

# Arbitraj Fiyatlama Teorisi (APT) ve Arbitraj Fiyatlama Teorisinin İMKB’de Geçerliliğinin Test Edilmesi

## Özet

**Samet GÜNAY<sup>1</sup>**

Arbitraj Fiyatlama Teorisinin (APT) İMKB’deki geçerliliğinin sınındığı bu çalışmada ilk olarak APT’ne ilişkin bilgi verilmiş ve ikinci kısımda ise APT’nin İMKB’deki geçerliliği çoklu doğrusal regresyon analizi ve sonrasında faktör analizi yöntemleri kullanılarak test edilmiştir. Her iki yöntemden elde edilen sonuçlar birbirinden farklılıklar göstermiştir. Faktör analizinin çalışmada bahsedilen eksiklikleri de dikkate alındığında APT’nin incelenen dönem itibari ile İMKB’de geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

**Anahtar Kelimeler:** *Arbitraj Fiyatlama Teorisi (APT), Regresyon Analizi, Faktör Analizi*

## Arbitrage Pricing Theory (APT) and Testing the Validity of Arbitrage Pricing Theory at ISE

### Abstract

In this paper that has been investigated validity of Arbitrage Pricing Theory (APT) over ISE primarily were given theoretical information about Arbitrage Pricing Theory then were tested validity of APT via firstly using multiple regression analyze and factor analyze method in the second part. The results obtained from both of these methods are different from each other. When the incompletenesses of factor analyze mentioned considered, it is concluded that APT is valid at ISE in the examined time period.

**Keywords:** *Arbitrage Pricing Theory (APT), Regression Analyze, Factor Analyze*

<sup>1</sup> Öğr. Gör., İstanbul Aydın  
Üniversitesi Anadolu Bil Meslek  
Yüksek Okulu,  
sametgunay83@gmail.com

## Giriş

Arbitraj farklı piyasalardaki fiyat farklılıklarından yararlanmak için, kıymetli maden, menkul kıymet ve yabancı para satın alarak bunları aynı anda diğer piyasalarda satarak kazanç sağlama işlemidir (Ceylan ve Korkmaz, 2006: 538). Arbitraj fırsatı bir yatırımcının kesin bir getiri sağlayacak olan sıfır yatırım portföyü oluşturabilmesiyle ortaya çıkar. Sıfır yatırım portföyü oluşturabilmek için yatırımcının en az bir varlığı açığa satabilmesi ve elde ettiği geliri bir veya daha fazla varlığı satın almakta kullanabilmesi gerekir (Bodie vd., 2003: 329).

1976 yılında Ross tarafından, Sermaye Varlıklarını Fiyatlama Modeline (CAPM) bir alternatif olarak sunulan Arbitraj Fiyatlama Teorisi (APT), piyasada varlıkların fiyatlarının arbitraja imkan vermeyecek şekilde dengede olacağını ileri sürerek, hisse senetlerinin piyasa fiyatlarının tek fiyat şeklinde gerçekleşeceğini savunmaktadır (Ceylan ve Korkmaz, 2006: 538). Aslında arbitraj fırsatları "tek fiyat yasasının" ihlali ile ortaya çıkmaktadır. Bir varlık iki farklı piyasada farklı fiyatlardan (fiyat farklılığı işlem maliyetini aşmalı) işlem görürken, bu iki piyasada gerçekleştirilecek eş zamanlı işlemler herhangi bir yatırım yapmaksızın risksiz bir kazanç (net fiyat farklılığı) sağlayabilir. Bir yatırımcı, ilgili varlığı yüksek fiyatlanmış piyasada satarken; aynı varlığı düşük fiyatlanmış piyasadan alacaktır. Net hasıla pozitif ve uzun ve kısa pozisyonlar birbirini dengelediği için risksiz bir işlemdir (Bodie vd., 2003: 329).

APT, CAPM'in zayıflıklarını giderebilecek bazı üstünlüklere sahiptir. APT daha az ve daha gerçekçi varsayımlara sahiptir ve bu modelin açıklama gücü çoklu faktör modeli olması nedeniyle daha fazladır. Buna karşın, APT'nin bahsedilen üstünlüğü, aynı zamanda modelin zayıf tarafıdır. APT, araştırmacılara hangi faktörler getiri için en iyi açıklama gücünü veriyorsa o faktörleri kullanma imkanı tanımakla birlikte; varlık getirisindeki değişimi kolaylıkla tanımlayabilecek olan bu faktörleri açıklamamaktadır (Cagnetti, 2007: 12). Bunlar petrol fiyatları olabileceği gibi faiz oranları da olabilir. Piyasa portföyünün getirisi de APT'de bir faktör olarak yer alabilir.

Markowitz ile başlayan ve CAPM'de de öngörülen optimal portföy seçimi yatırımcının kayıtsız-

lık eğrileri ile portföyün beklenen getiri ve standart sapması hesaplarına dayanmaktadır. Her iki modelde de temel varsayımlar olan kuadratik fayda fonksiyonu normal dağılıma uyan hisse senedi getirileri ve bütün hisse senetlerini içine alan, beklenen getiri-varyans temelinde etkin piyasa portföyü varsayımları Ross'un APT'si için gerekli değildir. APT'nin temel varsayımları ise kısaca üç başlık altında toplanabilir.

- Sermaye piyasaları tam rekabet şartlarına uygundur
- Belirlilik koşullarında yatırımcılar daha fazla serveti daha az servete tercih ederler
- Hisse senedi getirilerini ifade eden stokastik süreç K faktörlü bir model şeklinde ifade edilebilir (Konuralp, 2005: 299).

APT tek dönemli bir model olup, her bir yatırımcı bu modelde varlık getirilerinin stokastik özelliklerinin bir faktör yapısıyla uyumlu olduğuna inanmaktadır. Ross'a göre eğer denge fiyatı; varlıkların statik portföylerinin üzerinde hiçbir arbitraj fırsatı sunmuyorsa, bu durumda varlıklar üzerinden beklenen getiri, faktör yükleri ile yaklaşık olarak lineer bir ilişkiye sahip olacaktır (Huberman ve Wang, 2005: 11).

Genel olarak hisse senetlerinin getirilerinin arasında ortak bir etkileşim olduğundan söz edilebilir. Piyasada bir yükseliş olduğunda çoğu hisse de bireysel olarak yükselmektedir. Ancak her bir hissenin getirisi kendi iç dinamikleri ile de ilgili olabilir. Hisse senedi getirilerinde kendi iç dinamiklerinden kaynaklanan değişimler, yatırımcı tarafından portföy çeşitlendirmesi ile azaltılabilen sistematik olmayan bir risktir. Menkul kıymet üzerindeki getiri, faktörler olarak tanımlanabilecek değişkenler ile menkul kıymetin getirisi arasındaki kovaryansla açıklanabilir (Cochrane, 2000: 162).

APT hem varlıkların beklenen getirileri hem de diğer rassal değişkenlerle olan kovaryansları arasında doğrusal bir ilişki olduğunu ileri sürer. (CAPM'de ise kovaryans piyasa portföyünün getirileri ile ilgilidir.) Kovaryans yatırımcıların çeşitlendirme ile yok edemeyecekleri bir risk ölçüsü olarak yorumlanır. Beklenen getiriler ve kovaryans arasındaki doğrusal ilişkideki eğim katsayısı risk primi olarak yorumlanır (Huberman ve Wang, 2005: 8).

CAPM gibi APT de sermaye bütçelemesinde, varlık değerlemede ve yatırım performansının değerlendirilmesinde benchmark olarak kullanılabilir. Dahası APT, risk primi şeklinde bir getiri gerektiren çeşitlendirilemeyen risk (faktör riski) ile risk primi gerektirmeyen çeşitlendirilebilen risk arasındaki hayati önemdeki farkı vurgulamaktadır (Bodie vd., 2003: 329).

