



FVFM'nin İMKB ulusal 100 endeksindeki geçerliliğinin panel veri analizi ile test edilmesi*

Turhan Korkmaz¹

Muhasebe ve Finansman Anabilim Dalı
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
Zonguldak Karaelmas Üni., Zonguldak, Türkiye

Berk Yıldız²

İktisadi ve İdari Programlar Bölümü
Çaycuma Meslek Yüksekokulu
Zonguldak Karaelmas Üni., Zonguldak, Türkiye

R. İlker Gökbulut³

Finans Anabilim Dalı
İşletme Fakültesi
İstanbul Üniversitesi, İstanbul, Türkiye

Özet

Bu çalışmada, literatürde geniş uygulama alanı bulan "Finansal Varlıkları Fiyatlandırma Modeli-FVFM"nin İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) Ulusal 100 Endeksi'nde işlem gören ve 1993-2007 yılları arasında süreklilik arz eden işletmeler üzerindeki uygulanabilirliği panel veri analizi yöntemiyle araştırılmıştır. Çalışmada ayrıca, finansal varlık getirileri ile piyasa getirileri arasındaki ilişkiden hareketle, finansal varlıklara ait piyasa risk primi alternatif olarak panel regresyon yöntemi kullanılarak tahmin edilmeye çalışılmıştır. Elde edilen bulgular, FVFM'nin İMKB'de ilgili dönemde geçerli olduğunu ve panel regresyonun piyasa risk priminin hesaplanmasında alternatif bir yaklaşım olabileceği sonucunu ortaya koymuştur.

Anahtar Sözcükler: FVFM, İMKB 100, piyasa risk primi, panel veri.

Testing the validity of CAPM in ISE national 100 index with panel data analysis

Abstract

In this study, the applicability of Capital Asset Pricing Model (CAPM), which had a wide coverage in literature, is investigated in accordance with the panel data analysis method for the firms whose shares are included in the Istanbul Stock Exchange (ISE) National 100 Index and for the firms that were lasting between the years 1993-2007. Furthermore, considering the relationship between capital asset return and market return, the market risk premium of capital asset is estimated using the panel regression method alternatively. Findings show that CAPM is valid for the related period and panel regression could be an alternative for estimating market risk premium.

Keywords: CAPM, ISE 100, market risk premium, panel data.

* Bu çalışmaya Doç. Dr. Turhan Korkmaz danışmanlığında Berk Yıldız'ın "Hisse Senedi Getirilerine Etki Eden Yatırım Tercih Kriterleri ve FVFM'nin İMKB'de Panel Veri Analizi ile Test Edilmesi" başlıklı yüksek lisans tez çalışması temel oluşturmuştur (ZKÜ, SBE, 2009).

¹ korktur@yahoo.com (T. Korkmaz)

² berkyz@yahoo.com (B. Yıldız)

³ rigokbulut@gmail.com (R.İ. Gökbulut)



1. Giriş

Sermaye piyasalarında yatırım yapan tasarruf sahipleri için çözüm bekleyen en temel problem optimum risk-getiri dağılımını sağlayacak yatırım araçları bileşiminin tespit edilmesidir. Günümüzde iletişim araçlarının hızla gelişen teknolojiye ayak uydurması bilgi transferinin kolaylaşmasına ve ülkelerin dışa açık liberal politikaları benimsemeleri ile yatırımcıların uluslararası piyasalarda işlem yapabilmelerine zemin hazırlamıştır. Bu durum tasarruf sahiplerinin yatırım alternatiflerini daha da çeşitlendirmektedir. Dolayısıyla beklenen getirilerin tahmin edilmesinde ve hesaplanmasında karşılaşılan zorluklar sözü edilen gelişmelerle birlikte daha karmaşık bir hal almaktadır.

