin ısrarcılığının bahsi geçen kalıntı mevsimselliğin çıkarılmasından sonra arttığı gözlenmiştir. Bunun yanında hemen hemen bütün verilerin oynaklıkları (volatility) kalıntı mevsimselliğin çıkarılmasının ardından azalmaktadır. Çalışmada ele alınan ve kalıntı mevsimsellik içeren değişkenlerin sanayi üretim endeksi ile olan kesit bağıntıları (cross-correlations) bu tip “kalıntı” mevsimsellikler arındırıldıktan sonra düşmektedir. Bu, bahsi geçen veriler ile üretim arasında kalıntı mevsimsellikten kaynaklanan aldatici bir ilişki olabileceğini akla getirmektedir. Diğer verilerin üretim ile olan kesit bağımlılıkları ise üretimdeki kalıntı mevsimselliğin çıkarılması ile güçlenmektedir. Bu bulgu da kalıntı mevsimselliğe özel dikkat gösterilmesi gerektiği sonucunu desteklemektedir.

Çalışmanın ikinci bölümünde metodoloji anlatılacak, üçüncü bölümünde veriler açıklanacak ve tahmin (estimation) sonuçları verilecektir. dördüncü ve son bölümde ise bulgular özetlenecektir.

## II. Metodoloji

Geleneksel tek değişkenli ekonomik zamana bağlı veri analiz yöntemleri bir değişkeni yönseme (trend), mevsimsel, konjonktürel dalgalanma ve düzensiz (irregular) gibi kısımlara ayırır. Bir değişkeni bu tip parçalara ayırma yöntemi tek ve mutlak değildir ve değişik yöntemler bahsi geçen parçaların özellikleri ve birbirleri arasındaki etkileşimleri hakkında değişik varsayımlar yürütürler. Örneğin, mevsimsel kısım deterministik/stokastik veya toplam/çarpım şeklinde olabilir. Reel Konjonktürel Dalgalanma (Real Business Cycles) literatüründe yaygın olarak kullanıldığı gibi, bu çalışmada da seçilen değişkenlerin doğrusallaşması sonrası ayrılabilir yönseme ve mevsimsellik kısımları olduğu varsayımı yapılmıştır. Değişkenlerin doğal logaritması alındıktan sonra daha sonraki analizler için yönseme ve mevsimsellikten arındırılmışlardır. Asıl amaç, serilerin kon-

jonktürel dalgalanma ve düzensiz parçalarında “kalıntı” deterministik mevsimselliğin olup olmadığının incelenmesi olacaktır. İddiamız, geleneksel mevsimsellikten arındırma yöntemlerinin dini bayramların yol açtığı bir takım mevsimsellikleri belirleme ve yok etme konusunda yetersiz kalacağıdır.

İlgilendiğimiz zaman serisi  $Y_t$  olsun. Öncelikle bu seriyi doğrusallaştırdıktan sonra yönseme ve mevsimsellik parçalarını tanımlayıp, seriyi bu parçalardan arındırmak amaçlandırılmaktadır.<sup>7</sup> Doğal logaritması alınarak doğrusallaştıran seri,  $\ln Y_t$ , Hodrick ve Prescott (1997) tarafından önerilen filtreden geçirilerek yönsemeden arındırılacaktır. Hodrick-Prescott fitresi  $\ln Y_t$ 'nin uzun dönem parçasını,  $\tau_t$ , çıkararak,  $\ln Y_t - \tau_t$ 'yi 4. bütünleşme seviyesine kadar durağan bırakan kısmi doğrusal (spline) bir fonksiyondur. Yönseme (uzun dönem) parçası aşağıdaki terimi en küçükleyerek elde edilecektir:

$$\sum_{t=1}^T (\ln Y_t - \tau_t)^2 + 14,400 \sum_{t=2}^T [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2$$

Yönsemeden arındırılmış değişken  $\ln Y_t$ 'den  $\tau_t$  çıkarılması sonucu bulunacaktır. Hodrick ve Prescott tarafından önerilen filtre, yönseme parçasının zaman içinde yavaşça değişmesine izin vermektedir.<sup>8</sup>

Yönsemeden arındırıldıktan sonra geriye kalan kısmın deterministik mevsimsel parçası hesaplanarak çıkartılacaktır. Bunun için Lovell (1963) ve Jorgenson (1964) tarafından önerilen kukla değişkenler yöntemi<sup>9</sup> kullanılacak ve aşağıdaki model tahmin edilecektir:

$$(\ln Y_t - \tau_t) = \sum_{i=1}^{12} \alpha_i D_{it} + \sum_{j=1}^s \beta_j P_{jt} + u_t$$

<sup>7</sup> Stokastik mevsimsellik bu çalışmada ele alınmamaktadır. Bunun için, bkz., örneğin, Barsky ve Miron (1989) ve Hylleberg et al. (1990)

<sup>8</sup> Hodrick Prescott filtresi bazı eleştiriler almıştır. Örneğin, bkz. King ve Rebelo (1993) ve Cogley ve Nason (1995). Ancak Alper (1998) tarafından Türkiye'deki aylık makro değişkenler kullanılarak yapılan araştırmaya göre başka bir filtre kullanıldığı zaman sonuçlarda kayda değer bir değişiklik olmamaktadır.

<sup>9</sup> A.B.D. sayım Bürosu (Bureau of Census)'nin kullandığı X-11 yöntemi de bir başka mevsimsellikten arındırma yöntemidir. Bu yöntemin ayrıntıları için bkz. Hylleberg (1992b). Bu yöntemi kullanarak bulduğumuz sonuçlar metinde anlatılan metodoloji uygulanarak elde edilen sonuçlara çok benzer çıkmışlardır. Bahsi geçen yöntem yerine Lovell ve Jorgenson'un yönteminin seçilmesinin nedeni ise X-11 metodolojisi uygulandığında serilerin son gözlemleri için güvenilirliğin yitirilmesi ve Jaeger ve Kunst (1990) tarafından belgelenen “aşırı” ısrarlılık bulgusudur.

Bu denklemde  $u_t$  stokastik bir değişkeni,  $D_{it}$ ,  $i=1, \dots, 12$  aylık kukla değişkenleri, ve  $P_{jt}$ ,  $j=1, \dots, s$  zaman polinomlarını temsil etmektedir. Zaman polinomları değişkendeki mevsimsel olmayan deterministik parçayı modele dahil etmek için kullanılacaklardır. “Geleneksel” olarak mevsimsellikten arındırılacak değişken olan  $c_t$  şu şekilde elde edilecektir:

$$c_t = (\ln Y_t - \tau_t) - \sum_{i=1}^{12} \hat{\alpha}_i - D_{it}$$

$c_t$ ’de geriye kalan deterministik mevsimsel değişimleri, yani düzenli mevsimsel tepe ve çukurları (hareketli mevsimsel etkileri olduğunu varsaydığımız) analiz etmek için aşağıdaki denklem tahmin edilecektir:

$$c_t = \sum_{i=1}^4 \delta_i d_t^i + \sum_{k=1}^r \phi_k c_{t-k} + \varepsilon_t$$

Bu denklemde  $\varepsilon_t$  düzensiz parça,  $d_t^s$  ise bahsi geçen dini bayramlardan biri veya Ramazan o aya denk geldiği zaman 1 değerini alan aylık kukla değişkenleri belirtmektedir. Düzensiz parça yönsemeyen arındırılmış, sıfır ortalamalı, durağan ve önceden (a priori) bilinmeyen dereceden ardışık bağımlı bir seri olmalıdır. Öncelikle kalıntıları beyaz gürültü (white noise) yapan modeli seçerek bu ardışık bağımlı sürecin derecesi belirlenecektir. Ardından bu ardışık bağımlı süreç, hareketli mevsimselliğe göre değişen kukla değişkenler de eklenerek tahmin edilecek ve bu kukla değişkenlerin katsayılarının istatistiki anlamlılığı test edilecektir. Tahmin edilen denklemdeki kukla değişkenlerin katsayılarının istatistiki olarak anlamlı olması, “kalıntı” deterministik mevsimselliğin göstergesi olarak kabul edilecektir. Bunun nedeni, bahsi geçen aşamaların ardından geriye kalan değişkenin tamamen rastlantısal olmasının ve başka bir değişkenle açıklanamamasının gerektiğidir.

Daha sonra, yukarıdaki denklemde elde edilen sonuçlar kullanılarak aşağıdaki denklem hesaplanacak ve kukla değişkenlerin etkileri  $c_t$ ’den çıkarılarak veriler kalıntı mevsimsellikten arındırılacaktır:

$$c_t = \sum_{i=1}^4 \gamma_i d_{it} + \sum_{j=1}^s \beta_j P_{jt} + u_t$$

Kalıntı mevsimsellikten arındırılma süreci aşağıdaki gibidir:

$$f_t = c_t - \sum_{i=1}^4 \hat{\gamma}_i d_{it}$$

Çalışmanın bir sonraki kısmında, eğer varsa, bu “kalıntı” mevsimselliğin gözardı edilmesinin sonuçları incelenecektir. Daha önce de belirtildiği gibi, zaman serisi analizinde kullanılan verilerin mevsimsel değişmelerinin yanlış olarak tanımlanması ve bu şekilde yok edilmesi, bu değişimler veriye fazladan hareket sağlayacağı için tahminlerdeki katsayıların kesinliğini düşürecektir. Öncelikle aylık makroekonomik seriler için ardışık bağımlılık fonksiyonları hesaplanacak ve “Hareketli Mevsimsellik” yok edildikten sonra seride daha az gürültü (noise) olmasından dolayı serinin ısrarlılığının (persistence) artıp artmadığı incelenecektir. Bu tip mevsimsellik çıkarıldıktan sonra oynaklığının düşüp düşmediği de incelenecektir. Son olarak serilerin sanayi üretim endeksi ile kesit bağıntılar hesaplanacak ve deterministik mevsimsellik çıkarıldıktan sonra ortaya çıkan sonuçlar irdelenecektir.

### III. Veriler ve Ampirik Sonuçlar

Bu çalışmada Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası internet sitesinden ([www.tcmb.gov.tr](http://www.tcmb.gov.tr)) alınan ve Ocak 1985 - Ağustos 2000 dönemini kapsayan 24 adet aylık makro değişken kullanılmıştır. Bu değişkenlerin tanımlarını ve başlangıç-bitiş tarihleri Tablo 1’de yer almaktadır.

Bir önceki bölümde de anlatıldığı gibi, bu değişkenlerin önce doğal logaritmaları alınmıştır. Daha sonra Hodrick-Prescott filtresi kullanılarak yөнsemeyen arındırılmış olan bu seriler Lovell (1963) ve Jorgenson (1964) tarafından önerilen “kukla değişkenlerle regresyon” yöntemi kullanılarak mevsimsellikten arındırılmışlardır. Bu işlemlerin ardından geriye serilerin yөнseme ve mevsimsellik içermeyen düzensiz kısmı kalmış olmalıdır. Daha sonra bu 24 serinin otoregresif süreç dereceleri tahmin edilmiştir. Bunun için iki kriter kullanılmıştır: regresyonun kalıntılarının ardışık bağımlılık (autocorrelation) göstermemesi ve mümkün olan en az parametre kullanma (parsimony) esası. Serilerin ardışık bağımlılık dereceleri tanımlandıktan sonra, regresyonlara dini kukla değişkenler eklenmiş ve bu değişkenlerin katsayılarının anlamlı olup olmadıkları Schwarz (1978) kriteri ve Wald testi kullanılarak kontrol edilmiştir.

Bahsi geçen üç dini olay (dini bayramlar ve Ramazan) için dört kukla değişken yaratılmıştır.<sup>10</sup> İlk kukla değişken Şeker Bayramı’nı temsil etmektedir ve eğer bir ayda en az iki gün Şeker Bayramı’na denk geliyorsa 1, aksi takdirde 0 değerini almaktadır. Aynı şekilde, ikinci kukla değişken Kurban Bayramı’nı temsil etmekte ve eğer bir ayda en az 2.5 gün Kurban Bayra-

<sup>10</sup> Dini bayram ve Ramazan ayın tam tarihleri, Diyanet İşleri Başkanlığı’ndan alınmıştır.

mı’na denk geliyorsa 1, aksi taktirde 0 değerini almaktadır. Üçüncü kukla değişken ise hafta ortasına denk gelen bir bayramı hükümetin dokuz günlük tatil ilan etmesi durumunda 1 aksi taktirde 0 değerini almaktadır. Dördüncü kukla değişken ise eğer bir ayda en az beş iş günü Ramazan Ayı’na denk geliyorsa 1, aksi taktirde 0 değerini almaktadır. Yani ilk üç kukla değişken arka arkaya iki “Miladi” ay için 1 değerini alamazken, dördüncü değişken alabilmektedir. Tablo 2’de kukla değişkenlerin değerleri yer almaktadır.

Şekil 1’de, “kalıntı mevsimselliğin” varlığı ile ilgili bulgular sunulmaktadır. Bu grafikte yönseme ve mevsimsellikten arındırılmış aylık sanyai üretim endeksinin, deterministik “kalıntı” mevsimsellik arındırılmadan önce ve arındırıldıktan sonraki hali yer almaktadır. Şekilden de açıkça görülebileceği gibi, verideki bazı oynamalar (çukur ve tepeler) dini tatil ve Ramazan ayı etkisi çıkarıldıktan sonra yok olmaktadır. (Örneğin, 1987, 1990, 1991, 1997 yıllarında).

Tablo 3’de kukla değişkenler eklenmiş otoregresif süreç regresyon sonuçları sunulmuştur. İlk dört sütunda bütün regresyonlar için ardışık bağımlı sürecin derecesi, kalıntılarda’da 24 ay gecikmeye kadar ardışık bağımlılık olup olmadığını test eden Q-istatistiği<sup>11</sup>, düzeltilmiş R-kare ve Schwarz kriteri yer almaktadır. Sunulan Q-istatistiklerinin tamamı %95’lik bir güven aralığında sıfır hipotezinin reddedilmemesi gerektiği sonucunu vermekte yani kalıntılarda ardışık bağımlılık kalmadığını belirtmektedir. Beşinci sütun ise dini kukla değişkenlerin istatistiki olarak anlamlı olup olmadığı ile ilgili test sonuçlarını içermektedir. Eksi işareti regresyonda yer alan dini kukla değişkenlerin tamamının istatistiki olarak anlamsız olduğunu belirtmektedir. Regresyonda yer alan ve istatistiki olarak anlamsız olan dini kukla değişkenler çıkarılmış ve geriye kalan kukla değişkenlerin istatistiki anlamlılığı test edilmiştir. Bu değişkenlerin istatistiki olarak anlamlı olması değişkenlerde “kalıntı” mevsimsellik olduğunu desteklemektedir. İncelenen 24 değişkenden 9 tanesinde en az bir dini olayın (dini bayramlar ve Ramazan) istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bir sonraki sütun bir önceki sütundaki katsayıların bir bütün olarak istatistiki anlamını test eden Wald test<sup>12</sup> istatistiğini ve buna denk gelen P-değerlerini göstermektedir. Son iki sütun kukla değişkenleri içeren regresyonun düzeltilmiş R-kare ve Schwarz kriterini göstermektedir.