### APT'nin Modellenmesi

Ross ilk olarak piyasa modeline benzer bir şekilde tek faktörlü model üzerinden çalışmasına başlamıştır. Bu modelde varlık getirileri üzerindeki belirsizliği iki kaynak ile açıklamaya çalışmıştır. Bunlar makro ekonomik faktörler ile işletmeye ait spesifik faktörlerdir. Makro ekonomik faktörlerin sıfır beklenen getiriye sahip olduğu ve bu sayede makro ekonomiye karşı yeni bir bilginin etkisini ölçtüğünü varsaymıştır. Eğer ki  $F$ 'i makro ekonomik faktörün beklenen getirisinden sapmalar olarak tanımlarsak;  $\beta_i$ ,  $i$  işletmesinin bu faktöre olan duyarlılığını ve  $\varepsilon_i$  de işletmeye ait spesifik etkilerini göstermektedir.

Buna göre faktör modelde;  $i$  işletmesi için gerçek getiri: başlangıçta beklenen getiri, artı ekonomideki beklenmeyen olayların neden olacağı rassal miktar, artı işletmeye ait spesifik faktörlerden kaynaklanan rassal miktar olarak tanımlanabilir. Bunu aşağıdaki fonksiyon ile gösterebiliriz.

$$R_i = \alpha_i + B_i F + \varepsilon_i \quad (1)$$

Burada  $\alpha_i$ ,  $i$  işletmesinin hissesine ait beklenen getiriyi göstermektedir. Sistemik olmayan faktör olan ( $\varepsilon_i$ )'nin, kendisi ve  $F$  faktörü ile korelasyonu sıfırdır. Bu durumu bir örnek ile açıklayacak olursak:  $F$  faktörünü GSYİH için beklenmeyen değişimlerin yüzdelik oranı olarak alalım ve piyasada bu yıl için beklenen GSYİH büyüme oranı %4 olsun. Ayrıca  $i$  hissesinin  $F$  faktörüne duyarlılık katsayısı ise 1.2 olsun. Bu şartlar altında yıl sonunda GSYİH %3 artarsa  $F$ 'nin değeri %-1 olacaktır. Bu değer, beklenen getiriye karşı gerçekleşen getiri-deki %1'lik düşüşü simgelemektedir. Verilen hisse betası ile de bu durum menkul kıymetin getirisinde önceki duruma göre %1.2'lik bir düşüş yaratacaktır. Aynı şekilde bu olumsuzluk modeldeki  $\varepsilon_i$ 'yi de etkileyecektir (Bodie vd., 2003: 332).

Şimdi elimizde  $N$  adet menkul kıymet olduğunu ve her bir menkul kıymetin faktör yapısına göre belli bir getiri dağılımı gösterdiğini varsayalım. Buna göre aşağıdaki denklemi yazabiliriz.

$$R_i = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_{ik} F_k + \varepsilon_i \quad (2)$$

Burada aynı zamanda aşağıdaki eşitliklerin geçerli olduğunu varsayalım.

$$E(\varepsilon_i) = E(F_k) = 0 \quad (3)$$

$$E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = E(\varepsilon_i F_j) = E(F_i F_j) = 0 \quad (4)$$

$$E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2 \quad (5)$$

Hepsi için  $i \neq j$ 'dir. Burada  $F_k$ , ( $k=1,2,\dots,K$ ) tüm menkul kıymetlere ilişkin  $K$  faktörleridir.  $\beta_{ik}$  ise  $i$  menkul kıymetin  $k$ . faktöre olan duyarlılığıdır.  $\alpha_i$  ise  $i$ . varlıktan beklenen getiri oranıdır. Son olarak  $\varepsilon_i$ ,  $i$ . menkul kıymete ilişkin sistematik olmayan (idiosinkratik) getiridir. Vektör formunda yukarıdaki eşitliği şu şekilde yazabiliriz:

$$R = \alpha + BF + \varepsilon \quad (6)$$

Burada

$$R = \begin{bmatrix} R_1 \\ \vdots \\ R_N \end{bmatrix}, \alpha = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \vdots \\ \alpha_n \end{bmatrix}, \varepsilon = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \vdots \\ \varepsilon_N \end{bmatrix}, F = \begin{bmatrix} F_1 \\ \vdots \\ F_k \end{bmatrix} \text{ ve} \quad (7)$$

$$B = \begin{pmatrix} \beta_{11} & \dots & \beta_{1k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{k1} & \dots & \beta_{kk} \end{pmatrix} \text{ 'dir} \quad (8)$$

Ross göstermiştir ki arbitrajın yokluğunda aşağıdaki ilişki var olacaktır.

$$E(R_i) = R_f + \sum_{k=1}^K \beta_{ik} (E(F_k) - R_f)$$

Bu ilişki APT olarak bilinir.  $E(F_k) - R_f$ ,  $k$ . sistematik risk faktörünün risksiz getiri oranı üzerindeki ek getirisi olarak bilinir ve buna bağlı olarak  $k$  sistematik risk faktörü için "fiyat" (ya da risk primi) olarak düşünülebilir (Fabozzi vd., 2006: 239-240).

Faktör modeli aynı faktör duyarlılığına sahip finansal varlıkların ya da portföylerin (faktör dışı riskler hariç) aynı şekilde hareket edeceği varsa-

yımını kabul etmektedir. Dolayısıyla, aynı faktör duyarlılığına sahip hisse senetleri ya da portföyler aynı beklenen getiriye sahip olmalıdır. Eğer aynı beklenen getiriyi sunmuyorlarsa burada da arbitraj imkanı doğmaktadır ve yatırımcılar bu fırsatları kullanmak isteyeceklerdir (Konuralp, 2005: 302). Diğer taraftan bazı hisse senetleri herhangi bir faktöre karşı diğer hisse senetlerine göre daha duyarlı olabilir. Örneğin, Exxon firması petrol fiyatlarındaki değişmeye Coca-Cola firmasına göre daha duyarlıdır. Formüldeki birinci faktör petrol fiyatlarındaki beklenmedik değişikliği temsil ediyorsa,  $\beta_{11}$  Exxon firması için daha yüksek olacaktır (Korkmaz ve Özdemir, 2004:19).

Basit bir örnek ile APT'yi açıklamaya çalışalım (Brigham ve Ehrhardt, 2005: 199)

Piyasadaki tüm hisse senetlerinin getirilerinin 3 risk faktörüne bağlı olduğunu varsayalım. Bunlar sırası ile şu faktörler olsun:

- Enflasyon
- Endüstriyel üretim ve
- Riskten kaçınma oranı (Bu oranı devlet tahvili ile düşük dereceli tahvil arasındaki spread olarak tanımlayalım)

Diğer varsayımlarımız ise şunlardır:

- Risksiz faiz oranımız: %5
- Endüstriyel üretim ve riskten kaçınmaya karşı duyarlılığın (beta) 0, enflasyona karşı duyarlılığın 1 olduğu portföydeki istenen getiri oranımız %13
- Enflasyona ve riskten kaçınmaya karşı duyarlılığın (beta) 0, endüstriyel üretime karşı duyarlılığın 1 olduğu portföydeki istenen getiri oranı %10
- Riskten kaçınmaya karşı duyarlılığın 1, diğer iki parametreye karşı duyarlılığın ise 0 olduğu portföydeki istenen getiri oranı ise %6'dır.

Son olarak  $i$  hisse senedinin faktör duyarlılıkları;

- Enflasyon portföyüne 0,09
- Endüstriyel üretim portföyüne 1,2 ve
- Riskten kaçınma faktörünün bulunduğu portfö-

ye -0,07 şeklinde olsun.

Bu durumda  $i$  hisse senedinin istenen getirisi APT'ye göre;

$$R_i = 0,08 + (0,13-0,08)0,9 + (0,10-0,08)1,2 + (0,06-0,08) (-0,07)$$

$R_i = 0,163$  olarak bulunacaktır.