Finans literatüründe varlıkların fiyatlandırılması noktasında karşılaşılan problemlerin kaynağı olan getiri-risk ilişkisinin ölçülmesine yönelik birçok çalışma yapılmıştır. Uygulanabilirliğinin kolaylığı ve riskin tek bir değişkenle ölçülebilmesine imkan tanınması nedeni ile varlıkların fiyatlandırılması üzerine yapılan bu çalışmalarda en yaygın olarak kullanılan yöntem Finansal Varlıkları Fiyatlandırma Modeli (FVFM) olarak adlandırılan modeldir. Model temel olarak herhangi bir varlıktan veya portföyden beklenen getirileri, piyasa getirisi ile ilişkilendirmektedir. Bu ilişkiye göre herhangi bir varlığın getirisi sistematik risk ile doğrusal ilişkili olmaktadır. Sistematik risk beta katsayısı ile ölçülmektedir. Başka bir ifade ile, beta katsayısı bir hisse senedinin piyasa endeksi getirisine duyarlılığını göstermektedir.

Yukarıdaki açıklamalardan da anlaşılacağı üzere, piyasa getirisi ile hisse senedi getirisi arasında bir ilişki bulunmaktadır. Ancak bu ilişkide gelişmiş ve gelişmekte olan piyasalar arasında ortaya çıkması muhtemel farklılıklar penceresinden bakıldığında, piyasanın hisse senedi getirilerini hangi yönde ve oranda etkilediği sorusuna yanıtlar aranmaktadır.

Bu çalışmanın amacı, gelişmekte olan piyasa olarak tanımlanan İMKB açısından mevcut soruna yanıt bulabilmek için 1993-2007 yıllarını kapsayan dönem aralığında İMKB Ulusal 100 Endeksi'nde sürekli olarak işlem gören işletmelerin getirileri ile piyasa endeksi getirisi arasındaki ilişkinin FVFM ile panel veri yöntemi kullanılarak araştırılmasıdır. Çalışma dört bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünün ardından ikinci bölümde beklenen getirilerin ölçülmesinde FVFM'nin kullanıldığı çalışmalara, üçüncü bölümde çalışmanın kapsamına, kullanılan verilere, modelin kurulmasına ve çalışma sonucunda elde edilen bulgulara yer verilmiştir. Son olarak sonuç bölümünde elde edilen bulgular üzerine genel bir değerlendirme yapılmıştır.

2. Literatür Özeti

Literatürde FVFM'nin geçerliliğinin test edildiği birçok çalışma yapılmıştır. Ancak bu çalışmaların büyük bir kısmı gelişmiş ülkeleri kapsamaktadır. Sharpe ve Cooper [1], New York Menkul Kıymetler Borsası'nda işlem gören tüm işletmelerin 1931-1967 yılları arasındaki aylık verilerini kullanarak FVFM'ni test etmişlerdir. Çalışma sonucunda elde ettikleri bulgulara göre gerçekleşen getirilerin %95'inden fazlasının betalarla açıklanabildiğini saptamışlardır. Fama ve Macbeth [2], New York Menkul Kıymetler Borsası'nda işlem gören işletmelere ait hisse senetlerinin getiri oranları ile risk arasındaki ilişkiyi test ettikleri çalışmalarında 1935-1938 yılları için aylık veriler kullanmışlardır. Regresyon analizi kullandıkları çalışmaları sonucunda beta ile getiri arasında pozitif bir ilişkinin varlığını tespit etmişlerdir. Vos ve Pepper [3], Yeni Zelanda için getiri ile beta, PD/DD oranı ve işletme büyüklüğü faktörleri arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında Ocak 1991 ile Aralık 1995 yılları arasında aylık verileri kullanmışlardır. Çoklu regresyon ve OLS regresyon analizi yöntemini kullandıkları çalışmalarında, getiri ile büyüklük değeri arasında negatif yönlü bir ilişkinin, getiri ile PD/DD oranı arasında ise pozitif yönlü bir ilişkinin varlığını tespit etmişlerdir. Ayrıca FVFM'nin varsayımlarına ek olarak Yeni Zelanda Menkul Kıymetler Borsası'nda işlem gören işletmelerin getirilerini açıklamada sadece