<sup>11</sup> Q-istatistiği Ljung ve Box (1979) tarafından önerilmiştir. Bu istatistik belli bir sayıda gecikmeye kadar ardışık bağımlılık olmadığı sıfır hipotezi ile ki-kare dağılımına sahiptir.

<sup>12</sup> Wald test istatistiği asimtotik olarak  $F(q,n-k)$  dağılımını takip eder. Burada  $q$  sayısı kısıtlama sayısını,  $n$  sayısı gözlem sayını,  $k$  ise bağımsız değişken sayısını belirtmektedir.

Sanayi üretim endeksi ve onu oluşturan alt grupları'nda bu kukla değişkenlerin tahmin edilen katsayıları istatistiki olarak sıfırdan farklı ve negatiftir. Bunun nedeni iş günü kayıpları olabilir. Ayrıca bayram olan aylarda rezerv paranın kayda değer bir şekilde artışı merkez bankasının açık piyasa işlemleri ile bu tatiller sırasında piyasaya likidite sağladığını göstermektedir. Bu işlemler, tatillerden önce ortaya çıkan nakit talebini karşılamak amacıyla yapılmaktadır. Son olarak dikkat çeken bir başka sonuç da Ramazanı temsil eden kukla değişkenin sadece bir veri için etkili olmasına karşın Şeker ve Kurban bayramlarının hemen hemen 9 değişkende de etkili olduğudur.

Deterministik “kalıntı” mevsimselliğin varlığı belirlendikten sonra bu etkilerin göz ardı edilmesinin yol açacağı sonuçlar incelenmiştir. Bu amaçla, kalıntı mevsimsellik içeren ve içermeyen bazı değişkenlerin kesit bağıntı ve ardışık bağımlılık katsayıları tabloları çıkarılmıştır. Tablo 4’de bütüncül üretimin ölçüsü olan sanayi üretim endeksi ve üç alt grubunun ve ithalatın altı gecikmeye kadar ardışık bağımlılıkları yer almaktadır. Bu değişkenler merkez bankası parası ve krediler dışında Tablo 3’de belirtildiği gibi içinde “kalıntı” mevsimsellik bulunan değişkenlerdir. Tablonun üst kısmında doğrusallaştırılmış, yönseme ve mevsimsellikten arındırılmış ama “kalıntı” mevsimsellik içeren değişkenler, alt kısmında ise bütün mevsimselliklerden arındırılmış değişkenler kullanılmıştır. Başlangıç beklentilerimize paralel olarak verinin ısrarcılığı<sup>13</sup> ile ilgili bilgi veren ardışık bağımlılık katsayıları, “kalıntı” mevsimsellik çıkarıldığı zaman yükselmektedir. Bu artış ortalama yüzde 4 düzeyindedir. Bu sonuç kalıntı mevsimselliğin çıkarılmasının ardından bu değişkenlerin geçmiş değerlerinin bugünkü değeri açıklama kuvvetinin arttığını göstermektedir.

Daha sonra, konjonktürel dalgalanma literatüründe standart olarak yapılan analiz olan değişkenlerin<sup>14</sup> sanayi üretim endeksi ile olan kesit bağımlılıkları ve oynaklıkları hesaplanmıştır. Sonuçlar Tablo 5’de verilmiştir. Başlangıçtaki beklentilerimize paralel olarak serilerin oynaklıkları kalıntı mevsimsellikten kaynaklanan hareketlilik yok edildikten sonra azalmaktadır.<sup>15</sup> Tabloda mutlak değer olarak 0.20’den büyük olan katsayılar

<sup>13</sup> İsrarlılık, bir makroekonomik değişkene uygulanan %1’lik şokun uzun dönemdeki etkisi olarak tanımlanabilir.

<sup>14</sup> Bu analizde deterministik “kalıntı” mevsimselliği olmayan değişkenler de kullanılmıştır.

<sup>15</sup> DTH hesapları ve merkez bankası parası dışındaki bütün değişkenlerin oynaklıkları kayda değer şekillerde azalmaktadır. Bu iki değişkendeki artış ise istatistiki olarak anlamlı değildir.

istatistiki anlamlılığı vurgulamak için koyu olarak yazılmışlardır. Kalıntı mevsimselliğin yok edilmesinden önce ve sonraki kesit bağıntı katsayıları karşılaştırıldığı zaman iki önemli sonuç göze çarpmaktadır. Birinci olarak önemli ölçüde kalıntı mevsimsellik bulunan değişkenler için tablonun alt kısmındaki katsayıların çoğu tablonun üst kısmındaki karşılık gelen katsayılardan mutlak değer olarak daha küçüktür. Diğer taraftan “kalıntı” mevsimselliği olmayan değişkenlere ait 55 istatistiki olarak anlamlı katsayıdan sadece beşi<sup>16</sup> tablonun üst kısmındaki karşılık gelen katsayılardan daha küçüktür. Bu sonuçlar göstermektedir ki kalıntı mevsimselliğe sahip olan değişkenlerin üretim ile olan bağıntıları olmaları gereken değerlerden daha yüksek hesaplanmaktadır. Bunun sebebi ise içlerinde yer alan kalıntı mevsimselliğin her iki değişkende de aynı yönde hareket etmesidir. Geriye kalan diğer değişkenler için ise kalıntı mevsimselliğin çıkarılmasının ardından, üretim ile olan bağıntıları mutlak değer olarak artmaktadır. Bu değişkenler kalıntı mevsimsellikten etkilenmeseler de sanayi üretim endeksindeki kalıntı mevsimselliğin çıkarılması nedeni ile etkilenmektedirler.

Özetlemek gerekirse, kalıntı mevsimsellik içeren değişkenlerin bu kalıntı mevsimsellik parçalarının çıkarılmasının ardından oynaklıkları azalmakta ve ısrarlılıkları artmaktadır. Bu iki sonuç göstermektedir ki kalıntı mevsimselliğin çıkarılmasının ardından bu değişkenler daha tahmin edilebilir hale gelmekte ve bu değişkenler kullanılarak yapılacak tahminler daha güvenilir olmaktadır. Ayrıca elde edilen bulgular bu “kalıntı” mevsimselliğin çıkarılmaması durumunda bu değişkenler ile üretim arasında elde edilecek bağıntının yanıltıcı olacağını göstermektedir. Öte yandan kalıntı mevsimsellik içeren değişkenler için bunun tersinin görülmesi ise yukarıdaki sonucu desteklemektedir.

#### IV. Sonuç

Makroekonomik zaman serilerinin yönseme, mevsimsel, konjonktürel dalgalanma ve düzensiz parçaların doğru olarak tanımlanabilmesi, ekonomik teori için önemli olan bilinmeyen kütle parametreleri hakkında ekonometrik analiz yapabilmek için önem arz etmektedir. Bu çalışmanın amacı, Türkiye için kukla değişkenlere regresyon ve ya X-11 gibi geleneksel mevsimsellikten arındırma yöntemlerinin, bazı önemli dini bayramlar ve Ramazan’ın başka bir takvimi takip etmesi durumunda bütün determinis-

<sup>16</sup> Bunlar kredilerin, İMKB TL ve Dolar endekslerinin üçüncü gecikmeleri, M1’in ikinci gecikmesi ve TÜFE’den oluşturulmuş enflasyonunun birinci gecikmesidir.

tik mevsimselliği yok edemediğini göstermekti. Dini bayramların ve Ramazan'ın ekonomik değişkenler üzerindeki etkisi, düzenli hareketleri arayan konvansiyonel mevsimsellikten arındırma yöntemleri tarafından belirlenemeyebilir.

Türkiye için seçilmiş aylık 24 makroekonomik zaman serisi önce doğrusallaştırılmış, daha sonra yönseme ve deterministik mevsimsellik parçaları tanımlanmış ve seriler bu parçalardan arındırılmışlardır. Daha sonra analiz edilen 24 değişkenden dokuzunun düzensiz olması gereken geriye kalan kısmının hala en az bir dini olay (dini bayram ve Ramazan) tarafından istatistiki olarak anlamlı bir şekilde etkilendiği ortaya çıkmıştır. Bu 9 değişkenin içinde bütüncül üretimin ölçüsü olan sanayi üretim ve alt kalemleri, rezerv para gibi parasal ölçüler ve devlet harcamaları da yer almaktadır. Fiyat benzeri değişkenlerin ve finansal değişkenler kalıntı mevsimsellik göstermemiştir.

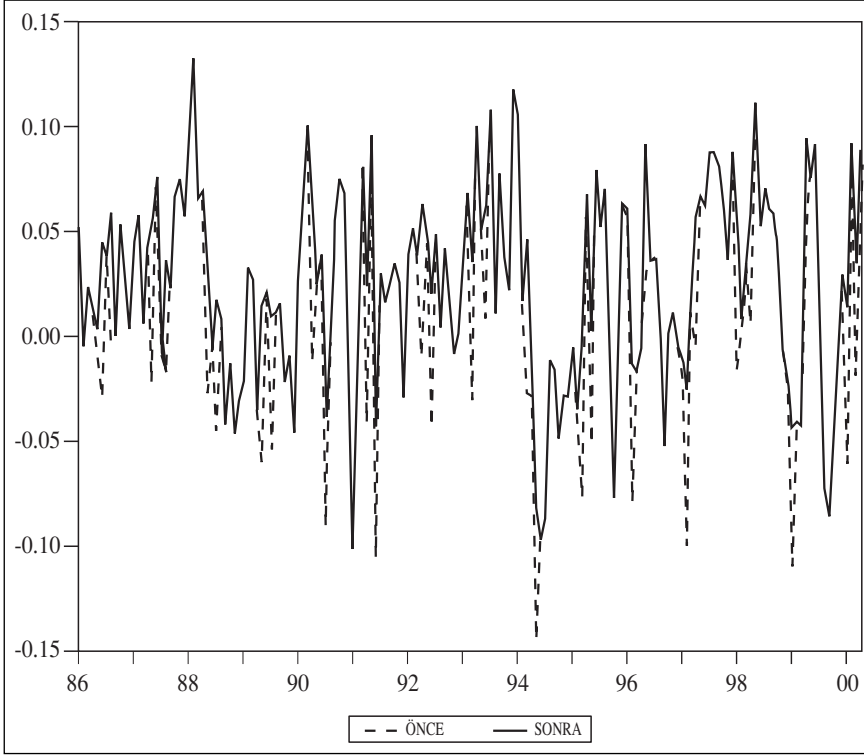
Kalıntı deterministik mevsimselliğin tespit edilmesinin ardından bu mevsimselliğin göz ardı edilmesinin sonuçları araştırılmıştır. Bunun için kalıntı mevsimsellik çıkarılmadan önce ve çıkarıldıktan sonra ardışık bağımlılık katsayıları, oynaklıklar ve sanayi üretim endeksi ile kesit bağıntı katsayıları hesaplanmıştır. İncelemeler sonucunda, bu verilerin ısrarlılığının bahsi geçen kalıntı mevsimselliğin çıkarılmasından sonra arttığı gözlenmiştir. Bunun yanında hemen hemen bütün verilerin oynaklıkları kalıntı mevsimselliğin çıkarılmasının ardından azalmıştır. Bu iki sonuç göstermiştir ki kalıntı mevsimselliğin çıkarılmasının ardından bu değişkenler daha öngörülebilir hale gelmektedir. Bu değişkenler kullanılarak yapılacak tahminler daha güvenilir olacaktır. Çalışmada ele alınan ve kalıntı mevsimsellik içeren değişkenlerin sanayi üretim endeksi ile olan bağıntıları kalıntı mevsimsellik çıkarıldıktan sonra azalmıştır. Bu, bahsi geçen veriler ile üretim arasında kalıntı mevsimsellikten kaynaklanan aldatıcı bir ilişki olabileceğini ima etmektedir. Diğer verilerin üretim ile olan bağıntıları ise üretimdeki kalıntı mevsimselliğin çıkarılması sonrası güçlenmiştir. Bu ise kalıntı mevsimselliğe özel dikkat gösterilmesi gerektiği sonucunu desteklemektedir.



### **Kaynakça**

- Alper, E., "Nominal Cycles of the Turkish Business Cycles", METU Studies in Development, 25 (2), 1998, pp. 233-244.
- Bildik, R., "Day of the Week Effects in Overnight Interest Rates: Evidence from Turkish Money Markets", ISE Review, 2 (6), 1998, pp. 49-78.
- Box, P., G. Jenkins, Time Series Analysis, Forecasting and Control, revised ed., Holden Day, New York, 1976.
- Chatfield, C., The Analysis of Time Series: An Introduction, Chapman and Hall, London, 1988.
- Cogley, T., J. Nason, "Effects of the Hodrick-Prescott Filter on Trend and Difference Stationary Time Series: Implications for Business Cycle Research", Journal of Economic Dynamics and Control; 19(1-2), 1995, pages 253-78.
- Grether, D., M. Nerlove, "Some Properties of 'Optimal' Seasonal Adjustment", Econometrica; 38(5), 1970, pages 682-703.
- Hodrick, R., E. Prescott, "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", Journal of Money, Credit and Banking; 29(1), 1997, pages 1-16.
- Hylleberg, S., R. Engle, C. Granger, B. Yoo, "Seasonal Integration and Cointegration", Journal of Econometrics, 44, 1990, pp. 215-238.
- Hylleberg, S. ed., Modelling Seasonality, Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press, New York, 1992a, pages vi, 476.
- \_\_\_\_\_, "The X-11 Method" in Hylleberg, S., ed. Modelling Seasonality, Advanced Texts in Econometrics. Oxford University Press, New York, 1992b, pages 253-57.
- Jorgenson, D., "Minimum Variance, Linear, Unbiased, Seasonal Adjustment of Economic Time Series", Journal of the American Statistical Association; 59, 1964, pp. 681-724.
- King, R., S. R., "Low Frequency Filtering and Real Business Cycles", Journal of Economic Dynamics and Control; 17(1-2), 1993, pp. 207-31.
- Lovell, M., "Seasonal Adjustment of Economic Time Series and Multiple Regression Analysis", Journal of the American Statistical Association; 58, 1963, pp. 993-1001.
- Metin, K., G. Muradođlu, B. Yazıcı, "An Analysis of the Day of the Week Effect on the Istanbul Stock Exchange", ISE Review, 1(4), 1997, pp. 15-25.
- Schwarz, G., "Estimating the Dimension of a Model", Annals of Statistics, 6, 1978, pp. 461-464.