## Literatür Taraması

APT'ye ilişkin literatürdeki ilk incelemenin Gehr (1975) tarafından yapıldığını söyleyebiliriz. Söz konusu çalışmada Gehr ABD hisse senetleri getirileri için faktör analizi yöntemini kullanmıştır. Bu yaklaşım daha sonra Roll ve Ross (1980) tarafından geliştirilmiştir. Çalışmalarında Roll ve Ross, ikisi yatay kesit testi sonrası fiyatlanan beşli faktör yapısını raporlamışlardır. Bununla ilişkili olarak APT için literatürdeki en popüler çalışmalardan birinin Chen, Roll ve Ross (1986) tarafından gerçekleştirildiğini söyleyebiliriz. Bu çalışmada ise varlık getirileri üzerinde sistematik etkiye sahip olan bazı ekonomik değişkenler kullanılmıştır. Bunlar; kısa ve uzun vadeli faiz oranları arasındaki spread, beklenen ve beklenmeyen enflasyon oranı, endüstriyel üretim ve düşük-yüksek dereceli tahvil getirilerinin spreadidir. Sonuca göre tüketim, petrol fiyatları ve pazar endeksi, finansal piyasalar tarafından fiyatlanmamaktadır. Diğer bir sonuç da hisse senedi getirilerinin piyasa tarafından fiyatlanan sistematik haberlerden etkilendiğidir. Roll ve Ross (1980) faktör analizi yöntemini kullanarak 1962-1972 zaman periyodunda varlık getirilerini istatistiksel olarak anlamlı açıklama gücüne sahip 3 ya da 4 sistematik risk faktörü bulmuşlardır. Diğer taraftan Chen (1983) 1963-1978 yılları arasında NYSE ve AMEX'e ilişkin 5 faktör bulmuştur. Ancak diğer ülkeler için gerçekleştirilen istatistiksel çalışmalarda elde edilen faktör sayıları farklılık göstermiştir. Fransa piyasası için Dumontier (1986) tarafından yapılan çalışmada yine faktör analizi yöntemi kullanılmış ve yedi adet faktör bulunmuştur. Cheng (1995) ise çalışmada, İngiltere hisse sendi piyasasında işlem gören 61 menkul kıymetin aylık getirilerini kullanmış ve hisse getirileri üzerinde etkili olan iki adet faktör bulunmuştur. Ancak fiyatlamada istatistiksel olarak anlamlı olan sadece bir faktördür. Diğer anlamlı değişken ise risksiz faiz oranı olarak tespit edilmiştir.

Ayrıca Cheng APT'nin İngiltere hisse senedi piyasası için açıklayıcı gücünün yüksek olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Cagnetti (2002) tarafından İtalya için yapılan çalışmada menkul kıymet getirilerinin davranışlarının oldukça kompleks bir yapıya sahip olduğu ve tek faktörlü bir modelle açıklanamayacağı sonucu elde edilmiştir. APT'ye ilişkin sınamada 4 faktör bulunmuştur. İlk faktör toplam varyansın yaklaşık olarak %40'ını açıklamaktadır. İstatistiksel olarak anlamlı bulunan makro ekonomik değişkenler ise piyasa portföyü, sabit getirili menkul kıymetler, enflasyon ve ihracat değişkenleridir. Korajczyk ve Viallet de (1989) çalışmalarında çok faktörlü modellerin hem yurtiçi hem de uluslar arası CAPM modellerinden daha başarılı olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Nguyen (2010) Tayland borsasına dair yaptığı çalışmada APT'nin geçerliliğini destekler sonuçlar bulmuştur.

APT'nin İMKB'de geçerliliğine ilişkin çalışmalardan birisi Özçam (1997) tarafından gerçekleştirilmiştir. Bu çalışmada ilk olarak Türkiye ekonomisine dair 7 makro ekonomik değişken regresyon süreci ile beklenen ve beklenmeyen seriler şeklinde ikiye ayrılmış sonrasında ise bu serilere iki aşamalı test metodolojisi uygulanmıştır. 01/1989 ve 07/1995 zaman aralığı için modelde 54 hisse senedi kullanılmıştır. Sonuç olarak varlık getirileri için beklenen faktörlerin beta katsayıları anlamlı bulunmuştur. İMKB'ye ilişkin bir diğer çalışmada ise Altay (2001) tarafından gerçekleştirilmiştir. Bu çalışmada ise APT'nin İMKB'deki geçerliliğine dair iki farklı test gerçekleştirilmiştir. İlk testte 1993-2000 zaman periyodunda her yıl için 121-265 hisse senedinin günlük getirilerine faktör analizi ile test uygulanmış ve her yıla ilişkin bulunan birkaç zayıf anlamlılığa sahip faktör arasından bir adet yüksek anlamlılığa sahip faktör belirlenmiştir. İkinci test ise makroekonomik değişkenlerin varlık getirileri üzerindeki anlamlılıklarını inceleyebilmek için çok değişkenli regresyon analizi kullanılmıştır. Kullanılan değişkenler arasında istatistiksel olarak anlamlı çıkan tek değişken ise hazine bonusu faiz oranı olmuştur. Yörük (2000), 02/1986-01/1998 arasında İMKB hisse senedi getirilerinin risk primleri ve duyarlılıklarını tespit edebilmek için 10 makroekonomik değişkeni aylık bazda test etmiştir. Çalışmada sözkonusu zaman dilimi 02/1986-01/1990, 02/1990-01/1994 ve 02/1994-01/1998 arası olmak üzere üç alt periyoda bölünmüştür. Çalışmada 37 adet hisse senedi kullanılmıştır. Test edilen makro ekonomik değiş-

kenler ise: tüketici fiyat endeksindeki yüzde değişim, endüstriyel üretimdeki yüzde değişim, imalat sanayi üretim endeksi, cari açık, M1 para arzı, Türkiye İngiltere altın fiyatlarının aritmetik ortalaması, yedi ülkenin döviz kurlarının ortalaması, üç aylık hazine bonusu faizi, İMKB100 endeksi yüzdesel değişimidir. Çalışmadan elde edilen sonuca göre, finansal varlık getirileri üzerinde etkili olan ve dönemsel hesaplanan makroekonomik risk faktörlerindeki beklenen değişmelerin duyarlılık katsayıları ve bu katsayıların risk primleri istatistiki olarak anlamlı olarak bulunmuştur.

### Veriseti ve Ekonometrik Model

Bu çalışmada APT'nin İMKB'de geçerliliği sınamak istenmektedir. Bu amaçla aşağıdaki tabloda görüldüğü üzere İMKB 100 Endeksine dahil olan hisse senetlerinden oluşturulmuş 4 farklı portföy ve İMKB30 Endeksi'nin (İMKB30 da 30 farklı hisse senedinden endeks yayınlanması amacıyla oluşturulmuş bir portföy olarak düşünülebilir), yurtiçi ve yurtdışı makroekonomik faktörlere olan duyarlılıkları çoklu doğrusal regresyon ve faktör analizi ile incelenmiştir. Modellerden elde edilen istatistiksel açıdan anlamlı sonuçlara göre faktörlerin beta katsayıları tahmin edilmiştir.

Analizimizde kullanılan zaman aralığı 2000-2008 yılları arasındadır ve değişkenlerimizin frekansı aylıktır. Bu zaman aralığının tercih edilmesinin nedeni; 2008 ve sonrasında 3 yıllık periyotta İMKB'deki fiyat değişimlerinin, ABD'de yaşanan mortgage krizi ve Avrupa etkileşimlerinden ortaya çıkan gelişmelere tamamen açık bir yapıda, dışarıya bağımlı yüksek volatiliteye sahip olmasıdır.

Çalışmada, 2000-2008 yılları arasında İMKB'de işlem görmüş olan 20 adet hisse senedinin geriye doğru düzeltilmiş getiri oranları ile bu menkul kıymetlerin getirileri üzerinde etkili olabileceğini düşündüğümüz toplam 8 makroekonomik değişken kullanılmıştır. Modellerimizdeki bağımlı değişkenler aşağıdaki tabloda sunulmuş olan portföy getirileridir. Portföyler oluşturulurken, portföydeki hisse senetlerinin ay sonu kapanış rakamlarından elde edilen getiriler eşit bir şekilde ağırlıklandırılmıştır. Bir diğer bağımlı değişkenimiz ise yukarıda ifade edildiği üzere İMKB30 endeksidir. Bağımsız değişkenlerimiz, yine aşağıdaki tabloda görülen; gecelik faiz, dolar/TL kuru (satış), cari açık, kapanan yeni şirket sayısı, ihracat rakamları

ve GSYİH'dan oluşan yurtiçi parametrelerle; Dow Jones Endeksi ve ham petrol fiyatlarından oluşan yurt dışı parametrelerdir. Ham petrol fiyatı olarak kullandığımız değişken, uluslararası petrol piyasasında standart referans fiyat olarak kabul edilen,

Brent tipi ham petrolün varil fiyatıdır. Çalışmamızdaki hisse senedi getirileri, İMKB30 ve Dow Jones Endeks dataları ile ham petrol fiyatları Bloomberg sisteminden çekilmiş olup diğer veriler TCMB'nin veri tabanından elde edilmiştir.