beta'nın değil aynı zamanda büyüklük ve değer etkilerinin de önemli değişkenler olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Isakov [4], Zürih Menkul Kıymetler Borsası'nda getiri ile beta arasındaki ilişkiyi test ettiği çalışmasında Fama ve MacBeth [2]'in yaklaşımını uygulamıştır. 1973-1991 dönemi arası 358 işletmeye ait verileri kullandığı araştırmada getiri ile beta arasında hem yükselen hem de düşen piyasa dönemlerinde sistematik bir ilişkinin var olduğunu tespit etmiştir. Hodoshima vd. [5], Tokyo Menkul Kıymetler Borsası (TSE) üzerine 1952-1995 yılları arasında Fama ve MacBeth [2]'in yaklaşımını kullanarak yaptıkları çalışmada, getiri ile beta arasındaki durumsal ilişkinin yanı sıra getiriyi açıklamada PD/DD oranı ile işletme büyüklüğü faktörlerinin güçlerini de test etmişlerdir. Elde ettikleri bulgular, getiriyi açıklamada beta ile birlikte PD/DD oranı ile işletme büyüklüğü faktörlerinin de güçlü birer değişken olduklarını desteklemektedir. Soufian [6], İngiltere için yapmış olduğu çalışmasında 1980-1997 yılları arasında aylık veriler kullanmıştır. FVFM'nin ve FVFM'nin faktör modellerinin varlıkların fiyatlandırılmasındaki geçerliliğini araştırdığı çalışmasında, araştırma kapsamına dahil ettiği işletmeleri İngiltere ekonomisinin farklı koşullarını yansıttığı farklı dönemler için oluşturulmuş üç gruba ayırmıştır. Söz konusu üç gruptan oluşan örneklemin fiyatlanmasında piyasa getirisinin anlamlı bir açıklayıcı gücünün olduğunu tespit etmiştir. Elsas vd. [7], Almanya için yapmış oldukları çalışmalarında 1960-1995 dönemi arasında aylık veriler kullanmışlardır. Yaptıkları testlerde Fama ve MacBeth [2] yönteminin getiri ile beta arasındaki ilişkiyi açıklamada yetersiz kaldığını tespit etmişler ve Pettengill vd. [8] tarafından geliştirilen modelin getiri ile beta arasındaki sistematik ilişkiyi açıklamada daha güçlü ve anlamlı bir model olduğunu Monte Carlo simulasyon yönteminden yararlanarak tespit etmişlerdir. Elde edilen bulgular Almanya Menkul Kıymetler Borsası'nda getiri ile beta arasında yükselen piyasa dönemlerinde pozitif, düşen piyasa dönemlerinde ise negatif yönlü bir ilişkinin varlığını ortaya koymuştur. Michailidis vd. [9], çalışmalarında Atina Menkul Kıymetler Borsası (ASE)'de işlem gören işletmelerin getirilerini açıklamada FVFM'nin geçerli bir model olup olmadığını araştırmışlardır. Ocak 1998-Aralık 2002 dönemini kapsayan haftalık verilerin kullanıldığı çalışmada getirilerin işletmeye özgü kısımlarını elimine etmek ve beta tahminlerinin hassasiyetini artırmak için hisse senetleri portföyler şeklinde gruplandırılmıştır. Bu çalışmada, ASE için getiri ile beta ilişkisinin doğrusal olduğunu destekler nitelikte bulgular elde edilmiştir. Rhaiem vd. [10], Fransa için, farklı zaman dilimlerinde FVFM'nin değerlendirilmesine odaklandıkları çalışmalarında 2002-2005 yılları arasında CAC 40 Endeksi'ne kayıtlı 26 işletmenin günlük verilerini kullanmışlardır. Elde edilen bulgular, bir hisse senedinin getirisi ile betası arasındaki ilişkinin zaman ölçeği uzadıkça güçlendiği yönündedir. Bunun yanı sıra, FVFM'nin tahmin edilmesinde kısa dönemli süreçler yerine orta dönemli süreçler üzerinde uygulama yapılması durumunda daha anlamlı sonuçlara ulaşılacağı da ortaya konmuştur. Canegrati [11], Milano Menkul Kıymetler Borsası için FVFM'nin geçerliliğini araştırdığı çalışmada Ocak 1990-Şubat 2005 dönemi arasında aylık veriler kullanmıştır. Sharpe [12] ve Lintner [13] metodolojisini baz alarak yaptığı çalışmada elde ettiği sonuçlar, beklenen ek getirilerdeki değişime tamamıyla beta'nın neden olduğu ve varlıkların risk ölçümünde FVFM'nin geçerli bir model olduğunu desteklemektedir.