**Şekil 1: Sanayi Üretim Endeksi: Kalıntı Mevsimselliđin  
Yok Edilmesinden Önce ve Sonra**



**Tablo 1: Değişkenlerin Tanımları ve Kapsadıkları Dönemler**

Kısaltma	Tanım	Başlangıç Tarihi	Bitiş Tarihi	Gözlem Sayısı
SUE	Devlet İstatistik Enstitüsü Sanayi Üretim Endeksi (1992=100)	Oca 1986	Nis 2000	172
SÜEMT	Madencilik ve Taş Ocakçılığı (SÜE'nin alt grubu)	Oca 1986	Nis 2000	172
SÜEIS	İmalat Sanayi (SÜE'nin alt grubu)	Oca 1986	Nis 2000	172
SÜEEGS	Elektrik, Gaz ve Su (SÜE'nin alt grubu)	Oca 1986	Nis 2000	172
ITH	İthalat (milyon ABD Doları)	Oca 1985	May 2000	185
KBGE	Konsolide Bütçe Gelirleri (milyon TL)	Oca 1985	Haz 2000	186
KBGI	Konsolide Bütçe Giderleri (milyon TL)	Oca 1985	Haz 2000	186
NIB	Net İç Borçlanma (milyon TL)	Oca 1985	Haz 2000	186
M1	M1 (milyar TL)	Oca 1986	Nis 2000	172
DTH	Döviz Tevdiat Hesapları (milyar TL)	Oca 1986	Nis 2000	172
MB	Merkez Bankası Parası (milyon TL)	Eyl 1989	Ağu 2000	132
RP	Rezerv Para (milyon TL)	Eyl 1989	Ağu 2000	132
TEFE	Devlet İstatistik Enstitüsü Toptan Eşya Fiyat Endeksi (1987=100)	Oca 1985	Haz 2000	186
TUFE	Devlet İstatistik Enstitüsü Tüketici Fiyat Endeksi (1987=100)	Oca 1987	Haz 2000	162
ENFTE	Toptan Eşya Fiyat Endeksine Dayalı Enflasyon	Oca 1986	Haz 2000	174
ENFTU	Tüketici Fiyat Endeksine Dayalı Enflasyon	Oca 1988	Haz 2000	150
KREDI	Mevduat Bankaları Tarafından Verilen Krediler (milyar TL)	Oca 1986	Nis 2000	172
IMUTL	İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Ulusal 100 Endeksi (Aylık Ortalama, TL)	Oca 1986	Ağu 2000	176
IMIH	İstanbul Menkul Kıymetler Borsası İşlem Hacmi (Aylık Ortalama)	Oca 1986	Ağu 2000	166
IMUUS	İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Ulusal 100 Endeksi (Aylık Ortalama, ABD Doları)	Oca 1986	Ağu 2000	176
IMFIN	İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Finansal Endeks (Aylık Ortalama, ABD Doları)	Oca 1991	Ağu 2000	116
IMEND	İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Sanayi Endeksi (Aylık Ortalama, ABD Doları)	Oca 1991	Ağu 2000	116
FAIZ	Bankalararası Piyasadaki Ortalama Ağırlıklı Basit Gecelik Faiz	Oca 1990	Ağu 2000	128
USDTL	ABD Doları Kuru (Merkez Bankası Alış)	Oca 1985	Ağu 2000	188

**Tablo 2: Kukla Değişkenlerin Değerleri**

	Şeker Bayramı	Kurban Bayramı	Dokuz Gün	Ramazan		Şeker Bayramı	Kurban Bayramı	Dokuz Gün	Ramazan
Oca-85	0	0	0	0	Ara-88	0	0	0	0
Şub-85	0	0	0	0	Oca-89	0	0	0	0
Mar-85	0	0	0	0	Şub-89	0	0	0	0
Nis-85	0	0	0	0	Mar-89	0	0	0	0
May-85	0	0	0	1	Nis-89	0	0	0	1
Haz-85	1	0	0	1	May-89	1	0	0	1
Tem-85	0	0	0	0	Haz-89	0	0	0	0
Ağu-85	0	1	1	0	Tem-89	0	1	0	0
Eyl-85	0	0	0	0	Ağu-89	0	0	0	0
Eki-85	0	0	0	0	Eyl-89	0	0	0	0
Kas-85	0	0	0	0	Eki-89	0	0	0	0
Ara-85	0	0	0	0	Kas-89	0	0	0	0
Oca-86	0	0	0	0	Ara-89	0	0	0	0
Şub-86	0	0	0	0	Oca-90	0	0	0	0
Mar-86	0	0	0	0	Şub-90	0	0	0	0
Nis-86	0	0	0	0	Mar-90	0	0	0	0
May-86	0	0	0	1	Nis-90	1	0	0	1
Haz-86	1	0	0	1	May-90	0	0	0	0
Tem-86	0	0	0	0	Haz-90	0	0	0	0
Ağu-86	0	1	0	0	Tem-90	0	1	1	0
Eyl-86	0	0	0	0	Ağu-90	0	0	0	0
Eki-86	0	0	0	0	Eyl-90	0	0	0	0
Kas-86	0	0	0	0	Eki-90	0	0	0	0
Ara-86	0	0	0	0	Kas-90	0	0	0	0
Oca-87	0	0	0	0	Ara-90	0	0	0	0
Şub-87	0	0	0	0	Oca-91	0	0	0	0
Mar-87	0	0	0	0	Şub-91	0	0	0	0
Nis-87	0	0	0	0	Mar-91	0	0	0	1
May-87	1	0	0	1	Nis-91	1	0	1	1
Haz-87	0	0	0	0	May-91	0	0	0	0
Tem-87	0	0	0	0	Haz-91	0	1	0	0
Ağu-87	0	1	1	0	Tem-91	0	0	0	0
Eyl-87	0	0	0	0	Ağu-91	0	0	0	0
Eki-87	0	0	0	0	Eyl-91	0	0	0	0
Kas-87	0	0	0	0	Eki-91	0	0	0	0
Ara-87	0	0	0	0	Kas-91	0	0	0	0
Oca-88	0	0	0	0	Ara-91	0	0	0	0
Şub-88	0	0	0	0	Oca-92	0	0	0	0
Mar-88	0	0	0	0	Şub-92	0	0	0	0
Nis-88	0	0	0	1	Mar-92	0	0	0	1
May-88	1	0	1	1	Nis-92	1	0	0	1
Haz-88	0	0	0	0	May-92	0	0	0	0
Tem-88	0	1	0	0	Haz-92	0	1	0	0
Ağu-88	0	0	0	0	Tem-92	0	0	0	0
Eyl-88	0	0	0	0	Ağu-92	0	0	0	0
Eki-88	0	0	0	0	Eyl-92	0	0	0	0
Kas-88	0	0	0	0	Eki-92	0	0	0	0

**Tablo 2: Kukla Değişkenlerin Değerleri (Devam)**

	Şeker Bayramı	Kurban Bayramı	Dokuz Gün	Ramazan		Şeker Bayramı	Kurban Bayramı	Dokuz Gün	Ramazan
Kas-92	0	0	0	0	Eki-96	0	0	0	0
Ara-92	0	0	0	0	Kas-96	0	0	0	0
Oca-93	0	0	0	0	Ara-96	0	0	0	0
Şub-93	0	0	0	1	Oca-97	0	0	0	1
Mar-93	1	0	1	1	Şub-97	1	0	0	1
Nis-93	0	0	0	0	Mar-97	0	0	0	0
May-93	0	0	0	0	Nis-97	0	1	0	0
Haz-93	0	1	1	0	May-97	0	0	0	0
Tem-93	0	0	0	0	Haz-97	0	0	0	0
Ağu-93	0	0	0	0	Tem-97	0	0	0	0
Eyl-93	0	0	0	0	Ağu-97	0	0	0	0
Eki-93	0	0	0	0	Eyl-97	0	0	0	0
Kas-93	0	0	0	0	Eki-97	0	0	0	0
Ara-93	0	0	0	0	Kas-97	0	0	0	0
Oca-94	0	0	0	0	Ara-97	0	0	0	0
Şub-94	0	0	0	1	Oca-98	1	0	0	1
Mar-94	1	0	0	1	Şub-98	0	0	0	0
Nis-94	0	0	0	0	Mar-98	0	0	0	0
May-94	0	1	0	0	Nis-98	0	1	1	0
Haz-94	0	0	0	0	May-98	0	0	0	0
Tem-94	0	0	0	0	Haz-98	0	0	0	0
Ağu-94	0	0	0	0	Tem-98	0	0	0	0
Eyl-94	0	0	0	0	Ağu-98	0	0	0	0
Eki-94	0	0	0	0	Eyl-98	0	0	0	0
Kas-94	0	0	0	0	Eki-98	0	0	0	0
Ara-94	0	0	0	0	Kas-98	0	0	0	0
Oca-95	0	0	0	0	Ara-98	0	0	0	1
Şub-95	0	0	0	1	Oca-99	1	0	1	1
Mar-95	1	0	0	1	Şub-99	0	0	0	0
Nis-95	0	0	0	0	Mar-99	0	0	0	0
May-95	0	1	1	0	Nis-99	0	1	1	0
Haz-95	0	0	0	0	May-99	0	0	0	0
Tem-95	0	0	0	0	Haz-99	0	0	0	0
Ağu-95	0	0	0	0	Tem-99	0	0	0	0
Eyl-95	0	0	0	0	Ağu-99	0	0	0	0
Eki-95	0	0	0	0	Eyl-99	0	0	0	0
Kas-95	0	0	0	0	Eki-99	0	0	0	0
Ara-95	0	0	0	0	Kas-99	0	0	0	0
Oca-96	0	0	0	1	Ara-99	0	0	0	1
Şub-96	1	0	1	1	Oca-00	1	0	0	1
Mar-96	0	0	0	0	Şub-00	0	0	0	0
Nis-96	0	0	0	0	Mar-00	0	1	1	0
May-96	0	1	0	0	Nis-00	0	0	0	0
Haz-96	0	0	0	0	May-00	0	0	0	0
Tem-96	0	0	0	0	Haz-00	0	0	0	0
Ağu-96	0	0	0	0	Tem-00	0	0	0	0
Eyl-96	0	0	0	0	Ağu-00	0	0	0	0

**Tablo 3: Regresyon Sonuçları ve İstatistik Testler**

Değişken	Model	24 Gecikme için Q- istatistiği	İlk Model İçin Düzeltilmiş R- kare ve SC		Dini Bayramlar ve Ramazan			Wald Test istatistiği	Kukla Değişkenli Model İçin Düzelti- miş R-kare ve SC	
					Olay <sup>a</sup> / Katsayı / (P-değeri)					
SUE	AR(13)	17,47 (0,83)	0,26	-3,21	Şeker Bayramı Kurban Bayramı	-0,04 -0,05	(0,00) (0,00)	11,48 (0,00)	0,35	-3,30
SÜEMT	AR(13)	17,87 (0,81)	0,18	-2,43	Kurban Bayramı	-0,04	(0,03)	4,68 (0,03)	0,20	-2,43
SÜEIS	AR(13)	16,71 (0,86)	0,26	-2,95	Şeker Bayramı Kurban Bayramı	-0,04 -0,05	(0,00) (0,00)	10,62 (0,00)	0,35	-3,02
SÜEEGS	AR(13)	17,10 (0,84)	0,09	-4,16	Şeker Bayramı Kurban Bayramı	-0,03 -0,03	(0,00) (0,00)	16,81 (0,00)	0,25	-4,30
ITH	AR(11)	20,57 (0,66)	0,51	-1,69	Şeker Bayramı Kurban Bayramı	-0,10 -0,07	(0,00) (0,00)	12,60 (0,00)	0,57	-1,78
KBGE	AR(14)	21,37 (0,62)	0,67	-3,35	Şeker Bayramı	-0,02	(0,03)	4,84 (0,03)	0,67	-3,54
KBGI	AR(13)	24,24 (0,45)	0,30	-2,43		-		-	-	-
NIB	AR(4)	26,88 (0,31)	0,43	0,13		-		-	-	-
RP	AR(13)	20,68 (0,66)	0,53	-4,06	Şeker Bayramı Kurban Bayramı	0,02 0,02	(0,04) (0,02)	4,22 (0,02)	0,55	-4,06
M1	AR(10)	21,96 (0,58)	0,45	-3,06		-		-	-	-
DTH	AR(8)	16,30 (0,88)	0,74	-3,33		-		-	-	-
MB	AR(12)	11,48 (0,99)	0,74	-1,76	Dokuz Gün	0,06	(0,04)	4,12 (0,04)	0,75	-1,76
TEFE	AR(2)	22,63 (0,54)	0,86	-4,87		-		-	-	-
TÜFE	AR(6)	17,59 (0,82)	0,81	-7,98		-		-	-	-
ENFTE	AR(13)	11,25 (0,99)	0,88	-3,15		-		-	-	-
ENFTÜ	AR(10)	24,59 (0,43)	0,83	-4,00		-		-	-	-
KREDİ	AR(4)	31,09 (0,15)	0,89	-4,66	Şeker Bayramı Ramazan	0,02 -0,05	(0,03) (0,03)	2,81 (0,06)	0,89	-4,64

**Tablo 3: Regresyon Sonuçları ve İstatistik Testler (devamı)**

Değişken	Model	24 Gecikme için Q-istatistiği	İlk Model İçin Düzeltilmiş R-kare ve SC		Dini Olaylar Olay / Katsayı / (P-değeri)			Wald Test istatistiği	Kukla Değişkenli Model İçin Düzeltilmiş R-kare ve SC	
IMUTL	AR(11)	12,96 (0,97)	0,88	-1,01		-		-	-	-
IMIH	AR(12)	19,10 (0,75)	0,70	1,03		-		-	-	-
IMUUS	AR(11)	9,68 (0,99)	0,89	-0,93		-		-	-	-
IMFIN	AR(11)	9,22 (0,99)	0,80	-0,59		-		-	-	-
IMEND	AR(11)	14,77 (0,93)	0,80	-1,06		-		-	-	-
FAİZ	AR(1)	17,52 (0,83)	0,46	-0,42		-		-	-	-
USDTL	AR(13)	6,86 (0,99)	0,86	-3,69		-		-	-	-

Notlar: Tablodaki test istatistiklerinin altında parantez içindeki rakamlar o istatistiğin P-değerlerini belirtmektedir. Katsayıların altında parantez içindeki rakamlar o katsayının t-istatistiğinin p-değerini belirtmektedir. Bütün t-istatistikleri ve Wald testi istatistikleri %5'lik derecede anlamlıdır. (KREDİ'nin Wald testi %6 da istatistik olarak anlamlıdır). Ardışık korelasyonu belirten bütün Q-istatistikleri istatistik olarak anlamsızdır.

\* Dini bayramlar ve Ramazan.