Tablo 1: Portföyleri Oluşturan Hisse Senetleri

A Portföyü	B Portföyü	C Portföyü	D Portföyü	E Portföyü
Anadolu Sigorta	Meges Boya	Doğan Holding	Goldaş	İMKB30 Endeksi
Tofaş	Bossa	Kent Gıda	Ege Seramik	
Arçelik	Migros	Döktaş	Borusan Yatırım	
Mutlu Akü	Çimsa	İş Bankası (C)	Finansbank	
Banvit	Kütahya Porselen	Eczacıbaşı	Garanti Bankası	

Tablo 2: Bağımsız Değişkenler

Yurtiçi değişkenler	Yurtdışı Değişkenler
Gecelik Faiz	Dow Jones Endeksi
Dolar/TL Kuru (Satış)	Ham Petrol Fiyatları
Cari Açık	
Kapanan Yeni Şirket Sayısı	
İhracat Rakamları	
GSYİH	

Ekonometrik modelden sağlıklı sonuçların elde edilebilmesi için farklı kısıtlar olmakla birlikte ilk olarak dikkat edilmesi gereken, kullanılan zaman serilerinin durağan olup olmamasıdır. Finansal zaman serileri, genel olarak düzeylerinde durağan olmayıp fark alma işlemi neticesinde durağanlaşmaktadırlar. Birim kök testi sonuçlarına geçmeden önce, hangi değişkenlerin modelimizde yer alacağına karar verebilmek için elimizdeki bağımsız

değişkenlerin tamamını içeren korelasyon matrisini oluşturduk. Buradaki amaç regresyon analizindeki kısıtlardan birisi olan çoklu doğrusal bağlantı sorununu ortadan kaldırabilmektir. Buna göre korelasyon matrisinden aralarında korelasyon katsayıları nispeten küçük olan faktörler belirlenmiş ve bu faktörler birim kök testine tabi tutulmuşlardır.

Tablo 3: Bağımsız Değişkenlerin Korelasyon Matrisi

	cari_acik	GSYIH	Dolar Sat	k_y sirket	o_n faiz	ihracat	ham pet	dj
cari_acik	1	-,578	,038	-,302	,357	-,773	-,799	-,666
GSYIH	-,578	1	,191	,449	-,463	,843	,801	,581
Dolar_Sat	,038	,191	1	,102	-,311	,184	,021	-,307
k_y sirket	-,302	,449	,102	1	-,218	,509	,422	,293
o_n faiz	,357	-,463	-,311	-,218	1	-,409	-,360	-,192
ihracat	-,773	,843	,184	,509	-,409	1	,928	,635
ham_pet	-,799	,801	,021	,422	-,360	,928	1	,568
dj	-,666	,581	-,307**	,293	-,192	,635	,568	1

Yukarıdaki korelasyon matrisinde farklı parametrelerin birbiri arasındaki korelasyon değerleri incelenmiş ve korelasyon değerleri 0,60'ın altında olanlar seçilerek bu değişkenler modelimizde kul-

lanılmışlardır. Bu parametrelerden oluşturulmuş yeni korelasyon matrisimiz aşağıdaki tabloda sunulmuştur.

Tablo 4: Bağımsız Değişkenlerin Korelasyon Matrisi

	Dolar_Sat	k_y_sirket	o_n_faiz	dj	ham_pet
Dolar_Sat	1	,102	-,311	-,307	,021
k_y_sirket	,102	1	-,218	,293	,422
o_n_faiz	-,311	-,218	1	-,192	-,360
dj	-,307	,293	-,192	1	,568
ham_pet	,021	,422	-,360	,568	1

### Birim Kök Testleri

Birim kök testinin yapılmasında çeşitli yöntemler kullanılmaktadır. Bu testte özel dağılımlar kullanılabilir. AR(2) gibi herhangi bir otoregresif model  $(Y_t - u = \alpha_1(Y_{t-1} - u) + \alpha_2(Y_{t-2} - u) + e_t)$  farklar ve gecikme seviyesi terimine  $(Y_{t-1} - u)$  göre yazılabilir. AR(2) için basit bir matematikle şunu yazabiliriz:

$$Y_t - Y_{t-1} = -(1 - \alpha_1 - \alpha_2)(Y_{t-1} - u) - \alpha_2(Y_{t-1} - Y_{t-2}) + e_t \quad (10)$$

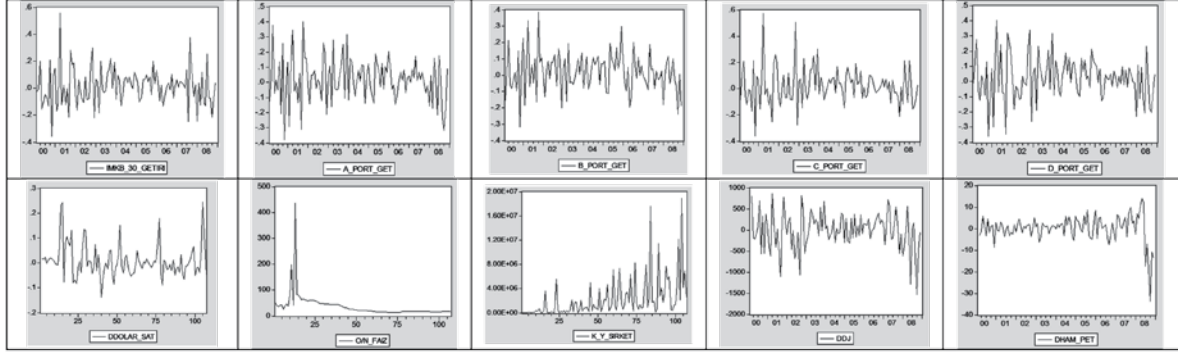
Burada durağanlık, karakteristik eşitlik  $1 - \alpha_1 M - \alpha_2 M^2 = 0$ 'ın köklerine bağlıdır. Bu yüzden eğer ki  $M=1$  bir kök ise bu durumda  $(1 - \alpha_1 - \alpha_2) = 0$  ola-

caktır. Böylelikle  $(Y_{t-1} - u)$  terimi model dışına çıkar ve tahminler ortalamaya dönmezler. Bu analiz  $(Y_t - Y_{t-1})$ 'in sabit terimli bir EKK regresyonunu öne sürer ve  $Y_{t-1}$ 'deki t testinde sıfır hipotezi testi olarak seride birim kök olduğunu söyler (Brocklebank ve Dickey, 2003: 113). Durağan olmayan seriler ile çalışmak gerçekte var olmayan ilişkilerin varmış gibi gözükmesine neden olabilmektedir. Çalışmamızda sahte  $R^2$  riskine karşı elimizdeki değişkenlere Genişletilmiş Dickey Fuller ve Phillips Perron birim kök testleri yapılmıştır. Çıkan sonuçlara göre seriler durağanlaştırılmış ve kurulan modellerde düzeyinde durağan ve durağanlaştırılmış değişkenler kullanılmıştır.