Finans literatüründe gelişmekte olan ülke borsaları için FVFM'nin test edilmesine yönelik çalışmalar mevcuttur. Sheu vd. [14], Tayvan için yapmış oldukları çalışmalarında Temmuz 1976-Haziran 1996 yılları arasında aylık veriler kullanarak beta, satışlar/fiyat oranı ve işlem hacmi değişkenleri ile getiri arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Elde ettikleri sonuçlara göre beta ile getiri arasında yükselen piyasa dönemlerinde pozitif, düşen piyasa dönemlerinde ise negatif yönlü bir ilişkinin varlığını belirlemişlerdir. Ayrıca elde ettikleri diğer bulgular satışlar/fiyat oranı ile işlem hacmi değişkenlerinin de getiriyi açıklamada güçlü faktörler olduğu yönündedir. Matteev [15], Bulgaristan için yaptığı çalışmasında, Sofya Menkul Kıymetler Borsası (BSE-Sofia)'daki Ocak 1998-Aralık 2002 döneminde işlem gören işletmelere ait ortalama getirilerdeki kesitsel değişkenliği açıklamada beta ve

diğer değişkenlerin (büyüklük, defter değeri/piyasa değeri, varlık değeri/piyasa değeri, varlık değeri/defter değeri ve fiyat) rolünü araştırmıştır. Defter değeri/piyasa değeri ve fiyat etkileri BSE için gözlemlenmezken; beta, büyüklük, piyasa ve defter değeri kaldıraçlarının değişkenliği açıklamada önemli rolleri olduğunu gösteren bulgulara ulaşmıştır. Elde ettiği sonuçlar, BSE’de işlem gören işletmelere ait ortalama getiriler ile beta katsayıları arasındaki ilişkinin doğrusal olduğu, büyüklük ile defter değeri/piyasa değeri etkilerinin istatistiki olarak anlamlı ve diğer piyasalardan farklılık gösterdiği yönündedir. Rahman vd. [16], Bangladeş için yapmış oldukları çalışmalarında 1999-2003 yılları arasında Bangladeş Menkul Kıymetler Borsası’nda beta, defter değeri/piyasa değeri ve işletme büyüklüğü bağımsız değişkenleri ile beklenen getiri arasındaki ilişkiyi Fama ve French Üç Faktör Modeli ile test etmişlerdir. Çalışma sonucunda elde edilen bulgular, hisse senedi getirisini etkileyen tek faktörün beta katsayısı olmadığı, beklenen getiriyi açıklamada defter değeri/piyasa değeri ile işletme büyüklüğü faktörlerinin de önemli değişkenler olduğu yönündedir. Ayrıca çalışmalarında Bangladeş Menkul Kıymetler Piyasası’nda işlem gören işletmelerin getirilerini açıklamada FVFM’nin geçerli bir model olduğu da ortaya konulmuştur. Febrian ve Herwany [17], Endonezya için yapmış oldukları bu çalışmalarında 1992-2007 yılları arasında aylık veriler kullanarak Cakarta Menkul Kıymetler Borsası’nda işlem gören işletmelere ait hisse senetlerinden oluşan portföylerin ek getirilerini açıklamada FVFM ve Arbitraj Fiyatlama Modeli (AFM)’nin geçerliliğini araştırmışlardır. Elde edilen bulgulara göre betanın portföylerin ek getirilerini açıklamada tek faktör olmadığı tespit edilmiştir.