\*\* Dini bayramların hafta içine denk düştüğünde Hükümet tarafından uzatılan tatil gün sayısı 9 gün olarak varsayılmıştır.

**Tablo 4: Mevsimellik Etkilerinin Çıkarılmasından Önce ve Sonra Bazı Serilerin Ardışık Bağımlılık Katsayıları**

Önce	t-6	t-3	t-2	t-1	t	t+1	t+2	t+3	t+6
SÜE	0,01	0,04	<b>0,26</b>	<b>0,28</b>	<b>1,00</b>	<b>0,28</b>	<b>0,26</b>	0,04	0,01
SÜEMT	<b>-0,24</b>	0,05	<b>0,23</b>	<b>0,48</b>	<b>1,00</b>	<b>0,48</b>	<b>0,23</b>	0,05	<b>-0,24</b>
SÜEIS	0,02	0,03	<b>0,26</b>	<b>0,31</b>	<b>1,00</b>	<b>0,31</b>	<b>0,26</b>	0,03	0,02
SÜEEGS	-0,10	-0,09	0,11	<b>0,24</b>	<b>1,00</b>	<b>0,24</b>	0,11	-0,09	-0,10
İTH	0,06	<b>0,42</b>	<b>0,61</b>	<b>0,56</b>	<b>1,00</b>	<b>0,56</b>	<b>0,61</b>	<b>0,42</b>	0,06
KBGE	<b>0,38</b>	<b>0,62</b>	<b>0,72</b>	<b>0,82</b>	<b>1,00</b>	<b>0,82</b>	<b>0,72</b>	<b>0,62</b>	<b>0,38</b>
RP	-0,13	<b>0,26</b>	<b>0,53</b>	<b>0,68</b>	<b>1,00</b>	<b>0,68</b>	<b>0,53</b>	<b>0,26</b>	-0,13
Sonra	t-6	t-3	t-2	t-1	t	t+1	t+2	t+3	t+6
SÜE	0,05	0,08	<b>0,27</b>	<b>0,49</b>	<b>1,00</b>	<b>0,49</b>	<b>0,27</b>	0,08	0,05
SÜEMT	<b>-0,17<sup>(*)</sup></b>	0,08	<b>0,20<sup>(*)</sup></b>	<b>0,50</b>	<b>1,00</b>	<b>0,50</b>	<b>0,20<sup>(*)</sup></b>	0,03	<b>-0,17<sup>(*)</sup></b>
SÜEIS	0,06	0,06	<b>0,27</b>	<b>0,49</b>	<b>1,00</b>	<b>0,49</b>	<b>0,27</b>	0,06	0,06
SÜEEGS	<b>-0,27</b>	0,01	<b>0,16</b>	<b>0,52</b>	<b>1,00</b>	<b>0,52</b>	<b>0,16</b>	0,01	<b>-0,27</b>
İTH	0,07	<b>0,48</b>	<b>0,63</b>	<b>0,66</b>	<b>1,00</b>	<b>0,66</b>	<b>0,63</b>	<b>0,48</b>	0,07
KBGE	<b>0,38</b>	<b>0,64</b>	<b>0,72</b>	<b>0,82<sup>(*)</sup></b>	<b>1,00</b>	<b>0,82<sup>(*)</sup></b>	<b>0,72</b>	<b>0,64</b>	<b>0,38</b>
RP	-0,17	<b>0,30</b>	<b>0,57</b>	<b>0,77</b>	<b>1,00</b>	<b>0,77</b>	<b>0,57</b>	<b>0,30</b>	-0,17

<sup>(\*)</sup> işareti dini bayramlar ve Ramazan'dan kaynaklanan mevsimselliğin çıkarılmasından önceki değerle karşılaştırıldığı zaman mutlak değer olarak bir azalmayı belirtmektedir.



**Tablo 5: Mevsimsellik Etkilerinin Çıkartılmasından Önce ve Sonra Bazı Serilerin Endüstriyel Üretim Endeksi ile Kesit Bağımlılık Katsayıları**

Önce	Oynaklık (yüzde olarak standart hata)	t-6	t-3	t-2	t-1	t	t+1	t+2	t+3	t+6
SÜE	%5,28	0,01	<b>0,04</b>	<b>0,26</b>	<b>0,28</b>	<b>1,00</b>	<b>0,28</b>	<b>0,26</b>	0,04	0,01
SÜEMT	%8,12	-0,14	-0,02	0,06	0,05	<b>0,31</b>	0,02	0,03	-0,03	-0,07
SÜEIS	%6,11	0,02	0,03	<b>0,26</b>	<b>0,29</b>	<b>0,99</b>	<b>0,29</b>	<b>0,27</b>	0,04	0,01
SÜEEGS	%3,21	0,04	0,03	0,16	-0,02	<b>0,49</b>	0,02	0,06	0,07	0,05
ITH	%13,06	0,02	<b>0,22</b>	<b>0,39</b>	<b>0,33</b>	<b>0,61</b>	<b>0,28</b>	<b>0,31</b>	0,14	-0,09
RP	%3,96	0,02	<b>0,22</b>	0,17	0,19	<b>-0,26</b>	-0,12	<b>-0,25</b>	-0,18	-0,11
TEFE	%5,45	-0,01	-0,15	-0,18	<b>-0,23</b>	<b>-0,25</b>	<b>-0,25</b>	<b>-0,24</b>	-0,18	-0,14
TÜFE	%4,07	-0,03	-0,18	<b>-0,21</b>	<b>-0,23</b>	<b>-0,20</b>	-0,16	-0,13	-0,03	-0,05
KREDİ	%6,72	0,07	<b>0,25</b>	<b>0,28</b>	<b>0,35</b>	<b>0,38</b>	<b>0,42</b>	<b>0,43</b>	<b>0,43</b>	<b>0,29</b>
IMUTL	%35,95	0,03	<b>0,24</b>	<b>0,28</b>	<b>0,30</b>	<b>0,26</b>	0,19	0,11	0,06	0,01
IMIH	%65,31	0,01	<b>0,27</b>	<b>0,31</b>	<b>0,32</b>	<b>0,29</b>	0,17	0,10	0,06	-0,01
M1	%6,43	0,11	<b>0,31</b>	<b>0,39</b>	<b>0,22</b>	-0,01	0,09	-0,09	-0,03	-0,12
ENFTE	%12,19	-0,05	-0,20	-0,19	-0,17	-0,15	-0,14	-0,11	-0,09	-0,05
ENFTÜ	%7,01	0,03	-0,09	-0,16	<b>-0,23</b>	<b>-0,21</b>	-0,16	-0,12	-0,06	-0,01
IMUUS	%39,26	0,05	<b>0,27</b>	<b>0,33</b>	<b>0,37</b>	<b>0,32</b>	<b>0,25</b>	0,17	0,11	0,02
FAİZ	%26,87	-0,10	<b>-0,36</b>	<b>-0,44</b>	<b>-0,34</b>	-0,19	0,03	0,13	0,17	0,14
IMFIN	%33,25	-0,15	0,20	<b>0,33</b>	<b>0,38</b>	<b>0,32</b>	<b>0,21</b>	0,14	0,08	-0,02
IMEND	%26,07	-0,07	0,23	<b>0,37</b>	<b>0,43</b>	<b>0,36</b>	<b>0,24</b>	0,15	0,07	-0,07
USDTL	%8,54	-0,10	<b>-0,22</b>	<b>-0,31</b>	<b>-0,39</b>	<b>-0,39</b>	<b>-0,34</b>	<b>-0,31</b>	<b>-0,24</b>	-0,06

**Tablo 5: Mevsimsellik Etkilerinin Çıkartılmasından Önce ve Sonra Bazı Serilerin Endüstriyel Üretim Endeksi ile Kesit Bağımlılık Katsayıları (devam)**

Sonra	Oynaklık (yüzde olarak standart hata)	t-6	t-3	t-2	t-1	t	t+1	t+2	t+3	t+6
SÜE	%4,65	0,05	0,08	<b>0,27</b>	<b>0,50</b>	<b>1,00</b>	<b>0,5</b>	<b>0,27</b>	0,08	0,05
SÜEMT	%7,67	-0,07 <sup>(*)</sup>	-0,02	-0,00 <sup>(*)</sup>	0,05 <sup>(*)</sup>	<b>0,20<sup>(*)</sup></b>	0,09	-0,02 <sup>(*)</sup>	-0,05	0,00 <sup>(*)</sup>
SÜEIS	%5,44	0,06	0,07	<b>0,27</b>	<b>0,49</b>	<b>0,99<sup>(*)</sup></b>	<b>0,49</b>	<b>0,27</b>	0,08	0,05
SÜEEGS	%2,94	0,02 <sup>(*)</sup>	0,11	0,16	<b>0,24</b>	<b>0,43<sup>(*)</sup></b>	0,20	0,10	0,11	0,02 <sup>(*)</sup>
ITH	%12,48	0,06	<b>0,28</b>	<b>0,40</b>	<b>0,46</b>	<b>0,56<sup>(*)</sup></b>	<b>0,43</b>	<b>0,36</b>	<b>0,20</b>	-0,08 <sup>(*)</sup>
RP	%3,75	0,06	0,19 <sup>(*)</sup>	0,17	0,05 <sup>(*)</sup>	-0,19 <sup>(*)</sup>	<b>-0,24</b>	<b>-0,25</b>	<b>-0,21</b>	-0,10 <sup>(*)</sup>
TEFE	%5,41	-0,01	-0,15 <sup>(*)</sup>	<b>-0,22</b>	<b>-0,24</b>	<b>-0,29</b>	<b>-0,27</b>	<b>-0,27</b>	<b>-0,23</b>	-0,14
TÜFE	%4,05	-0,03 <sup>(*)</sup>	-0,16 <sup>(*)</sup>	<b>-0,25</b>	<b>-0,26</b>	<b>-0,25</b>	-0,19	-0,16	-0,07	-0,03 <sup>(*)</sup>
KREDİ	%6,68	0,07	<b>0,25<sup>(*)</sup></b>	<b>0,33</b>	<b>0,36</b>	<b>0,41</b>	<b>0,48</b>	<b>0,47</b>	<b>0,47</b>	<b>0,33</b>
IMUTL	%35,52	0,05	<b>0,23<sup>(*)</sup></b>	<b>0,31</b>	<b>0,33</b>	<b>0,31</b>	<b>0,22</b>	0,14	0,08	-0,01
IMIİH	%64,18	0,02	<b>0,28</b>	<b>0,36</b>	<b>0,35</b>	<b>0,34</b>	0,20	0,10	0,08	-0,05
M1	%6,38	0,14	<b>0,33</b>	<b>0,33<sup>(*)</sup></b>	<b>0,23</b>	0,01 <sup>(*)</sup>	0,04 <sup>(*)</sup>	-0,01 <sup>(*)</sup>	-0,04	-0,11 <sup>(*)</sup>
ENFTE	%11,95	-0,06	-0,18 <sup>(*)</sup>	<b>-0,21</b>	-0,16 <sup>(*)</sup>	-0,17	-0,13 <sup>(*)</sup>	-0,13	-0,12	-0,04 <sup>(*)</sup>
ENFTÜ	%6,92	-0,01 <sup>(*)</sup>	-0,07 <sup>(*)</sup>	-0,17	<b>-0,21<sup>(*)</sup></b>	<b>-0,22</b>	-0,15 <sup>(*)</sup>	-0,12	-0,08	-0,02
IMUUS	%38,66	0,07	<b>0,27<sup>(*)</sup></b>	<b>0,37</b>	<b>0,39</b>	<b>0,38</b>	0,28	0,20	0,14	0,00 <sup>(*)</sup>
FAİZ	%26,67	-0,15	<b>-0,40</b>	<b>-0,46</b>	<b>-0,37</b>	-0,18 <sup>(*)</sup>	0,00 <sup>(*)</sup>	0,15	0,17 <sup>(*)</sup>	0,14 <sup>(*)</sup>
IMFIN	%33,24	-0,15	<b>0,24</b>	<b>0,39</b>	<b>0,42</b>	<b>0,36</b>	<b>0,24</b>	0,15	0,09	-0,02
IMEND	%26,15	-0,08	<b>0,29</b>	<b>0,44</b>	<b>0,48</b>	<b>0,41</b>	<b>0,28</b>	0,15	0,08	-0,09
USDTL	%8,41	-0,12	<b>-0,25</b>	<b>-0,37</b>	<b>-0,42</b>	<b>-0,44</b>	<b>-0,36</b>	<b>-0,33</b>	-0,27	-0,06 <sup>(*)</sup>

Notlar: Koyu renkli katsayılar mutlak değeri 0.20 den büyük olan ve istatistiki olarak anlamlı kabul edilebilecek katsayılarıdır. Tablonun alt kısmında yanlarında (\*) olan katsayılar üst kısma göre azalmış olanları belirtmektedir.

## GLOBAL SERMAYE PİYASALARI

2001 yılının ikinci çeyreğinde ticari faaliyet alanında yaşanan yavaşlama ile birlikte global ekonomik büyüme hızındaki yavaşlama neticesinde finansal piyasalar etkilenmiştir. Ekonomik büyüme hızındaki yavaşlamanın büyüklüğü ile süresi konusundaki belirsizlikler nedeniyle uluslararası finansal piyasaları dalgalı bir seyir izlemiştir. Söz konusu ekonomik konjonktüre istinaden ABD başta olmak üzere bir çok ülke gevşek para politikalarına yönelmiş ve 2001 yılının ikinci çeyreğinde ABD Merkez Bankası faiz oranlarını üç kez düşürmüştür. ABD'nin GSYİH'sindeki büyüme bir önceki döneme göre revize edilerek % 1,8'e düşürülmüştür. Daha önce %0,9 olarak tahmin edilen Japonya'daki ekonomik büyüme hızı %0,6'ya düşürülürken, Avrupa ekonomisindeki büyüme hızı %2,3 oranında tahmin edilmektedir. Gelişmiş piyasaların hisse senetleri fiyatları Nisan ayında yükselirken sanayi ülkelerindeki ekonomik büyümenin yavaşlamaya devam edeceği beklentisi ile daha sonra düşmeye devam etmiştir. Uluslararası döviz piyasalarında Temmuz ayında ABD Doları nominal efektif bazda değer kazanmaya devam etmiş, Euro dolar karşısında nominal bazda %7,5 oranında değer kaybetmiştir. Japon Yen'i dolar karşısında dalgalı bir seyir izleyerek %7,5 oranında değer kaybettikten sonra yüksek bir seyir izlemiş ancak daha sonra tekrar düşüş trendine geri dönmüştür. ABD ekonomisindeki yavaşlama süresinin kısa olacağı ve ekonomik faaliyetin tekrar canlanacağı yönündeki yatırımcıların olumlu beklentileri neticesinde ABD'ye sermaye girişi yoğunluğu devam etmiştir.