Tablo 5: ADF ve PP Birim Kök Testi

DEĞİŞKENLER	ADF	ADF Durağanlık Düzeyi	PP	PP Durağanlık Düzeyi
İMKB_30_getiri	(-12.79870) 0.0000* [0]	I(0)	(-13.10812) 0.0000* [5]	I(0)
A_port_getiri	(-12.30376) 0.0000* [0]	I(0)	(-12.48630) 0.0000* [6]	I(0)
B_port_getiri	(-11.61970) 0.0000* [0]	I(0)	(-11.61970) 0.0000* [0]	I(0)
C_port_getiri	(-11.49094) 0.0000* [0]	I(0)	(-12.18893) 0.0000* [11]	I(0)
D_port_getiri	(-10.67994) 0.0000* [0]	I(0)	(-10.78853) 0.0000* [10]	I(0)
Dolar_Sat	(-2.832291) 0.0572* [1]	I(1)	(-2.589128) 0.0984* [0]	I(1)
o_n_faiz	(-27.97932) 0.0001* [12]	I(0)	(-8.748460) 0.0000* [7]	I(0)
k_y_sirket	(-8.767905) 0.0000* [0]	I(0)	(-9.258628) 0.0000* [6]	I(0)
dj	(-1.341261) 0.6081* [0]	I(1)	(-1.467864) 0.5461* [4]	I(1)
ham_pet	(-1.911311) 0.3260* [1]	I(1)	(-1.726220) 0.4152* [4]	I(1)

Şekil 1: Düzeyinde Durağan ve Durağanlaştırılmış Serilerin Grafikleri\*



\*Soldan sağa:İMKB30 Endeksi, A Portföyü, B Portföyü, C Portföyü, D Portföyü, Dolar/TL Kuru, Gecelik Faiz, Kapanan Yeni Şirket Sayısı, Dow Jones Endeksi, Ham Petrol Fiyatları

### Çoklu Doğrusal Regresyon Yöntemi İle APT'nin İMKB'de Geçerliliğinin Test Edilmesi

İki değişkenli bir doğrusal örneklem regresyon denklemi aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \hat{u}_i \quad (11)$$

Burada sırasıyla sabit terim ve eğim katsayıları olarak tanımlanır.  $\hat{u}_i$  ise hata terimini göstermektedir.

Aynı zamanda

$$\hat{\beta}_1 = \bar{Y} - \hat{\beta}_2 \bar{X} \quad (12)$$

$$\hat{\beta}_2 = \frac{\sum X_i y_i}{\sum X_i^2 - n \bar{X}^2} \text{dir.} \quad (13)$$

Bu tahminçiler En Küçük Kareler (EKK) yöntemi-ne göre tahmin edildikleri için EKK tahminçileri olarak ifade edilirler. EKK bize olanak içerisinde-

ki en küçük  $\sum \hat{u}_i^2$  toplamını veren biricik  $\hat{\beta}_1$  ve  $\hat{\beta}_2$  değerlerini seçer ( Gujarati, 1999:43-56).

Çoklu doğrusal regresyon analizinden çıkan sonuçların güvenilir bir formda olması için modelin bazı varsayımları sağlaması gerekmektedir. Bu varsayımlar özet olarak, bağımlı değişken  $Y_i$  ve tahmin hataları olan  $u_i$ 'nin tesadüfi bir değişken olup normal dağılması, hataların birbirinden bağımsız olması yani aralarında otokorelasyon olmaması, her bağımsız değişkenin değerlerine ait olan bağımlı değişken değerlerinin alt setleri varyansları birbirine eşit olması ve son olarak bağımsız değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı (multicollinearity) olmamasıdır (Orhunbilge, 2002: 99).

Tablo 5'ten görüldüğü üzere değişkenlerimizin bir kısmı düzeyinde durağan iken bir kısmı ise fark alma işlemi neticesinde durağanlaştırılmıştır. Durağanlaştırılmış yeni zaman serilerimizle birlikte kurulan çok değişkenli zaman serileri regresyonlarımızdan elde edilen sonuçlar toplu olarak Tablo 6'da sunulmuştur.



Tablo 6: Regresyon Analizi Sonuçları

1-A PORTFÖYÜ				2-B PORTFÖYÜ			
DEĞİŞKEN	KATSAYI	ST. HATA	P. DEĞERİ	DEĞİŞKEN	KATSAYI	ST. HATA	P. DEĞERİ
ddolarsatis	0,29509	0,19183	0,1271	ddolarsatis	0,354458	0,173216	0,0433
o_n_faiz	-0,0005	0,00026	0,0629	o_n_faiz	-0,000223	0,000236	0,3464
ddow	0,0002	2,9E-05	0,0000	ddow	0,000121	0,000026	0,0000
dpetrol	0,0024	0,00206	0,2467	dpetrol	0,003508	0,001861	0,0623
k_y_sirket	9,9E-10	3,8E-09	0,7946	k_y_sirket	3,08E-09	3,44E-09	0,3717
sabit	0,03505	0,01834	0,0589	sabit	0,01955	0,016563	0,2407
3-C PORTFÖYÜ				4-D PORTFÖYÜ			
DEĞİŞKEN	KATSAYI	ST. HATA	P. DEĞERİ	DEĞİŞKEN	KATSAYI	ST. HATA	P. DEĞERİ
ddolarsatis	0,30584	0,18594	0,1031	ddolarsatis	0,203143	0,188357	0,2834
o_n_faiz	-0,00020	0,00025	0,3618	o_n_faiz	-0,000577	0,000257	0,0269
ddow	0,00019	2,8E-05	0,0000	ddow	0,000193	0,000028	0,0000
dpetrol	5,4E-05	0,00200	0,9785	dpetrol	-0,000124	0,002023	0,9513
k_y_sirket	-7,83E-1	3,7E-09	0,8324	k_y_sirket	6,61E-10	3,74E-09	0,8601
sabit	0,03358	0,01778	0,0618	sabit	0,042666	0,018011	0,0198
5-İMKB30 PORTFÖYÜ <sub>a</sub>				6-İMKB30 PORTFÖYÜ <sub>b</sub>			
DEĞİŞKEN	KATSAYI	ST. HATA	P. DEĞERİ	DEĞİŞKEN	KATSAYI	ST. HATA	P. DEĞERİ
ddolarsatis	0,2534	0,1862	0,1766	ddolarsatis(-1)	0,540152	0,168743	0,0019
o_n_faiz	-0,0002	0,00025	0,5168	o_n_faiz(-3)	-0,000751	0,000242	0,0025
ddow	0,00019	2,8E-05	0,0000	ddow	0,000181	0,000024	0,0000
dpetrol	0,00135	0,00200	0,5004	dpetrol(-6)	-0,007236	0,002679	0,0082
k_y_sirket	4,3E-09	3,7E-09	0,2436	k_y_sirket(-2)	-7,03E-09	3,22E-09	0,0314
sabit	0,01032	0,0178	0,5634	sabit	0,067653	0,015962	0,0001

Elimizdeki A,B,C,D ve E portföylerinin her birinin sırası ile bağımlı değişken olarak kullanıldığı regresyon analizimizde; A,B,C ve D için kurulan denklemlerde bağımsız değişkenlere ilişkin  $\beta$  katsayıları istatistiksel olarak anlamlı sonuçlar vermemişlerdir.

A,B,C, D ve E portföylerinde: Dolar/TL kuru, Dow Jones Endeksi, ham petrol fiyatları ve kapanan yeni şirket sayısı ile portföylerin getirileri arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olmadığını ifade eden  $H_0$  hipotezi %99 güven düzeyinde kabul edilmiştir. Bu güven düzeyinde tek anlamlı çıkan parametre Dow Jones Endeksi olmuştur. Güven aralığı %95 olarak alındığında ise B portföyünde dolar/TL kuru D portföyünde ise gecelik

faiz Dow Jones Endeksi dışında anlamlı çıkan diğer parametreler olmuştur.

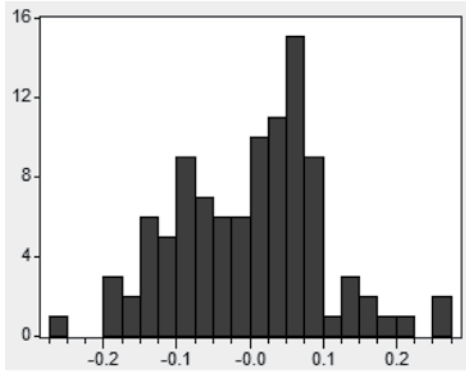
Bu aşamadan sonra tüm modellerimize ilişkin farklı gecikme seviyeleri kullanılarak yeni tahminler yapılmıştır. Yeniden kurulan modellere dair en anlamlı sonuçlar yukarıda 6. model olarak sunulan İMKB30 Endeksinin bağımlı değişken olduğu ancak bağımsız değişkenlerin sırası ile (-1), (-3), (0), (-6) ve (-2) gecikme seviyeleriyle modelde yer aldığı İMKB30 PORTFÖYÜ<sub>b</sub> modeli olarak isimlendirdiğimiz tahmin olmuştur.