Literatürde yapılan çalışmalar incelendiğinde Türkiye için FVFM’nin kullanıldığı çalışmalarda, Akdeniz vd. [18], İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB)’de işlem gören işletmelerin hisse senetlerine ilişkin getiri oranlarının FVFM ile test edildiği çalışmalarında Ocak 1992-Aralık 1998 dönemi için aylık veriler kullanmışlardır. Elde ettikleri sonuçlara göre, getiri ile piyasa değeri/defter değeri oranı arasında pozitif yönlü, getiri ile işletme büyüklüğü arasında ise negatif yönlü bir ilişkinin olduğu, ancak piyasaya ait beta değerinin getiri ile hiçbir ilişkisinin bulunmadığını tespit etmişlerdir. Karatepe vd. [19], 02.01.2000-27.05.2001 dönemi arasında günlük veriler kullanmışlardır. Çalışmalarında piyasa derinliğinin fazla olmadığı gelişmemiş piyasalarda statik FVFM’ne göre daha gerçekçi sonuçlar verebilen koşullu FVFM’nin, İMKB’de işlem gören İMKB-30 şirketlerinden oluşan portföy üzerindeki geçerliliğini araştırmışlardır. Elde ettikleri sonuçlara göre, beklenen getirileri öngörmede koşullu FVFM yöntemi statik FVFM yöntemine göre daha iyi sonuçlar vermiştir. Bununla birlikte çalışmalarında, statik FVFM yönteminin öngördüğü gibi hisse senetlerinin ve portföylerin beta katsayısı ile beklenen getirileri arasında pozitif doğrusal bir ilişkinin bulunmadığı, dolayısıyla yüksek sistematik riskin her zaman daha yüksek beklenen getiri olmadığı yönünde bulgular elde etmişlerdir. Tanık [20], İMKB Ulusal 100 Endeksi’nde işlem gören işletmelerin hisse senetlerinin beklenen getirilerinin varyansında betanın ne derece önemli olduğunun FVFM kullanarak test ettiği çalışmasında 1996-2005 dönemi arasında yıllık ortalama veriler kullanmıştır. Çalışmasının sonucunda elde ettiği bulgulara göre araştırma kapsamındaki işletmelerin hisse senetlerinin 1996-2005 yıllarını kapsayan zaman periyodunda elde ettikleri yıllık ortalama getirileri açıklamada FVFM’nin geçerli bir yöntem olduğunu tespit etmiştir. Temizkaya [21], İMKB’de işlem gören işletmelerin getiri ve risk ilişkisini FVFM ile test ettiği çalışmasında 1995-2004 yılları arasında aylık veriler kullanmıştır. FVFM’ni test etmek amacıyla Lintner [13]’in geliştirdiği iki aşamalı regresyon denklemini kullandığı çalışmasında modelin İMKB’de risk ile hisse senedi getirisi arasındaki ilişkiyi açıklamada yetersiz olduğunu göstermiştir. Gürsoy ve Rejepova [22], 1995-2004 dönemi arasında haftalık risk primleri ile beta arasındaki ilişkiyi araştırdıkları çalışmalarında FVFM’nin Türkiye’deki geçerliliğini regresyon analizi kullanarak test etmişlerdir. Fama ve MacBeth [2] yaklaşımıyla elde edilen araştırma sonuçlarında, oluşturulan portföylerin beta katsayıları ile gerçekleşen risk primleri arasında hiç bir anlamlı ilişkiye rastlamamışlar,

Pettengill [8] metodolojisi kullanarak elde ettikleri bulgular ile ise güçlü beta-risk primi ilişkisi tespit etmişlerdir.

3. Model ve Veriler

Çalışmada, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda (İMKB) işlem gören ve 1993-2007 yılları arasında süreklilik arz eden işletmeler ele alınmıştır. Finans işletmeleri ve holdingler çalışmada kapsam dışı tutulurken, iflas, birleşme veya herhangi bir nedenle İMKB kotasyonundan çıkarılan işletmeler de süreklilik kısıtını sağlayamadığından araştırmaya dahil edilmemiştir. Ampirik çalışmada 1993 yılının öncesine inilmesi, yatay kesit sayısında (işletme sayısında) azalmaya neden olduğundan 1993-2007 dönemi araştırma periyodu olarak tercih edilmiştir. Analizde, İMKB'de işlem gören ve 1993-2007 yılları arasında süreklilik arz eden 82 işletme ele alınmıştır.