Gelişmekte olan finans piyasaları gelişmiş piyasalardaki gelişmelere paralel hareket etmiştir. Buna istinaden, 2001 yılının ikinci çeyreğinde ABD hisse senetleri piyasalarındaki performansa paralel olarak Nisan ve Mayıs aylarında gelişmekte olan hisse senetleri piyasaları yükselme eğilimi göstermiş ancak Haziran ayında satış ağırlıklı bir seyir izlemiştir. Gelişmekte olan piyasalara fon akışları da global sermaye piyasalarına paralel bir gelişme göstermekle birlikte global ekonomik faaliyet konusundaki belirsizlik nedeniyle dalgalı bir trend izlemiştir. Gelişmekte olan borçlanma piyasalarında faiz farkları Nisan ve Mayıs aylarında daralmıştır.

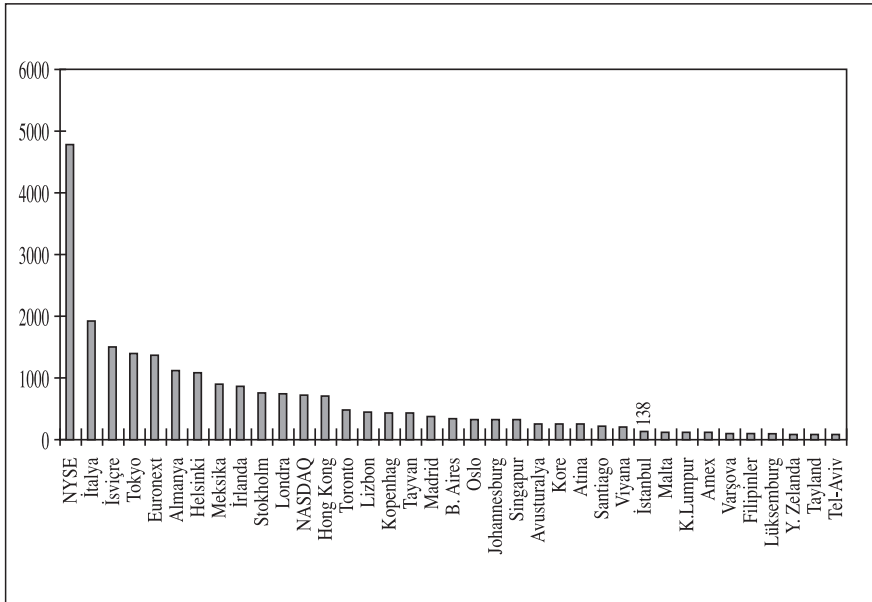
Hisse senedi piyasalarının performansları incelendiğinde; gelişmiş piyasa endekslerinden D.J. Industrial Endeksi 29 Haziran tarihinde 2 Ocak

tarihine göre %-1,35 oranında, FTSE-100 Endeksi %-5,92 oranında, Nikkei-225 Endeksi ise %-8,62 oranında azalmıştır. Gelişmekte olan ülkele-  
rin hisse senedi piyasalarında 31 Aralık 2000 tarihinden 4 Temmuz 2001  
tarihine kadar oluşan ABD Doları bazlı getiriler karşılaştırıldığında en  
yüksek getiriyi %49,6 ile Rusya borsası sağlarken, %28,8 ile Meksika  
borsası ikinci sırada ve Kolombiya borsası %20,4 getiri ile üçüncü sırada  
yer almaktadır. Bu dönemde İMKB, %-38,3 değer kaybetmiştir. İMKB'yi  
sırasıyla, %-26,4, %-22,6, %-19,4, %-18,6, %-18, %-17,4, %-16,4 ve %-  
15,8 oranlarında düşüş gösteren Brezilya, Polonya, Mısır, Çek. Cum., İs-  
rail Hindistan, Singapur ve Macaristan borsaları izlemektedir. Piyasa per-  
formansları F/K oranı açısından karşılaştırıldığında Haziran 2001 ayı so-  
nu itibariyle en yüksek oranlar, Malezya (43,7), Filipinler (26,6), Türkiye  
(27,1), Kore (23) ve Arjantin (23) piyasalarında gerçekleşmiştir. En düşük  
oranlar ise Tayland (-50,5), Endonezya (-8,1), Çek Cum.(6,4) ve G. Afri-  
ka (9,6) piyasalarında oluşmuştur.

**Piyasa Değerleri (ABD \$ Milyon, 1986-2000)**

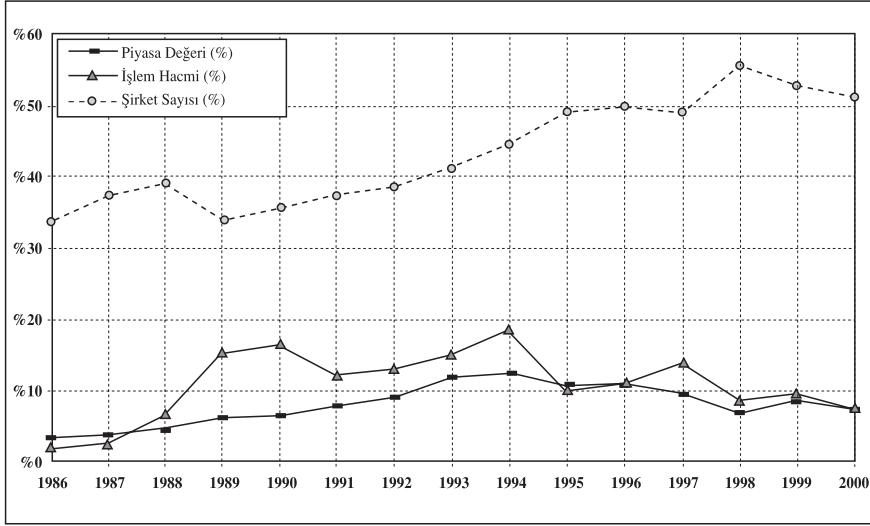
	Global	Gelişmiş Piyasalar	Gelişen Piyasalar	İMKB
<b>1986</b>	6.514.199	6.275.582	238.617	938
<b>1987</b>	7.830.778	7.511.072	319.706	3.125
<b>1988</b>	9.728.493	9.245.358	483.135	1.128
<b>1989</b>	11.712.673	10.967.395	745.278	6.756
<b>1990</b>	9.398.391	8.784.770	613.621	18.737
<b>1991</b>	11.342.089	10.434.218	907.871	15.564
<b>1992</b>	10.923.343	9.923.024	1.000.319	9.922
<b>1993</b>	14.016.023	12.327.242	1.688.781	37.824
<b>1994</b>	15.124.051	13.210.778	1.913.273	21.785
<b>1995</b>	17.788.071	15.859.021	1.929.050	20.782
<b>1996</b>	20.412.135	17.982.088	2.272.184	30.797
<b>1997</b>	23.087.006	20.923.911	2.163.095	61.348
<b>1998</b>	26.964.463	25.065.373	1.899.090	33.473
<b>1999</b>	36.030.810	32.956.939	3.073.871	112.276
<b>2000</b>	32.260.433	29.520.707	2.691.452	69.659

Kaynak: IFC Factbook 2001.

**Ortalama Piyasa Değeri Karşılaştırması (Milyon ABD \$, Haziran 2001)**

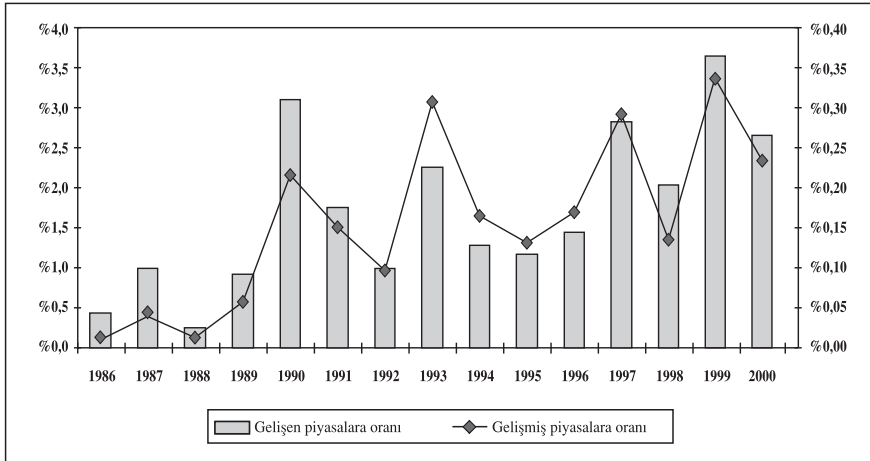
Kaynak: FIBV, Monthly Statistics, Haziran 2001.

### Gelişen Hisse Senetleri Piyasalarının Global Toplam İçinde Payı (1986-2000)



Kaynak : IFC Factbook, 2001.

### İMKB'nin Piyasa Değeri Açısından Global Piyasadaki Payı (1986-2000)



Kaynak: IFC Factbook 2001, İMKB Verileri.

**Piyasa Göstergelerine Göre Ülkelerin Sıralaması (Haz. 2001)**

	Piyasa	İşlem Görme Oranı	Piyasa	İşlem Hacmi (milyon ABD \$) (2000/1 - 2001/6)	Piyasa	Piyasa Değeri (milyon ABD \$)
1	NASDAQ	%396,0	NASDAQ	6.717.466	NYSE	11.586.436,0
2	Kore	%216,4	NYSE	5.622.685	NASDAQ	3.210.394,7
3	Tayvan	%205,2	Londra	2.505.772	Tokyo	2.984.567,7
4	Madrid	%184,2	Euronext	1.723.265	Londra	2.191.614,4
5	Euronext	%175,7	Tokyo	881.308	Euronext	1.890.172,7
6	İstanbul	%173,9	Almanya	826.799	Almanya	1.110.913,4
7	Almanya	%119,4	Amex	477.637	Toronto	668.578,6
8	Stokholm	%110,4	Şikago	434.260	İsviçre	631.846,3
9	İtalya	%109,2	Madrid	424.859	Hong Kong	579.521,1
10	Oslo	%94,1	İtalya	380.369	İtalya	575.658,8
11	NYSE	%87,2	İsviçre	304.003	Madrid	470.503,9
12	Kopenhag	%86,8	Tayvan	297.951	Avusturalya	379.175,3
13	İsviçre	%85,9	Toronto	258.880	Stokholm	241.083,3
14	Helsinki	%83,5	Stokholm	220.097	Tayvan	231.053,0
15	Londra	%73,9	Bermuda	209.566	Johannesburg	194.689,6
16	Toronto	%71,2	Kore	190.325	Brezilya	194.074,4
17	Tayland	%70,7	Hong Kong	137.882	Kore	182.524,2
18	Lizbon	%61,1	Avusturalya	119.202	Helsinki	171.491,8
19	Avusturalya	%59,4	Bilbao	112.672	Meksika	154.905,5
20	Bilbao	%56,2	Helsinki	101.572	Singapur	127.283,4
21	Singapur	%55,4	Osaka	96.285	K.Lumpur	103.317,0
22	Varşova	%55,2	Kopenhag	48.216	Kopenhag	97.583,8
23	Tokyo	%55,0	İstanbul	46.453	CDNX	91.074,1
24	Y.Zellanda	%53,8	Singapur	38.008	İrlanda	81.396,6
25	Hong Kong	%47,0	Johannesburg	37.997	Atina	80.880,8
26	Atina	%45,7	Sao Paulo	37.275	Oslo	73.904,8
27	Sao Paulo	%35,4	Oslo	35.430	Amex	73.456,9
28	Jakarta	%32,6	Meksika	26.371	Santiago	59.481,5
29	İrlanda	%31,1	Barselona	21.539	Tel-Aviv	57.503,8
30	Viyana	%31,0	Atina	19.741	Lizbon	45.336,2
31	Johannesburg	%30,9	Valensiya	19.129	İstanbul	43.045,8
32	Meksika	%30,0	Tayland	15.859	B.Aires	41.191,8
33	Tel-Aviv	%29,6	Lizbon	15.346	Tayland	34.262,7
34	Ljubljana	%24,5	İrlanda	11.346	Lüksemburg	26.680,3
35	Filipinler	%16,1	Tel-Aviv	7.689	Varşova	25.564,5
36	Tahrn	%15,4	K.Lumpur	7.182	Viyana	24.692,3
37	B.Aires	%15,3	Y.Zellanda	5.975	Filipinler	24.562,6
38	K.Lumpur	%15,1	Varşova	4.994	Jakarta	23.383,5
39	Lima	%13,6	Jakarta	4.289	Y.Zellanda	17.630,3
40	Barselona	%10,4	B.Aires	4.217	Lima	10.211,0
41	Bermuda	%10,4	Viyana	4.184	Tahrn	7.009,5
42	Valensiya	%9,7	Santiago	2.199	Ljubljana	2.854,6
43	Osaka	%9,0	Filipinler	1.903	Bermuda	2.641,9
44	Santiago	%8,9	CDNX	1.600	Malta	1.558,9
45	Kolombo	%7,6	Tahrn	568	Kolombo	939,0

Kaynak: FIBV, Monthly Statistics, June 2001.

### İşlem Hacmi (Milyon ABD\$, 1986-2000)

	Global	Gelişmiş	Gelişen	İMKB	Gelişen/ Global (%)	İMKB/ Gelişen (%)
1986	3.573.570	3.490.718	82.852	13	2,32	0,02
1987	5.846.864	5.682.143	164.721	118	2,82	0,07
1988	5.997.321	5.588.694	408.627	115	6,81	0,03
1989	7.467.997	6.298.778	1.169.219	773	15,66	0,07
1990	5.514.706	4.614.786	899.920	5.854	16,32	0,65
1991	5.019.596	4.403.631	615.965	8.502	12,27	1,38
1992	4.782.850	4.151.662	631.188	8.567	13,20	1,36
1993	7.194.675	6.090.929	1.103.746	21.770	15,34	1,97
1994	8.821.845	7.156.704	1.665.141	23.203	18,88	1,39
1995	10.218.748	9.176.451	1.042.297	52.357	10,20	5,02
1996	13.616.070	12.105.541	1.510.529	37.737	11,09	2,50
1997	19.484.814	16.818.167	2.666.647	59.105	13,69	2,18
1998	22.874.320	20.917.462	1.909.510	68.646	8,55	3,60
1999	31.021.065	28.154.198	2.866.867	81.277	9,24	2,86
2000	47.869.886	43.817.893	4.051.905	179.209	8,46	4,42

Kaynak: IFC Factbook 2001.