6. modelde kullanılan parametrelerin tamamı %99 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı sonuçlar vermiştir. Buna göre tüm bağımlı

sız değişkenler ile ilgili bağımlı değişken arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki sözkonusudur. 17.91756 olarak bulunan F-istatistiği değeri ise modelimizin bütün olarak da anlamlı olduğunu göstermektedir. Ayrıca modelin açıklama gücü olarak düşünebileceğimiz  $R^2$ 'si en iyi modele göre %11 daha yükselmiş ve %48'ye ulaşmıştır. Bakmamız gereken en önemli noktalardan biri de tahmin modelinin katsayılarının iktisadi beklentilerimiz ile uyumlu olup olmadığıdır. Katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olması tek başına yeterli bir ölçü olmayacaktır. Dolayısı ile bu işaretlerin teorik ilişkilerle de tutarlı olması gerekir. Buna göre kullanmış olduğumuz 5 bağımsız değişkenin tamamı teorik ilişkilerle tutarlı işaretlere sahiptir.

Nitekim gecelik faizlerin, kapanan işletme sayısının ve petrol fiyatlarının artması endekste düşüş yaratabilecek gelişmelerdir. Dow Jones endeksindeki artışların İMKB100 ve İMKB30 endeksinde olumlu algılandığı aşikardır. Diğer taraftan dolar kurlarında hareket ile endeks arasında negatif ya da pozitif yönlü bir ilişki olduğunu söylemek çok kolay değildir. Bu anlamda modelimizde dolar kuru için bulunan artı işaretinin teori ile çeliştiğini söylemek bugünkü konjoktürde de görüldüğü üzere doğru değildir. Ayrıca Dow hariç tüm katsayıların gecikmeli değerleri ile model de yer aldığına dikkat edilmelidir. Aynı zamanda Jerqua Bera test istatistiği için modelin hataları aşağıda görüldüğü üzere normal dağılmaktadır.

Şekil 2: Model Hatalarının Dağılımı ve İstatistik Değerleri



<b>Ortalama</b>	5,41E-18
<b>Medyan</b>	0,010746
<b>Maksimum</b>	0,264517
<b>Minimum</b>	-0,26198
<b>St. Sapma</b>	0,099526
<b>Çarpıklık</b>	0,032562
<b>Basıklık</b>	2,927693
<b>Jarque-Bera</b>	0,039456
<b>Olasılık</b>	0,980465

Durbin-Watson Test istatistiği sonuçlarına göre ise modelin hatalarında otokorelasyon sözkonusu değildir. Modelden elde edilen 2.273992 Durbin Watson değeri tablo değerlerimiz olan (1,44-1,65) eşik değerlerinden büyük yani " $H_0$  kabul otokorelasyon yok" bölgesindedir. Modelde EKK yöntemi kullanılması sebebi ile bakmamız gereken son

kritik değer modelin hatalarının değişen varyansını ölçen LM testi sonuçlarıdır. Aşağıda görüldüğü üzere Breusch-Godfrey LM Testi için 0,14 olan olasılık değeri bize modelin hatalarında değişen varyans olmadığını söyleyen  $H_0$  hipotezini kabul ettirmektedir.

Tablo 7: Breusch-Godfrey LM Testi:

F istatistiği	1.888.548	Olasılık	0.157110
Obs*R-kare	3.943.632	Olasılık	0.139204

İMKB 30 endeksinin bağımlı değişken olduğu modelimizdeki (6. model) anlamlı gecikme seviyelerini kullanarak tarafımızca oluşturulan A, B, C ve D portföyleri için ikinci tahminlerimizi yaptığımızda görülmüştür ki yapılan tahminler içerisinde en yüksek  $R^2$  değerine sahip olan model hala 6. modeldir. Referans gecikme seviyeleri ile modellerde yer alan değişkenlerimizden A portföyüne ilişkin modelde; ham petrol fiyatları ve Dow Jones Endeks değişkenleri, B ve C portföyüne ilişkin modelde; Dow Jones Endeksi ve dolar/TL değişkenleri ve son olarak D portföyüne ilişkin modelde

ise sadece Dow Jones Endeksi değişkeni %99 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Bu şartlar altında çoklu doğrusal zaman serileri regresyonu analizine göre elde edilen en iyi modelin 6. model olduğunu söylemek mümkündür.

### Faktör Analizi Yöntemi ile APT'nin İMKB'de Geçerliliğinin Test Edilmesi

Faktör analizi birbirleriyle ilişkili çok sayıdaki değişkeni az sayıda, anlamlı ve birbirinden bağımsız

faktörler haline getiren ve yaygın olarak kullanılan çok değişkenli istatistik tekniklerinden birisidir. Faktör analizinde örneğin regresyon analizinde olduğu gibi bağımlı değişken ve bu değişkeni açıklamaya çalışan bağımsız değişkenler seti mevcut değildir. Faktör analizinde aralarında yüksek korelasyon bulunan değişkenler setinin bir araya getirilmesi suretiyle faktör adı verilen genel değişkenlerin (faktörler) oluşturulması sözkonusudur. Burada amaç;

- Değişken sayısını azaltmak
- Değişkenler arası ilişkilerdeki yapıyı ortaya çıkarmak, başka bir ifade ile değişkenleri sınıflandırmaktır (Kalaycı, 2008: 321).

Faktör analizine dair oluşturulan denklemlerin özelliklerini şu şekilde açıklayabiliriz:

$x_1, x_2, \dots, x_{p-1}, x_p$  için  $p$  gözlem değerini temsil etsin. Bu gözlem değerlerinin altında yatan  $q$  adet ortak ve gözlemdışı faktör olduğunu varsayalım. Bu durumda gözlem değerlerine ilişkin model aşağıdaki eşitlikler şeklinde yazılabilir.

$$x_1 = l_{11}f_1 + l_{12}f_2 + \dots + l_{1(q-1)}f_{q-1} + l_{1q}f_q + u_1 \quad (14)$$

$$x_2 = l_{21}f_1 + l_{22}f_2 + \dots + l_{2(q-1)}f_{q-1} + l_{2q}f_q + u_2 \quad (15)$$

$$x_{p-1} = l_{(p-1)1}f_1 + l_{(p-1)2}f_2 + \dots + l_{(p-1)(q-1)}f_{q-1} + l_{(p-1)q}f_q + u_{p-1} \quad (16)$$

$$x_p = l_{p1}f_1 + l_{p2}f_2 + \dots + l_{p(q-1)}f_{q-1} + l_{pq}f_q + u_p \quad (17)$$

Burada  $f_1, f_2, \dots, f_{q-1}$  ve  $f_q$   $q$  adet ortak faktörü,

$l_{11}, l_{12}, \dots, l_{p(q-1)}$  ve  $l_{pq}$  ortak faktörler üzerindeki gözlenen değişkenlerin  $p$  adet regresyonla ilgili regresyon katsayılarıdır.  $u_1, u_2, \dots, u_{p-1}$  ve  $u_p$  sırasıyla  $x_1, x_2, \dots, x_{p-1}$  ve  $x_p$ 'ye ilişkin  $q$  adet ortak faktör tarafından açıklanamayan hata bileşenlerini göstermektedir.

Faktör analizi ile ilgili terminolojide regresyon katsayıları faktör yükleri olarak ifade edilmektedir. Örneğin  $l_{32}, x_3$  regresyon denkleminde  $f_2$  ile ilgili regresyon katsayısıdır. Alternatif olarak  $x_3$  denklemindeki  $f_2$  faktörüne dair yük olarak ifade edilebilir. Benzer şekilde, çoklu dorusal regresyon denkleminde hata terimleri olarak ifade edilen  $u_1, u_2, \dots, u_{p-1}$  ve  $u_p$ , sırasıyla  $x_1, x_2, \dots, x_{p-1}$  ve  $x_p$ 'ye ilişkin teklik bileşenleridir (unique component). Çünkü her bir  $u$ , ilgili  $x$ 'e özgü olarak varsayılır. Aksine  $f$  değişkenleri bütün  $x$  değişkenleri için ortaklırlar (Sharma ve Kumar, 2006: 386).