İncelemede, işletmelere ilişkin veriler İMKB'nin resmi internet sitesinden elde edilen mali tablolar ve diğer verilerden, devlet tahvili ve hazine bonusu verileri ise Türkiye İstatistik Kurumu'ndan temin edilmiştir. İstatistiksel analizler EViews 6.0 ve Stata 10.1 paket programları yardımıyla gerçekleştirilmiştir.

3.1. FVFM'nin Kurulması

FVFM aşağıdaki denklemdeki gibi oluşturulmuş ve hisse senedi risk primi ile bağımsız değişken (piyasa risk primi) arasındaki ilişki panel veri analizi yöntemiyle irdelenmiştir.

$$HSRP_{i,t} = R_{i,t} - R_{f,i,t} = \alpha_0 + \beta_{i,t} PRP + u_{i,t}$$

Denklemden;

$$HSRP_{i,t} = R_{i,t} - R_{f,i,t} = \text{Hisse senedi risk primini}$$

$$PRP = R_m - R_f = \text{Piyasa risk primini}$$

$$\beta_{i,t} = \text{İlgili hisse senedinin betasını göstermektedir.}$$

Denklemden de anlaşılacağı üzere, hisse senetlerinin risk primleri ile piyasa risk primleri arasındaki ilişki panel veri modeli ile test edilmeye çalışılmıştır. Modeldeki katsayısının (piyasa risk priminin) anlamlı çıkmasının yanı sıra ilgili dönemdeki ortalama piyasa risk primine eşit olması, α_0 'ın sıfır veya istatistiksel olarak anlamsız çıkması FVFM'nin İMKB'de geçerli olduğunu gösterecektir.

Söz konusu araştırma modeli FVFM'nin İMKB'de geçerli olduğu hipotezi üzerine kurulmuştur. Bu hipotez doğrultusunda sıfır hipotezinin test edilmesi gerekmektedir. Test edilen sıfır hipotezi hisse senedi risk priminin piyasa risk priminin doğrusal bir fonksiyonu olup olmadığıdır. Bu durumda sıfır hipotezini ve alternatif hipotezi aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

H_0 : İMKB'de finansal varlık fiyatlama modelinden faydalanarak hisse senetleri için beklenen getiri değerlerini hesaplamak mümkündür.

H_1 : İMKB'de finansal varlık fiyatlama modelinden faydalanarak hisse senetleri için beklenen getiri değerleri hesaplanamaz.

Eğer yukarıda ifade edilen sıfır hipotezi reddediliyorsa, İMKB'de yatırımcıların hisse senedinden bekledikleri getiri oranını hesaplarlarken, finansal varlık fiyatlama modelini kullanamayacakları anlamına gelecektir.

3.2. Durağanlık Testi Sonuçları

Bütün zaman serileri analizinde olduğu gibi, hem zaman hem de yatay kesit analizini bir arada gerçekleştiren panel veri analizlerinde de değişkenler arasında sahte ilişkilere neden olunmaması için değişkenlerin durağan olması gerekmektedir.

Çalışmada panel birim kök testlerinden Levin, Lin ve Chu [23] testi ile ortak birim kök süreçleri araştırılırken, bunun yanı sıra her birim için (hisse senedi) Im, Pesaran ve Shin [24] testi ile birim kök süreci test edilmiştir. Birimlerden bağımsız serilerde durağanlık ise Genelleştirilmiş Dickey Fuller (ADF) [25] birim kök sınamaya yöntemi ile incelenmiştir. Levin, Lin ve Chu [23] testinde ortak birim kökün varlığına dair boş hipotez test edilmekte iken, Im, Pesaran ve Shin [24] testinde bireysel birim kökün varlığına dair boş hipotez test edilmektedir. Bunun yanı sıra, ADF testi ile seride panel birim kök varlığı test edilmiştir. Panel birim kök testi sonuçları Tablo 1’de gösterilmiştir.