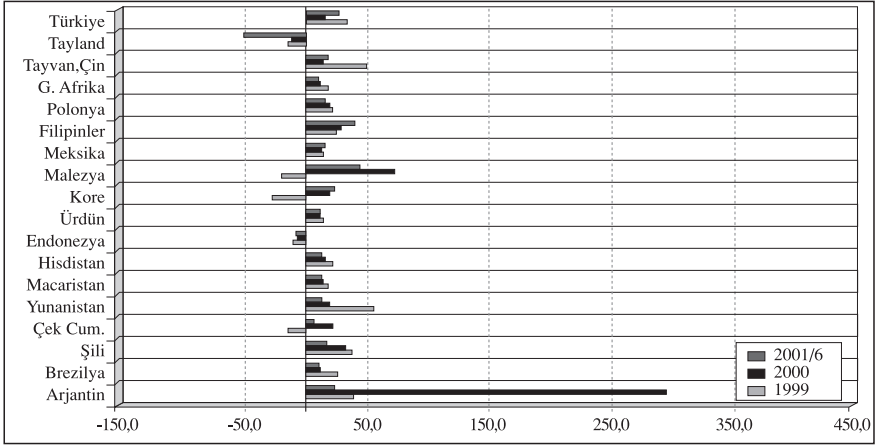
### İşlem Gören Şirket Sayısı (1986-2000)

	Global	Gelişmiş	Gelişen	İMKB	Gelişen/ Global (%)	İMKB/ Gelişen (%)
1986	28.173	18.555	9.618	80	34,14	0,83
1987	29.278	18.265	11.013	82	37,62	0,74
1988	29.270	17.805	11.465	79	39,17	0,69
1989	25.925	17.216	8.709	76	33,59	0,87
1990	25.424	16.323	9.101	110	35,80	1,21
1991	26.093	16.239	9.854	134	37,76	1,36
1992	27.706	16.976	10.730	145	38,73	1,35
1993	28.895	17.012	11.883	160	41,12	1,35
1994	33.473	18.505	14.968	176	44,72	1,18
1995	36.602	18.648	17.954	205	49,05	1,14
1996	40.191	20.242	19.949	228	49,64	1,14
1997	40.880	20.805	20.075	258	49,11	1,29
1998	47.465	21.111	26.354	277	55,52	1,05
1999	48.557	22.277	26.280	285	54,12	1,08
2000	49.933	23.996	25.937	315	51,94	1,21

Kaynak: IFC Factbook 2001.



### Gelişen Piyasalar Fiyat Kazanç Oranı Karşılaştırması (1999 - 2001/6)



Kaynak: IFC Factbook, 1999. IFC. Monthly Review, Haziran 2001.

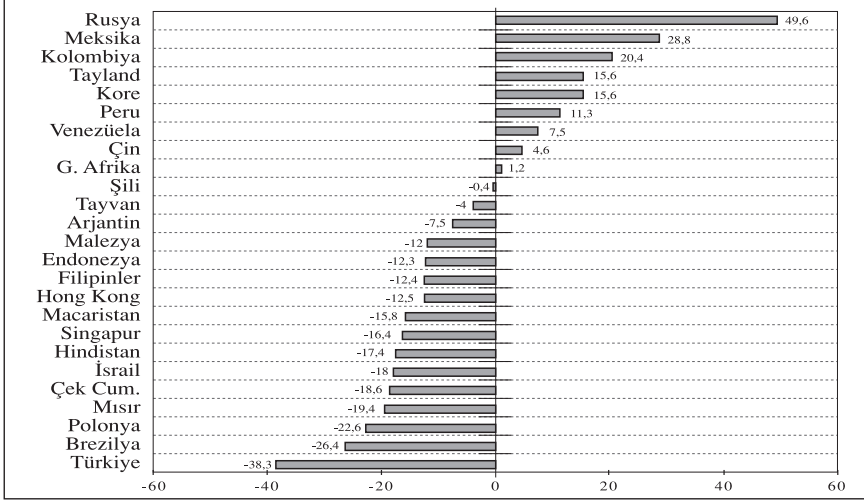
### Gelişen Piyasalar Fiyat/Kazanç Oranı

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001/6
Arjantin	41,9	17,7	15,0	38,2	17,1	13,4	39,0	293,3	23,0
Brezilya	12,6	13,1	36,3	14,5	15,4	7,0	25,1	11,7	9,9
Şili	20,0	21,4	17,1	27,8	15,9	15,1	37,7	31,8	16,8
Çek Cum.	18,8	16,3	11,2	17,6	8,8	-11,3	-14,8	21,0	6,4
Yunanistan	10,2	10,4	10,5	10,5	13,1	33,7	55,6	19,2	13,1
Macaristan	52,4	-55,3	12,0	17,5	25,2	17,0	18,2	14,3	12,1
Hindistan	39,7	26,7	14,2	12,3	16,8	13,5	22,0	14,8	12,1
Endonezya	28,9	20,2	19,8	21,6	11,2	-106,2	-10,5	-6,5	-8,1
Ürdün	17,9	20,8	18,2	16,9	12,8	15,9	13,6	10,7	11,9
Kore	25,1	34,5	19,8	11,7	11,6	-47,1	-27,7	19,3	23,0
Malezya	43,5	29,0	25,1	27,1	13,5	21,1	-19,1	71,7	43,7
Meksika	19,4	17,1	28,4	16,8	22,2	23,9	14,1	12,5	15,4
Filipinler	38,8	30,8	19,0	20,0	12,5	15,0	24,0	28,2	40,1
Polonya	31,5	12,9	7,0	14,3	10,3	10,7	22,0	19,4	15,7
G.Afrika	17,3	21,3	18,8	16,3	12,1	10,1	17,4	10,7	9,6
Tayvan, Çin	34,7	36,8	21,4	28,2	32,4	21,7	49,2	13,7	17,6
Tayland	27,5	21,2	21,7	13,1	4,8	-3,7	-14,5	-12,4	-50,5
Türkiye	36,3	31,0	8,4	10,7	18,9	7,8	33,8	15,2	27,1

Kaynak: IFC Factbook 2001; IFC, Monthly Review, June 2001.

Not : IFC Investable Endeksi'ne dahil hisse senetlerine ait rakamlardır.

### Hisse Senetleri Piyasası Getirileri (ABD \$ Bazlı, 31/12/2000 - 4/7/2001)



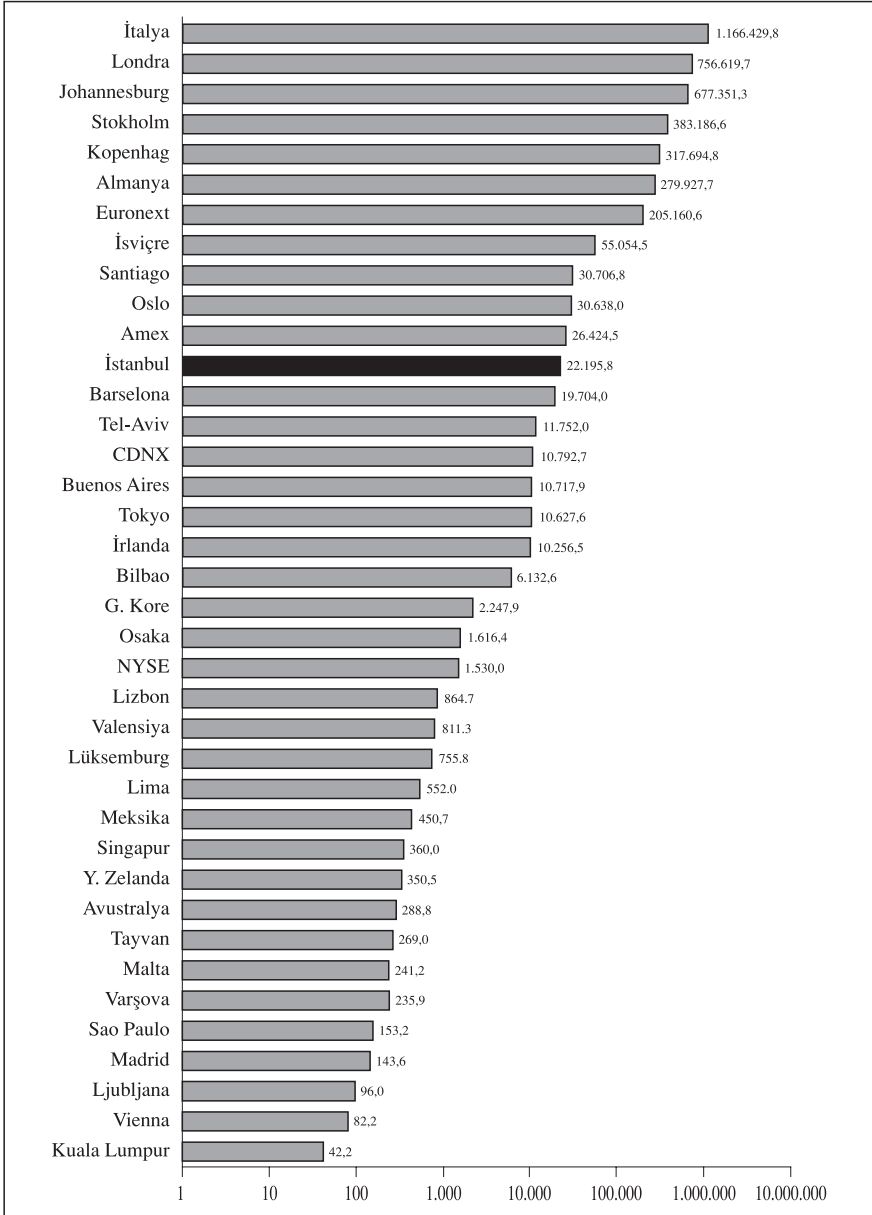
Kaynak: The Economist, 7 Temmuz 2001.

### Gelişen Piyasa Değeri / Defter Değeri (1993 - 2001/6)

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001/6
Arjantin	1,9	1,4	1,3	1,6	1,8	1,3	1,5	1,0	0,9
Brezilya	0,5	0,6	0,5	0,7	1,1	0,6	1,6	1,4	1,4
Şili	2,1	2,5	2,1	1,6	1,6	1,1	1,8	1,5	1,6
Çek Cum.	1,3	1,0	0,9	0,9	0,8	0,7	1,2	1,2	0,9
Yunanistan	1,9	1,9	1,8	2,0	2,9	4,9	9,4	4,0	2,3
Macaristan	1,6	1,7	1,2	2,0	3,7	3,2	3,6	2,5	1,7
Hindistan	4,9	4,2	2,3	2,1	2,7	1,9	3,1	2,5	2,0
Endonezya	3,1	2,4	2,3	2,7	1,5	1,6	2,9	1,6	2,0
Ürdün	2,0	1,7	1,9	1,7	1,6	1,8	1,5	1,3	1,3
Kore	1,4	1,6	1,3	0,8	0,6	0,9	2,0	0,8	1,0
Malezya	5,4	3,8	3,3	3,8	1,8	1,3	1,9	1,5	0,8
Meksika	2,6	2,2	1,7	1,7	2,5	1,4	2,2	1,7	2,2
Filipinler	5,2	4,5	3,2	3,1	1,7	1,3	1,5	1,2	1,3
Polonya	5,7	2,3	1,3	2,6	1,6	1,5	2,0	2,2	1,8
G.Afrika	1,8	2,6	2,5	2,3	1,9	1,5	2,7	2,1	2,2
Tayvan, Çin	3,9	4,4	2,7	3,3	3,8	2,6	3,3	1,7	1,7
Tayland	4,7	3,7	3,3	1,8	0,8	1,2	2,6	1,6	2,0
Türkiye	7,2	6,3	2,7	4,0	9,2	2,7	8,8	3,1	3,9

Kaynak: IFC Factbook 1996-1999; IFC Monthly Review, Haziran 2001.

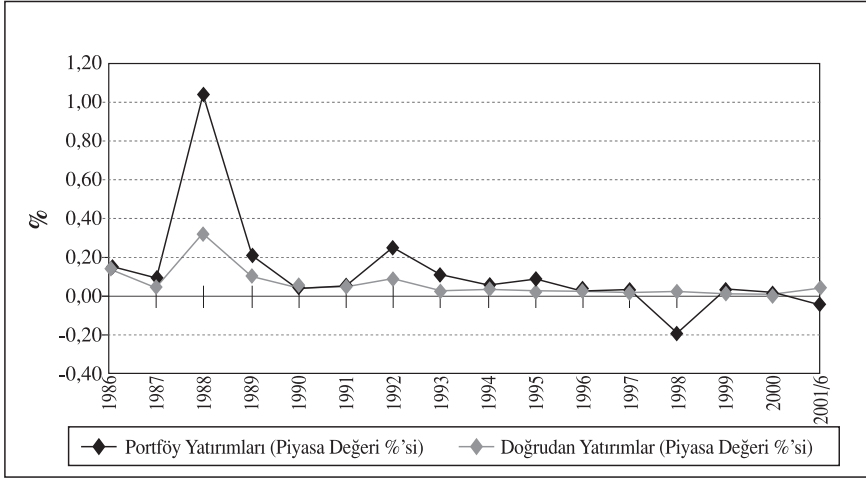
### Tahvil Piyasası İşlem Hacmi (Milyon ABD \$, Ocak 2001-Haziran 2001)



Kaynak: FIBV, Monthly Statistics, Haziran 2001.

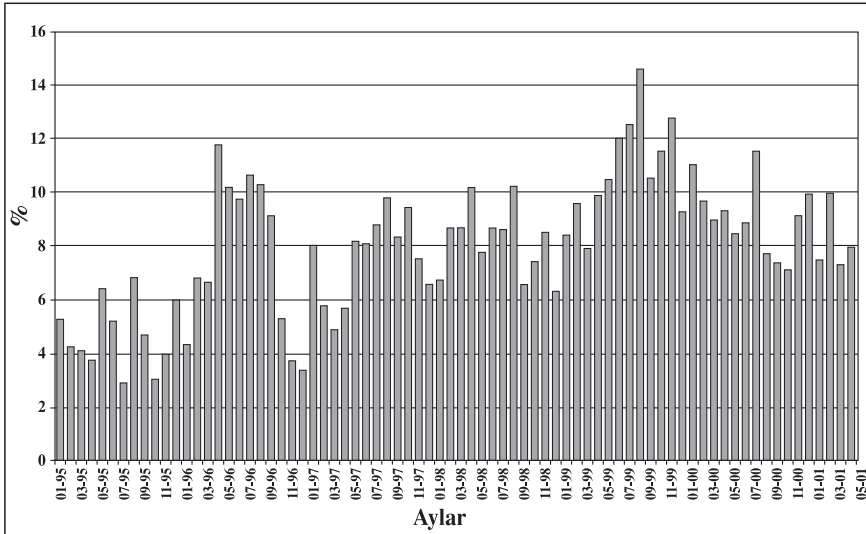
Not: İşlem hacmi değerleri Trading System View (Borsada işlem gören) rakamlarını kapsamaktadır. Trading System View rakamları verilmemiş olan ülkeler için ise Regulated Environment View (Borsada ve borsa dışında işlem gören) rakamları verilmiştir.