Çalışmamızın bu kısmında İMKB'de işlem gören hisse senetlerinin getirilerinden oluşturduğumuz A,B,C, D portföyleri ile İMKB30 Endeksi getirileri üzerinde etkili olabilecek makroekonomik değişkenlerimize faktör analizi yöntemi ile boyut indirgenmiş ve elde edilen faktörler yeni bağımsız değişkenler olarak kullanılarak çoklu doğrusal regresyon analizi ile APT'nin İMKB'de geçerli olup olmadığına dair yeni sınamalar yapılmıştır.

Faktör analizi yöntemine göre APT'nin İMKB'de geçerliliğini sınyabilmek için ilk olarak elimizdeki örneklem büyüklüğünün yeterli olup olmadığı Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) analizi ile test edilmiş, örneklem sınama büyüklüğünün belirlenmesinde de Bartlett'in Küresellik Testi kullanılmıştır.

Tablo 8: KMO ve Bartlett Testi

Kaiser-Meyer-Olkin Örneklem Yeterliliği Ölçüsü	0,793
Bartlett'in Küresellik Testi (Yaklaşık Ki-Kare Değeri)	641,138
Sig.	0,0000

Yukarıda 0,793 olarak elde edilen KMO değeri için beklentimiz 0,50'nin üzerinde olmasıydı. Dolayısı ile bu beklentimiz karşılanmıştır. Bunun anlamı modelimizdeki örneklem büyüklüğünün yeterli olduğudur. Bartlett test istatistiği ise korelas-

yon matrisinin birim matris olduğunu söyleyen sıfır hipotezini sig:0,000 için red ettirmiş ve iki test sonucu da %95 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur.

Tablo 9: Ortak Varyans Analizi

	Ekstaksiyon
cari_acik	0,736
GSYIH	0,79
Dolar_Satis	0,824
ihracat	0,917
ham_petrol	0,886
dj_index	0,8
o_n_faiz	0,523
kapa_yeni_sirket	0,323

Yukarıdaki tabloda yer alan değerler bir değişkenin diğer bir değişkenle paylaştığı ortak varyansları göstermektedir. Tüm bu değerler için çıkan sonuçlar 0,5'ten büyük olmalıdır. Ancak görüldüğü üzere kapanan şirket sayısı değişkeni için bu şart sağlanamamıştır. Bu sebeple bu parametreyi modelden çıkararak yeni bir tahmin yaptık, elde edilen sonuçlar aşağıdaki gibidir.

Tablo 10: KMO ve Bartlett Testi

Kaiser-Meyer-Olkin Örnekleme Yeterliliği Ölçüsü	0,784
Bartlett'in Küresellik Testi (Yaklaşık Ki-Kare Değeri)	608,087
Sig.	0,0000

Kapanan şirket sayısı değişkeni modelden çıkarılarak ikinci kez yapılan faktör analizi sonuçlarına göre yine KMO ve Bartlett Testi için istenen sonuçlar elde edilmiştir. Buna göre KMO değeri 0,784 ile 0,50'den büyüktür ve Bartlett test istatistiği istatistiksel olarak anlamlıdır.

Tablo 11'de görüldüğü üzere ortak varyans değerlerinin tamamı bu kez 0,5'in üzerindedir. Bu durumda bu modelde oluşturulan faktör değerlerine güvenebilir ve elde edilen faktörlerle regresyon denkleminiz oluşturup analizimize devam edebiliriz.

Tablo 11: Varyans Analizi

	Ekstaksiyon
cari_acik	0,755
GSYIH	0,791
Dolar_Satis	0,831
ihracat	0,91
ham_petrol	0,895

dj_index	0,802
o_n_faiz	0,554

Tablo 12: Açıklanan Toplam Varyans Tablosu

Faktör	Toplam	Varyansın Yüzdesi	Kümülatif Yüzde
1	4,139	59,134	59,134
2	1,398	19,973	79,107

Tablo12'deki sonuçlara göre, yapılan analiz neticesinde özdeğeri 1'den büyük olan 2 adet faktör bulunmuştur. Kümülatif yüzde sütunundan görüldüğü üzere ilk faktörümüz toplam varyansın %59,134'ünü, iki faktör birlikte toplam varyansın %79,107'sini açıklamaktadır. Elde edilen bu iki faktöre göre elimizdeki 7 değişkenin kendi faktörleri ile olan ilişkileri aşağıdaki Dönüştürülmüş Bileşen Matrisi tablosunda görülmektedir.

Tablo 13: Döndürülmüş Bileşen Matrisi

	1. Bileşen	2. Bileşen
ham_petrol	<b>0,936</b>	0,135
ihracat	<b>0,911</b>	0,284
cari_acik	<b>-0,869</b>	-0,033
dj_index	<b>0,846</b>	-0,293
GSYIH	<b>0,819</b>	0,347
Dolar_Satis	-0,12	<b>0,904</b>
o_n_faiz	-0,383	<b>-0,638</b>

Yukarıdaki sonuçlara göre; birinci faktör üzerinde etkili olan parametreler; ham petrol, ihracat, cari açık ve Dow Jones Endeksidir. Dikkat edilirse Dow Jones Endeksi dışında birinci faktörde yer alan değişkenlerimiz reel sektöre ilişkin değerlendirilebilecek değişkenlerdir.

İkinci faktör üzerinde en büyük etkiyi gösteren değişkenler ise Dolar/TL kuru ve gecelik faiz oranlarıdır. İkinci faktörümüzde ise finansal özelliği ağır basan değişkenlerimizin bulunduğunu söyleyebiliriz. İlk faktördeki ham petrol fiyatları ve Dow Jones Endeksi değişkenleri dışarıda bırakılırsa ki ikisi de global piyasalara ilişkin değerlendirilebilecek yurtdışı değişkenlerdir, ikinci faktörümüzdeki finansal değişkenlerin birinci faktörümüzde yer alan ve reel çıktılar olarak ifade edilebilecek olan değişkenler üzerinde etkili olabileceklerini söyleyebiliriz.

Yukarıdaki testler neticesinde elde ettiğimiz iki faktör yine A,B,C,D ve İMKB30 Endeks portföy-leri ile regresyon analizine tabi tutulmuştur. Bu testlerden elde edilen sonuçlar aşağıdaki gibidir:

Tablo 14: Regresyon Analizi Sonuçları

A PORTFÖYÜ				B PORTFÖYÜ			
DEĞİŞKEN	KATSAYI	ST. HATA	P. DEĞERİ	DEĞİŞKEN	KATSAYI	ST. HATA	P. DEĞERİ
Sabit	0,019726	0,014208	0,168009	Sabit	0,019806	0,011548	0,089316
1. faktör	-0,0142	0,014208	0,322069	1. faktör	-0,01001	0,011602	0,390347
2. faktör	0,013556	0,014208	0,34453	2. faktör	0,012808	0,011602	0,272214
C PORTFÖYÜ				D PORTFÖYÜ			
DEĞİŞKEN	KATSAYI	ST. HATA	P. DEĞERİ	DEĞİŞKEN	KATSAYI	ST. HATA	P. DEĞERİ
Sabit	0,023664	0,01343	0,08104	Sabit	0,023466	0,013685	0,089411
1. faktör	-0,01195	0,013494	0,378052	1. faktör	-0,01467	0,01375	0,288646
2. faktör	0,014091	0,013494	0,298801	2. faktör	0,02094	0,01375	0,130855
İMKB30 PORTFÖYÜ							
DEĞİŞKEN	KATSAYI	ST. HATA	P. DEĞERİ				
Sabit	0,015513	0,013368	0,248567				
1. faktör	-0,00867	0,013432	0,519914				
2. faktör	0,012698	0,013432	0,346708				