Tablo 1 Panel Birim Kök Testi İstatistik Sonuçları

Yöntem	HSRP		Beta		Yatay Kesit	Gözlem Sayısı
	İstatistik	P-Değeri	İstatistik	P-Değeri		
Levin, Lin & Chu t* istatistiği	-37.608	0.0000	-21.498	0.0000	82	1114
Im, Pesaran and Shin W-istatistiği	-30.248	0.0000	-17.673	0.0000	82	1114
ADF – Fisher Ki-Kare	979.083	0.0000	605.000	0.0000	82	1114

Her üç testte de hipotezler aşağıdaki şekilde kurulmuştur:

H_0 : Seride genel bir birim kök vardır.

H_1 : Seride genel bir birim kök yoktur.

Panel birim kök testlerine ait analiz sonuçları incelendiğinde genel olarak testlerin, serilerde birim kökün olmadığına işaret ettiklerini görmekteyiz. Tablo 1’den görülebileceği gibi, hesaplanan p değerleri 0.05 kritik değerinden daha küçük olduğundan, serilerin birim kök içerdiğini ifade eden H_0 hipotezleri reddedilmiştir. Bu sonuçlardan görüldüğü üzere serilerde ortak birim kök süreci ve her birim için (hisse senedi) birim kök süreci bulunmadığı söylenebilir.

3.3. Panel Veri Yöntemi Seçimi (Hausman Testi)

Panel veri modelinin tahmininde havuzlanmış (pooled) regresyon sabit etkiler (fixed effects) ve rastsal etkiler (random effects) olmak üzere üç yaklaşım vardır. Eğer ihmal edilmiş sabit etkilerden ve rastsal etkilerden yatay kesit değişkenlerinin bağımsız olduğundan eminseniz pooled regresyonu kullanmak daha doğru sonuçlar üretecektir. Bunun için de öncelikle Breusch-Pagan (B-P) testinin yapılması gerekecektir [26].

B-P testi ile birim etkilerinin varyansının sıfır olması durumunda rastsal etkili modelin havuz modeline dönüşeceği boş hipotezi sınanmaktadır. Dolayısıyla hipotezler şu şekildedir.

H_0 : Havuz Modeli, $\sigma_u^2 = 0$

H_1 : Rastsal Etkiler Modeli, $\sigma_u^2 > 0$

Tablo 2 Breusch-Pagan Test İstatistikleri

$H_0: \text{Var}(u) = 0$
$\text{chi}^2(1) = 14.60$
$\text{Prob} > \text{chi}^2 = 0.0001$

Tablo 2'den de görüleceği gibi, kurulan modellerde LM>Ki kare istatistiği %5'den küçük olduğu için H_0 hipotezi reddedilirken, modelin havuzlanamayacağı sonucuna ulaşılmıştır.

Modelin OLS (pooled-havuzlanmış) regresyon ile tahmin edilemeyeceği kararını verdikten sonra, analizde rastsal etkiler mi yoksa sabit etkiler yaklaşımının mı kullanılacağı ile ilgili karar Hausman (1979,1981) testi sonuçlarına göre verilmiştir.

Hausman testinde hipotezler aşağıdaki şekilde kurulmaktadır.

H_0 : Rastsal etkiler mevcuttur.

H_1 : Rastsal etkiler yoktur.

Tablo 3 Hausman Testi İstatistik Sonuçları

İlişkili Rastsal Etkiler - Hausman Testi			
Kesit Veri ve Zaman Rastsal Etkiler Testi			
Test Özeti	Ki-Kare İstatistiği	Ki Kare-Serbestlik Derecesi	P-Değeri
Rastsal Kesit	0.358559	1	0.5493
Period random	0.128212	1	0.7203
Cross-section and period random	0.194514	1	0.6592

Hausman test istatistiklerinin sonucunda elde edilen %5'in altındaki bir olasılık değeri rastsal etkiler modelinin uygun olmayacağı, sabit etkiler modelinin tercih edilmesi gerektiğini göstermektedir. Tablo 3'den de görüldüğü üzere, yatay kesitler bazında ve zaman boyutunda rastsal etkiler gözlemlenmektedir. Bundan dolayı panel regresyon analizi iki yönlü rastsal etkiler yöntemi ile analiz edilecektir.