### Türkiye'de Yabancı Yatırımların Hisse Senetleri Piyasa Değerine Oranı (1986-2001/6)



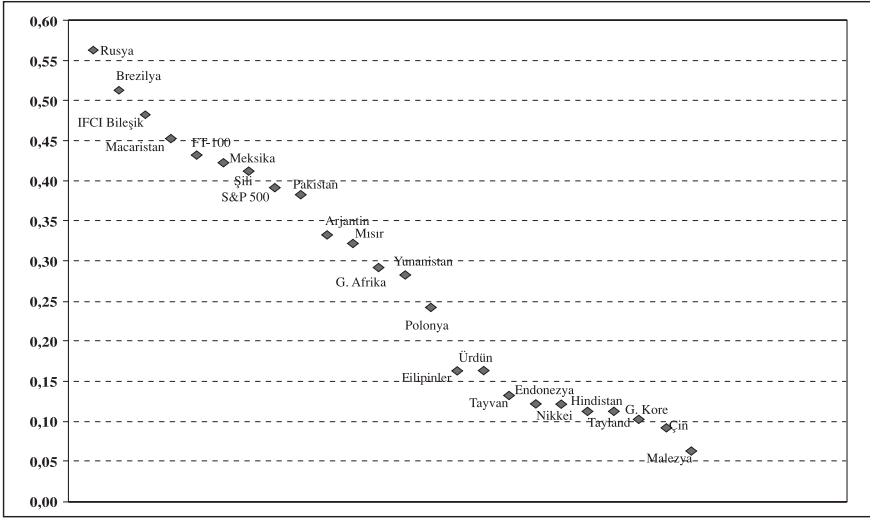
Kaynak: TCMB Veri Bankası, İMKB Verileri.

### İMKB'de Yabancıların İşlem Payı (Ocak 1995-Haziran 2000)



Kaynak: İMKB Verileri

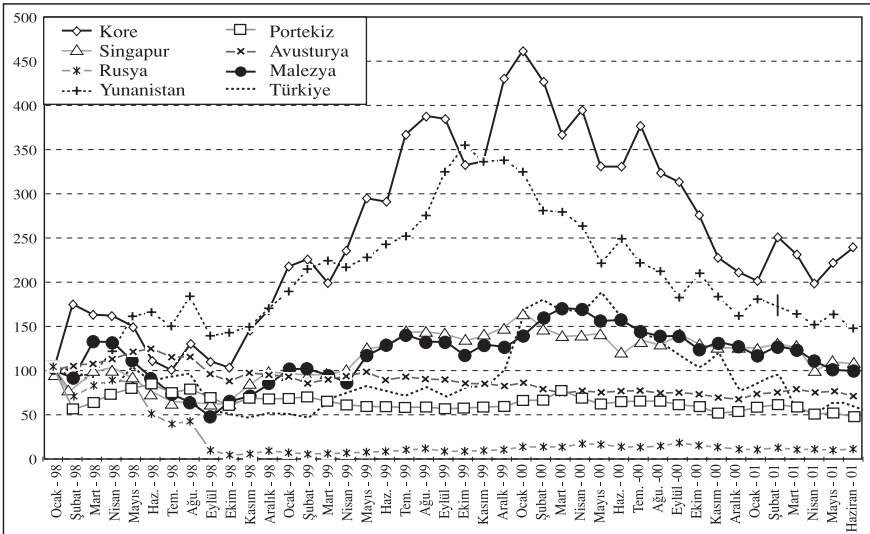
### İMKB ile Bazı Piyasaların Fiyat Korelasyonları (Haziran 1997-Haziran 2001)



Kaynak : IFC Monthly Review, Haziran 2001.

Açıklama : İlişki katsayısı -1 ile +1 arasında değişir; ilişki katsayısı (korelasyon) 0 ise fiyatlar arasında ele alınan dönem itibariyle ilişki olmadığı belirtilir.

### Bazı Hisse Senedi Piyasa Endekslerinin Karşılaştırılması (31 Aralık 1997 =100)



Kaynak : Reuters

Not : Karşılaştırmalar ABD Doları bazındadır.



## İMKB Piyasa İstatistikleri

HİSSE SENETLERİ PİYASASI											
		İşlem Hacmi				Piyasa Değeri		“Temettü Verimi”	Fiyat Kazanç Oranı		
	Şirket Sayısı	Toplam		Günlük Ortalama							
		(Milyar TL)	(Milyon ABD\$)	(Milyar TL)	(Milyon ABD\$)	(Milyar TL)	(Milyon ABD\$)	(%)	TL(1)	TL(2)	ABD\$
1986	80	9	13	—	—	709	938	9.15	5.07	—	—
1987	82	105	118	—	—	3,182	3,125	2.82	15.86	—	—
1988	79	149	115	1	—	2,048	1,128	10.48	4.97	—	—
1989	76	1,736	773	7	3	15,553	6,756	3.44	15.74	—	—
1990	110	15,313	5,854	62	24	55,238	18,737	2.62	23.97	—	—
1991	134	35,487	8,502	144	34	78,907	15,564	3.95	15.88	—	—
1992	145	56,339	8,567	224	34	84,809	9,922	6.43	11.39	—	—
1993	160	255,222	21,770	1,037	88	546,316	37,824	1.65	25.75	20.72	14.86
1994	176	650,864	23,203	2,573	92	836,118	21,785	2.78	24.83	16.70	10.97
1995	205	2,374,055	52,357	9,458	209	1,264,998	20,782	3.56	9.23	7.67	5.48
1996	228	3,031,185	37,737	12,272	153	3,275,038	30,797	2.87	12.15	10.86	7.72
1997	258	9,048,721	58,104	35,908	231	12,654,308	61,879	1.56	24.39	19.45	13.28
1998	277	18,029,967	70,396	72,701	284	10,611,820	33,975	3.37	8.84	8.11	6.36
1999	285	36,877,335	84,034	156,260	356	61,137,073	114,271	0.72	37.52	34.08	24.95
2000	315	111,165,396	181,934	451,892	740	46,692,373	69,507	1.29	16.82	16.11	14.05
2001	312	46,477,074	48,454	377,862	394	54,022,417	43,152	1.21	22.25	36.73	17.74
2001/Ç1	315	18,110,652	24,208	306,960	410	40,039,488	39,260	1.46	17.07	17.23	10.42
2001/Ç2	312	28,366,421	24,246	443,225	379	54,022,417	43,152	1.21	22.25	36.73	17.74

Ç: 3 aylık dönem

Not:

- Fiyat Kazanç Oranları, 1986-1992 yılları arasında şirketlerin bir önceki yılın net dönem karları üzerinden hesaplanmıştır.

1993 yılı ve sonrası için;

TL(1) = Toplam Piyasa Değeri / Son iki 6'şar Aylık Dönemin Karlar Toplamı

TL(2) = Toplam Piyasa Değeri / Son dört 3'er Aylık Dönemin Karlar Toplamı

ABD \$ = \$ Bazında Toplam Piyasa Değeri / Son dört 3'er Aylık Dönem \$ olarak Karlar Toplamı 'nı ifade etmektedir.

## İMKB Fiyat Endekslerinin Kapanış Değerleri

	TL Bazlı					
	ULUSAL-100 (Ocak 1986=1)	ULUSAL-SINAI (31.12.90=33)	ULUSAL-HİZMETLER (27.12.96=1046)	ULUSAL-MALİ (31.12.90=33)	ULUSAL-TEKNOLOJİ (30.06.2000=14.466,12)	
1986	1,71	—	—	—	—	—
1987	6,73	—	—	—	—	—
1988	3,74	—	—	—	—	—
1989	22,18	—	—	—	—	—
1990	32,56	32,56	—	32,56	—	—
1991	43,69	49,63	—	33,55	—	—
1992	40,04	49,15	—	24,34	—	—
1993	206,83	222,88	—	191,90	—	—
1994	272,57	304,74	—	229,64	—	—
1995	400,25	462,47	—	300,04	—	—
1996	975,89	1,045,91	1,046,00	914,47	—	—
1997	3,451.—	2,660.—	3,593.—	4,522.—	—	—
1998	2,597,91	1,943,67	3,697,10	3,269,58	—	—
1999	15,208,78	9,945,75	13,194,40	21,180,77	—	—
2000	9,437,21	6,954,99	7,224,01	12,837,92	10,586,58	—
2001	11,204,24	8,702,96	6,524,80	16,045,49	7,914,39	—
2001/Ç1	8,022,72	6,395,44	5,369,60	10,827,58	7,633,62	—
2001/Ç2	11,204,24	8,702,96	6,524,80	16,045,49	7,914,39	—

	ABD \$ Bazlı					EURO Bazlı
	ULUSAL-100 (Ocak 1986=100)	ULUSAL-SINAI (31.12.90=643)	ULUSAL-HİZMETLER (27.12.96=572)	ULUSAL-MALİ (31.12.90=643)	ULUSAL-TEKNOLOJİ (30.06.2000=1.360,92)	ULUSAL-100 (31.12.98=484)
1986	131,53	—	—	—	—	—
1987	384,57	—	—	—	—	—
1988	119,82	—	—	—	—	—
1989	560,57	—	—	—	—	—
1990	642,63	642,63	—	642,63	—	—
1991	501,50	569,63	—	385,14	—	—
1992	272,61	334,59	—	165,68	—	—
1993	833,28	897,96	—	773,13	—	—
1994	413,27	462,03	—	348,18	—	—
1995	382,62	442,11	—	286,83	—	—
1996	534,01	572,33	572,00	500,40	—	—
1997	982.—	757.—	1,022.—	1,287.—	—	—
1998	484,01	362,12	688,79	609,14	—	484,01
1999	1,654,17	1,081,74	1,435,08	2,303,71	—	1,912,46
2000	817,49	602,47	625,78	1,112,08	917,06	1,045,57
2001	520,80	404,53	303,29	745,83	367,88	718,60
2001/Ç1	457,77	364,91	306,38	617,81	435,56	607,16
2001/Ç2	520,80	404,53	303,29	745,83	367,88	718,60

Ç : 3 aylık dönem

\* 2. Çeyrek 29.06.2001 tarihi itibarıyla.



**TAHVİL VE BONO PİYASASI****İşlem Hacmi****Kesin Alım-Satım Pazarı**

	Toplam		Günlük Ortalama	
	Milyar TL	Milyon ABD \$	Milyar TL	Milyon ABD\$
1991	1,476	312	11	2
1992	17,977	2,406	72	10
1993	122,858	10,728	499	44
1994	269,992	8,832	1,067	35
1995	739,942	16,509	2,936	66
1996	2,710,973	32,737	10,758	130
1997	5,503,632	35,472	21,840	141
1998	17,995,993	68,399	71,984	274
1999	35,430,078	83,842	142,863	338
2000	166,336,480	262,941	662,695	1,048
2001	19,932,249	23,728	160,744	191
2001/Ç1	11,798,611	16,825	196,644	280
2001/Ç2	8,133,638	6,902	127,088	108

**Repo-Ters Repo Pazarı****Repo-Ters Repo İşlem Hacmi**

	Toplam		Günlük Ortalama	
	Milyar TL	Milyon ABD \$	Milyar TL	Milyon ABD\$
1993	59,009	4,794	276	22
1994	756,683	23,704	2,991	94
1995	5,781,776	123,254	22,944	489
1996	18,340,459	221,405	72,780	879
1997	58,192,071	374,384	230,921	1,486
1998	97,278,476	372,201	389,114	1,489
1999	250,723,656	589,267	1,010,982	2,376
2000	554,121,078	886,732	2,207,654	3,533
2001	376,278,043	405,024	3,034,500	3,266
2001/Ç1	191,773,165	249,085	3,196,219	4,151
2001/Ç2	184,504,878	155,939	2,882,889	2,437

Ç : 3 aylık dönem

**DİBS Fiyat Endeksleri (25-29 Aralık 1995=100)**

TL Bazlı				
	30 Gün	91 Gün	182 Gün	Genel
1996	103,41	110,73	121,71	110,52
1997	102,68	108,76	118,48	110,77
1998	103,57	110,54	119,64	110,26
1999	107,70	123,26	144,12	125,47
2000	104,84	117,12	140,81	126,95
2001	106,50	119,22	135,40	118,58
2001/Ç1	103,38	109,26	115,47	108,00
2001/Ç2	106,50	119,22	135,40	118,58

**DİBS Performans Endeksleri (25-29 Aralık 1995=100)**

TL Bazlı			
	30 Gün	91 Gün	182 Gün
1996	222,52	240,92	262,20
1997	441,25	474,75	525,17
1998	812,81	897,19	983,16
1999	1.372,71	1.576,80	1.928,63
2000	1.835,26	2.020,94	2.538,65
2001	2.428,18	2.724,69	3.114,67
2001/Ç1	2.160,79	2.270,15	2.595,08
2001/Ç2	2.428,18	2.724,69	3.114,67

ABD \$ Bazlı			
	30 Gün	91 Gün	182 Gün
1996	122,84	132,99	144,74
1997	127,67	137,36	151,95
1998	153,97	169,96	186,24
1999	151,02	173,47	212,18
2000	148,86	169,79	213,28
2001	114,76	128,77	147,21
2001/Ç1	125,36	131,71	150,56
2001/Ç2	114,76	128,77	147,21

Ç : 3 aylık dönem

\* 2. Çeyrek 29.06.2001 tarihi itibarıyla.

**DİBS Fiyat Endeksleri (02 Ocak 2001=100)**

TL Bazlı					
	6 Ay (182 Gün)	9 Ay (273 Gün)	12 Ay (365 Gün)	15 Ay (456 Gün)	Genel
2001	98,02	92,50	85,72	78,63	95,78
2001/Ç1	88,08	82,14	76,35	70,90	81,62
2001/Ç2	98,02	92,50	85,72	78,63	95,78

**DİBS Performans Endeksleri (02 Ocak 2001=100)**

TL Bazlı				
	6 Ay (182 Gün)	9 Ay (273 Gün)	12 Ay (365 Gün)	15 Ay (456 Gün)
2001	131,88	126,18	117,03	107,17
2001/Ç1	106,09	97,04	88,65	81,53
2001/Ç2	131,88	126,18	117,03	107,17
ABD \$ Bazlı				
2001	6.23	5.96	5.53	5.07
2001/Ç1	6.15	5.63	5.14	4.73
2001/Ç2	6.23	5.96	5.53	5.07

Ç : 3 aylık dönem

\* 2. Çeyrek 29.06.2001 tarihi itibarıyla.



## Kitap Tanıtımı

“*Stock Markets, Speculative Bubbles and Economic Growth: New Dimensions in the Co-Evolution of Real and Financial Markets*”, Mathias Binswanger, Edward Elgar Publishing, 2001, p.vii-359.