Yapılan regresyon analizi sonucunda A portföyü ile boyut indirgenerek iki faktör olarak yeni bir forma kavuşan bağımsız değişkenlerimiz arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Sırasıyla birinci ve ikinci faktörlerimiz için p. değerleri 0,32 ve 0,35 olarak bulunmuştur. Buna göre bu iki faktör ile A portföyünün getirileri arasında anlamlı bir ilişki söz konusu değildir. B portföyü ile faktörlerimiz arasında yapılan regresyon analizi sonuçları da A portföyündeki ile benzer değerlere sahiptir. Buna göre sırası ile p:0,39 ve p:0,42 değerleri için  $H_0$  hipotezi kabul edilmiştir. Yani B portföyünün getirileri ile faktörler arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki söz konusu değildir. C ve D portföylerine ilişkin yapılan testlerde de bağımsız değişken olarak kullandığımız faktörler ile portföylerimiz arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Diğer taraftan yukarıda E-views paket programı ile gerçekleştirdiğimiz çoklu doğrusal zaman serisi regresyon analizimizde ilgili gecikme seviyeleri için anlamlı sonuçlar veren 6. model faktör analizi yönteminde tekrar sınanmış ancak elimizdeki iki faktörün bağımsız, İMKB30 Endeks getirilerinin bağımlı değişken olduğu modelde anlamlı sonuçlar elde edilememiştir. Birinci faktör için bulunan olasılık

değerine (0,519914) ve ikinci faktör için bulunan olasılık değerine (0,346708) göre faktörlerimiz ile İMKB30 Endeksi getirileri arasında bir ilişki olmadığını söyleyen  $H_0$  hipotezi red edilememiştir. Buna göre bu iki faktörle İMKB30 Endeks getirileri arasında hem %99 hem de %95 güven düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki söz konusu değildir.

### Sonuç

Bu çalışmada ilk olarak çoklu doğrusal zaman serileri regresyonu analizi ve sonrasında faktör analizi yöntemleri kullanılarak ilgili iktisadi ve finansal göstergeler için Arbitraj Fiyatlama Teorisi'nin İMKB'de geçerliliği test edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre tarafımızdan oluşturulan A, B, C ve D portföylerinin bağımlı değişken olarak kullanıldığı modellerde APT için aranan ilişki bulunamamıştır. İlgili portföylerin herbirinin gerek sadece 5 hisse senedinden oluşması ve gerekse de spekülasyon olarak kabul edilebilecek bazı hisselerin de portföyde bulunması modellerin açıklama gücü üzerinde etkili olmuş olabileceği düşüncesi ile bağımlı değişken olarak kullanabileceğimiz bir

diğer değişken, İMKB 30 Endeks getirileri ile beşinci bir model olarak yeni bir tahmin yapılmıştır. Bu model üzerinden yapılan tahminlerin ise diğerlerine nazaran daha anlamlı sonuçlar vermesi üzerine model üzerinde bazı geliştirmelere gidilmiş ve çoklu doğrusallığa neden olmayacak parametrelerle farklı gecikme seviyeleri için farklı modeller tahmin edilmiştir. Nihayetinde ise kullanılan parametreler olan gecelik faiz, kapanan yeni şirket sayısı, ham petrol fiyatları, Dow Jones Endeksi ve dolar/TL kuru ile İMKB30 Endeks getirileri arasında (ilgili gecikme seviyelerinde) istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Bu sonuçlar E-views paket programından elde edilmiştir. Bu programda çoklu doğrusallığı test edecek bir modül olmaması sebebi ile çalışmanın ilk aşamasında SPSS paket programı ile korelasyon matrisi oluşturulmuş ve aralarında nispeten daha düşük korelasyon katsayısına sahip olan değişkenler modele dahil edilmiştir. Aynı zamanda E-views programı ile yapılan testler neticesinde modelin hatalarında değişen varyans ve otokorelasyon olmadığı, modelin hatalarının ise normal dağıldığı görülmüştür. Bu anlamda istatistik bilim dalının EKK için varsayıdığı varsayımlar sağlanmıştır. Elde edilen bu sonuçlar çerçevesinde İMKB'de APT'nin ilgili değişkenler için geçerliliği ispatlanmıştır. Ancak değinmekte fayda var ki APT'nin test edilmesinde kullanılan bir diğer yöntem olan faktör analizi testi sonucunda bu ilişkinin olmadığı yönünde bir sonuç elde edilmiştir. Fakat faktör analizinin kendi içinde bir takım eksiklikleri olması sebebi ile bu sonuçların EKK ile elde edilen sonuçları çürüttüğünü söylemek doğru olmayacaktır. Faktör analizinin getiri oranlarındaki değişkenliği açıklayan faktör sayıları hakkında bilgi vermesine karşın, bu yöntemde getiri oranlarındaki değişikliklere neden olan ekonomik unsurların ya da risk kaynaklarının açıklığa kavuşmaması (Altay, 2004: 177) nedeniyle incelenen dönem ve kullanılan veriseti için Arbitraj Fiyatlama Teorisinin İMKB'de geçerli olduğunu söyleyebiliriz.

### Kaynakça

- ALTAY, Erdiç; (2004), *Sermaye Piyasası'nda Varlık Fiyatlama Teorileri*, Derin Yayınları, İstanbul.
- BRIGHAM, Eugene F. ve EHRHARDT, Michael C.; (2005), *Financial Management Theory and Practice*, Thomson, USA.
- BROCKLEBANK, John C. ve DICKEY David A.; (2003), *SAS® for Forecasting Time Series*, SAS Institute and Wiley, USA
- CAGNETTI, Arduino; (2007), *Capital Asset Pricing Model and Arbitrage Pricing Theory in the Italian Stock Market: an Empiri-*

*cal Study*, University of Edinburgh, Centre for Financial Markets Research", [http://www.era.lib.ed.ac.uk/bitstream/1842/1821/1/CFMR\\_021.pdf](http://www.era.lib.ed.ac.uk/bitstream/1842/1821/1/CFMR_021.pdf). 24.05.2011

CEYLAN, Ali ve KORKMAZ, Turhan; (2006), *Sermaye Piyasası ve Menkul Değer Analizi*, Ekin Kitapevi, Bursa.

COCHRANE, John H.; (2000), *Asset Pricing*, Princeton University Press, USA

FABOZZI, Frank J.; FOCARDI, Sergio M. ve KOLM, Petter N.; (2006), *Financial Modeling of the Equity Market: From CAPM to Cointegration*, John Wiley & Sons, USA

GUJARATI, Damodar; (Çev. ŞENESEN, Ümit ve ŞENESEN Gülay Günlük); (1999), *Temel Ekonometri*, Literatür Yayıncılık, İstanbul.

HUBERMAN, Gur and WANG, Zhenyu; (2005), "Arbitrage Pricing Theory, The New Palgrave Dictionary of Economics, 2nd edition, Ed. Larry Blume and Steven Durlauf. England: Palgrave Macmillan", <http://www.gsb.columbia.edu/mygsb/faculty/research/pubfiles/1802/1802.pdf>. 11.06.2011

KALAYCI, Şeref; (2008), *SPSS Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistik Teknikleri*, Asil Yayın, Ankara

KANE, Alex; MARCUS, Alan J. ve BODIE, Zvi; (2003), *Investments*, McGraw-Hill, USA.

KONURALP, Gürel; (2005), *Sermaye Piyasaları: Analizler, Kurumlar ve Portföy Yönetimi*, Alfa Yayıncılık, İstanbul.

KORKMAZ, Tuba Kale ve ÖZDEMİR, Mine Akdeniz; (2004), "Varlık Fiyatlama Modelleri", *Active Finans Dergisi*, Mart-Nisan.

ORHUNBİLGE, Neyran; (2002), *Uygulamalı Regresyon ve Korelasyon Analizi*, İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Yayınları, İstanbul

SHARMA, Subhash ve KUMAR, Ajith; (2006), "Cluster Analysis and Factor Analysis", Rajiv GROVER ve Marco VRIENS (Ed.), *The Handbook of Marketing Research: Uses, Misuses, and Future Advances*, Sage Publications, USA