Yazar, spekülâtif balonlar ve iktisadi kalkınma arasındaki ilişkinin önemini ve söz konusu balonların kurallar uygulanmak suretiyle kolayca düzeltilmeyeceği sonucunu vurgulayarak açıklamaktadır. Bu kitapta sunulan en önemli argüman, 80’li yıllarda finansal yenilikler ile kurumsal anlaşmalar gibi gelişmeler, ABD hisse senedi piyasalarında 80’li yıllarda sürdürülebilir spekülâtif balonların ortaya çıkmasına imkan tanımıştır.

Bu kitap, Amerika ve finans sektörleri gelişmiş diğer sınıai ülkelerin finansal piyasalarındaki son gelişmelerin tüm finans piyasalarının rahatlamasına ve dolayısıyla spekülâtif balonların ortaya çıkmasına neden olduğunu göstermektedir. Ancak, spekülâtif balonlar kendi başlarına, reel faaliyet ve talep kısıtlamalarına bir karşılık olarak anlaşılmalıdır. Sonuç olarak, ekonomideki reel ve finansal sektörler arasındaki ortak evrim, spekülâtif balonların reel ekonomik faaliyetlerin düzeyini de etkilediği sürece daha kompleks bir hale gelmiştir.

Kitap giriş bölümünü müteakip dört ana bölüm kapsamında yer alan toplam alt bölümden oluşmaktadır.

Giriş bölümü, tüm gelişmenin bir teori kapsamında oluşturulacak bir analitik çatı dahilinde açıklanamayacağı ve iktisadi kalkınmayı farklı yönlerden açıklamak için çeşitli ekonomik teorilerin yardımına ihtiyaç duyulduğu üzerinde yoğunlaşmaktadır. Bu kitap iktisadi gelişmedeki sınırlamaları sınırlı finans, reel daralma ve talep daralması olmak üzere üç ana kategoriye ayırmaktadır.

Bankacılık sektöründe yapılmış olan değişiklikler ile finans sınırlamaları rahatlatılmıştır. Ayrıca, banka kredileri, finansal yenilikler ve yeni düzenlemeler ile finans alanındaki sıkıntıların aşılmasında yardımcı olmuşlardır. Böylece, ekonomik kalkınmada finansal sektörün önemi üzerinde durulmaktadır. Reel üretimde daralmalar karlı yatırım fırsatlarında azalma olduğu zaman ortaya çıkmaktadır. Bazen varolan üretim fırsatları kar beklentilerin oluşması için yeterli değildir. Reel sınırlamada diğer bir unsur ise finansal sermayenin artmasına neden olan finans sınırlamasının orta-

dan kalkması olgusunun, reel daralmaya çare olarak görülen yeni buluşların sunulmasından ve üretim karlarından daha hızlı olmasıdır. Bununla beraber, üretimde bir artış olmaksızın, spekülâtif balonların toplam karları arttırdığı sürece reel sınırlamanın gevşemesine katkıda bulunmaktadır.

Üçüncü kategoride yer alan talep sınırlamasının ekonomide tahmin edilen kalkınma ile gerçekleşen kalkınma arasındaki farklılıktan dolayı ortaya çıktığını anlatmaktadır. Firmalar, tüketici ile yatırımcıların onların ürünlerine ne kadar harcayacağını doğru tahmin edememektedirler. Talebin beklenen düzeyin altında olma olasılığı vardır. Aşırı kapasiteyi önlemek için firmalar reel sermaye yatırımlarını kısarlar. Böylece talep unsuru iktisadi büyümeyi kısıtlayabilmektedir.

Kitabın birinci ana bölümü, iktisadi süreç içerisinde finans ve paranın rolü üzerinde yoğunlaşmaktadır. Birinci alt bölümde, finansal sektör hizmetlerinin yatırımları teşvik ettiği ve dolayısıyla ekonomik büyümeye neden olduğu konusu tartışılmaktadır. Bu bölümde ayrıca, Keynesyen ve anti-Keynesyen yaklaşımlara yer verilmiştir. İkinci alt bölümde, çağdaş ekonomilerde paranın yaratılması konusu anlatılırken, üçüncü bölümde kredi kısıtlamalarının azaltılması ile finansal varlıklara yapılan yatırımların hızlandığı ve dolayısıyla para akışının arttığı olgular üzerinde odaklanmaktadır.

Kitabın ikinci ana bölümünde hisse senedi piyasalarındaki spekülâtif balonlar incelenmekte ve bu balonların hangi şartlarda meydana geldiği durumlar açıklanmaktadır. Beşinci ve altıncı alt bölümlerde kurumsal değişiklikler ve finansal yeniliklerin güven sağladığı ve spekülâtif balonların, sadece finansal sektörün işlevlerine yüksek düzeyde güven duyulmakta ise sürdürülebilir olabileceği belirtilmektedir.

Üçüncü ana bölüm 7., 8. ve 9. alt bölümlerden oluşmakta olup, Amerika'da son gelişmelere ilişkin ampirik bulgular ortaya konulmaktadır. Yedinci bölüm genel olarak hisse senedi piyasalarını kapsamakta ve hisse senetleri fiyatlarındaki gelişmeleri 80'li yıllarda yaşanan şirket birleşmeleri dalgasına bağlamakta ve hisse senedi piyasalarındaki bilgi asimetresini vurgulamaktadır. 8. ve 9. bölümlerde ampirik bulgular verilerek reel sektördeki yatırımların 80'li yıllarda oluşan düşük karlar nedeniyle düştüğü ve ABD ekonomisinde spekülâtif balonların oluştuğu gösterilmektedir.

Kitabın son bölümü olan dördüncü bölümde kitabın değişik bölümlerini birleştirilmiş ve daha fazla ampirik bulgular verilmiştir.

## İ.M.K.B. YAYINLARI

I- SÜRELİ YAYINLAR	ISSN/ISBN	ÇIKIŞ TARİHİ
Haftalık Bülten	ISSN 1300-9311	
Türkçe Aylık Bülten	ISSN 1300-9303	
İngilizce Aylık Bülten	ISSN 1300-9834	
Yıllık Rapor -Annual Factbook 2000 (Türkçe ve İngilizce)	ISBN 975-8027-82-4	2001
Halka Açılan Şirketler 1998	ISSN 1301-2584 ISBN 975-8027-54-9	1999
İMKB Şirketleri 1986-2000 (Sermaye, Temettü ve Aylık Fiyat Verileri) (Türkçe ve İngilizce)	ISBN 975-8027-82-4	2001
İMKB Dergisi ISE Review	ISSN 1301-1650 ISSN 1301-1642	2000
Avrasya Ekonomi Bülteni	ISSN 1302-3330	1999
<b>II- ARAŞTIRMA YAYINLARI</b>		
<b>- ARAŞTIRMA YAYINLARI SERİSİ</b>		
Türkiye' de Sermaye Piyasası Araçlarının Vergilendirilmesi- Sibel Kumbasar Bayraktar		1994
Uluslararası Portföy Yatırımları Analizi ve Fiyatlama Modeli- Oral Erdoğan		1994
Uluslararası Sermaye Hareketlerinde Portföy Yatırımları ve Türkiye-İMKB Araştırma Müdürlüğü		1994
Uluslararası Piyasalara Erişim (ADR-GDR) ve Türk Sermaye Piyasasına Alternatif Öneriler-Kudret Vurgun		1994
Yatırım Teorisinde Modern Gelişmeler ve İ.M.K.B.'da Bazı Değerlendirme ve Gözlemler-Dr. Berna Ç. Kocaman		1995
Uluslararası Sermaye Hareketlerinin Gelişmekte Olan Ülkelerde Makroekonomik Etkileri ve Türkiye-Doç. Dr. Sadi Uzunoğlu, Yrd. Doç. Dr. Kerem Alkin, Dr. Can Fuat Gürlesel		1995
Gelişen Borsalarda Kurumsal Yatırımcılar: Türkiye Örneği, Sorunlar ve Çözüm Önerileri-Doç. Dr.Targan Ünal		1995
Avrupa Birliği Sermaye Piyasaları Entegrasyonu ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası -Dr. Meral Varış Tezcanlı, Dr.Oral Erdoğan	ISBN 975-8027-05-0	1996
Personel Yönetimi-Şebnem Ergül	ISBN 975-8027-07-7	1996
Avrupa Sermaye Piyasaları Bütünleşme ve Türk Sermaye Piyasası -Doç. Dr. Sadi Uzunoğlu, Yrd. Doç. Dr. Kerem Alkin, Dr. Can Fuat Gürlesel	ISBN 975-8027-24-7	1997
Avrupa Birliği ve Türkiye-Prof. Dr. Rıdvan Karluk	ISBN 975-8027-04-2	1996
İçeriden Öğrenenlerin Ticareti ve Manipülasyonlar- Dr. Meral Varış Tezcanlı	ISBN 975-8027-17-4	1996
Insider Trading and Market Manipulation-Dr. Meral Varış Tezcanlı	ISBN 975-8027-18-2	1996
Stratejik Ortaklıklar : Türk Şirketleri İçin Büyüme ve Global Pazara Açılma Teknikleri-Ömer Esener	ISBN 975-8027-28-X	1997
Sermaye Piyasası ve İMKB Üzerine Çalışmalar	ISBN 975-7869-04-X	1996

## İ.M.K.B. YAYINLARI

Hukuki Açıdan Sermaye Piyasası Faaliyetleri (Araçlar-Kurumlar) -Vural Günal	ISBN 975-8027-34-4	1997
KOBİ'lerin Finansman Sorununun Sermaye Piyasası Yoluyla Çözümü - R. Ali Küçükçolak	ISBN 975-8027-39-5	1998
Hisse Senedi Opsiyonları ve İMKB'de Uygulanabilirliği (Dr.Mustafa Kemal Yılmaz)	ISBN 975-8027-45-X	1998
Özel Emeklilik Fonları : Şili Örneğinden Alınacak Dersler (Çağatay Ergenekon)	ISBN 975-8027-43-3	1998
İMKB Getiri Volatilitésinin Makro Ekonomik Konjonktür Bağlamında İrdelenmesi (Prof.Dr. Hurşit Güneş - Yrd.Doç.Dr. Burak Saltoğlu)	ISBN 975-8027-32-8	1998
Nasıl Bir Para Sistemi ? Parasal Disiplin ve Parasal İstikrar İçin Alternatif Öneriler (Prof.Dr. Coşkun Can Aktan- Yrd. Doç.Dr. Utku Utkulu- Dr. Selahattin Togay)	ISBN 975-8027-47-6	1998
Sermaye Piyasasında Kurumsal Yatırımcılar (Dr. Oral Erdoğan - Levent Özer)	ISBN 975-8027-51-4	1998
Repo ve Ters Repo İşlemleri - Muhasebesi, Esaslar ve Uygulama- Yrd. Doç. Dr. Nuran Cömert Doyrangöl	ISBN 975-8027-12-3	1996
Güneydoğu Asya Krizi: Türkiye Ekonomisi ve İMKB'ye Etkileri- Araştırma Müdürlüğü	ISBN 975-8027-44-1	1998
Gayrimenkul Finansmanı ve Değerlemesi Dr. Ali Alp, M. Ufuk Yılmaz	ISBN 975-8027-72-7	2000
Hisse Senedi Piyasalarında Dönemsellikler ve İMKB Üzerine Ampirik Bir Çalışma - Dr. Recep Bildik	ISBN 975-8027-73-5	2000
Fortunes Made Fortunes Lost - Abdurrahman Yıldırım	ISBN 975-7143-10-3	1996
Durağan Portföy Analizi ve İMKB Verilerine Uygulanması	ISBN 975-8027-76-X	2000
Finansal Varlık Değerlendirme Modelleri ve Arbitraj Fiyatlama Modelinin İMKB'de Test Edilmesi	ISBN 975-8027-77-8	2000
<b>- TÜREV PİYASA ARAŞTIRMALARI SERİSİ</b>		
Menkul Kıymetler Piyasasında Vadeli İşlemler ve Opsiyonlar Kullanılarak Oluşturulan Bazı Temel Stratejiler- Mustafa Kemal Yılmaz		1996
Vadeli İşlem Piyasaları-Teorik ve Pratik - Prof. Dr. Ümit Erol	ISBN 975-8027-58-1	1999
Sermaye Piyasası Araçlarına Dayalı Future ve Option Sözleşmelerinin Fiyatlaması - İMKB Vadeli İşlemler Piyasası Müdürlüğü	ISBN 975-8027-62-X	1999
Faiz Oranına Dayalı Vadeli İşlemler - İMKB Vadeli İşlemler Müdürlüğü	ISBN 975-8027-61-1	1999



## İ.M.K.B. YAYINLARI

<b>- SEKTÖR ARAŞTIRMALARI SERİSİ</b>		
Otomotiv Sektörü		1995
Tekstil Sektörü (Pamuklu)		1995
Gıda Sektörü		1995
Cam Sektörü		1995
Sigorta Sektörü		1995
Turizm Sektörü		1995
Kağıt Sektörü	ISBN 975-8027-09-3	1996
Tekstil Sektörü (Sunî-Sentetik, Yünlü, Hazır Giyim, Deri ve Deri Mamulleri)	ISBN 975-8027-10-7	1996
Gıda Sektörü (Bitkisel Yağ, Et ve Et Ürünleri, Meyve Sebze İşleme Süt ve Süt Ürünleri, Şeker ve Şekerli Mam., Un ve Unlu Mam., Yem)	ISBN 975-8027-19-0	1997
<b>- EĞİTİM SERİSİ</b>		
Sermaye Piyasası ve Borsa Temel Bilgiler Kılavuzu (Mayıs 1999)	ISBN 975-8027-41-7	1999
Osmanlı Dönemi Borsa ve Mali Sistemi		1991
Borsa Rehberi (1928)		1992
Turkish Bond Market	ISBN 975-8027-53-0	1999
Borsa Uyuşmazlıkları-Uygulama, Örnek Kararları ve Mevzuat	ISBN 975-8027-33-6	1997
Türkiye'de Borsa'nın Tarihçesi	ISBN 975-8027-69-7	2000
İMKB Giriş Sınavı Soruları 1994-1999	ISBN 975-8027-67-0	2000
ISE Finance Award Series Volume - 2	ISBN 975-8027-71-9	2000
<b>III- TANITIM YAYINLARI</b>		
Türk Sermaye Piyasasında Etik Değerler ve İş Adabına İlişkin Çalışma Kuralları	ISBN 975-8027-52-2	1998
Global Kriz ve Etkileri	ISBN 975-8027-63-8	1999
Kriz İçinde Kriz Yönetimi	ISBN 975-8027-64-6	1999
Borsa Terimleri Sözlüğü	ISBN 975-8027-66-2	1999
Sabit Getirili Menkul Kıymetler	ISBN 975-8027-70-0	2000
Sorularla Borsa ve Sermaye Piyasası	ISBN 975-8027-31-X	1999
Hisse Senedi Alım Satım Kılavuzu	ISBN 975-8027-35-2	1999