3.4. Otokorelasyon Testi

Bütün zaman serilerinde olduğu gibi panel veri analizlerinde de otokorelasyon önemli bir sorundur. Bilindiği üzere, regresyon analizlerinin temel varsayımlarından birisi farklı gözlemler için aynı hatalar arasında ilişkinin (korelasyon) olmamasıdır. Eğer hata terimleri birbirleri ile ilişkili ise bu durum otokorelasyon ya da serisel korelasyon olarak adlandırılır [27]. Panel regresyon analizlerine geçmeden önce veri setinde otokorelasyonun olup olmadığı Wooldridge [28] otokorelasyon testi ile araştırılmıştır.

Tablo 4 Otokorelasyon Testi Sonuçları

Wooldridge Testi	F-Değeri	Olasılık
	49.4570	0.0000

Tablo 4'deki Wooldridge [28] otokorelasyon test istatistiği sonucuna göre, modelde "otokorelasyon yoktur" şeklinde kurulan boş hipotez reddedilmiştir. Diğer bir deyişle, denklemlerdeki hata terimleri arasında otokorelasyon problemi gözlenmiştir.

Tablo 5 Greene Heteroskedasticity Testi Sonuçları

Greene Değişken Varyanslılık Testi:
chi2 (82) = 1084.87
Prob>chi2 = 0.0000

Modelde değişken varyanslılık probleminin gözlenip gözlenmediği ise Greene'nin testi ile sınanmış ve yapılan analizlerde değişken varyanslılık sorunu tespit edilmiştir. Eş varyanslılık üzerine kurulu sıfır hipotezi Tablo 5'de görüleceği üzere olasılık değeri %5'den düşük olduğundan reddedilmiş ve modelde değişken varyanslılığın bulunduğu gözlemlenmiştir.

Modeldeki otokorelasyon sorunu White'ın yatay kesit kovaryans katsayısı yöntemi (White's cross section coefficient covariance method) ile standart hataların düzeltilmesi yoluyla giderilmeye çalışılmıştır. Bu yöntem ile her bir yatay kesitteki farklı hata varyanslarının olduğu kadar aynı zamanda yatay kesitler arası korelasyon sorununa da bir çözüm getirecektir. Buna ek olarak, aynı boyuttaki değişken varyanslılığa izin vermek açısından yatay kesit ağırlıklı GLS (Generalized Least Squares) yöntemi de eşanlı olarak kullanılmıştır. Değişken varyanslılık sorunu çözmek amacıyla tercih edilen bu iki düzeltme Kyriazis ve Anastassis'in [29] çalışmalarından elde ettikleri bulgular paralelinde gerçekleştirilmiştir.

Tablo 6 Panel Regresyon İstatistik Sonuçları

Bağımlı Değişken: Risk Primi				
Yöntem: Panel EGLS (İki Yönlü Rastsal Etkiler)				
Dönem: 1993-2007				
Yatay Kesit (İşletme) Sayısı: 82				
Paneldeki Toplam Gözlem Sayısı: 1230				
White cross-section Standard errors & covariance (d.f. corrected)				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	P-Değeri
C	-0.027045	0.266707	-0.101405	0.9192
BETA	0.265908	0.080521	3.302342	0.0010
Weighted Statistics				
R-Kare	0.008803	Bağımlı Değ. Ortalaması		0.030450
Düzeltilmiş R-Kare	0.007995	Bağımlı Değ. Std. Sapması		1.328831
S.E. of regression	1.323508	Sum squared resid		2151.056
F-istatistiği	10.90547	Durbin-Watson istatistiği		2.210847
P-Değeri (F-istatistiği)	0.000986			

Tablo 6'de görüldüğü üzere, panel regresyon denkleminde, F testi, tahmin edilen denklemin istatistikî açıdan anlamlı olduğunu göstermektedir. Ayrıca, hisse senedi risk primini ifade eden denkleminde beta katsayısının istatistikî açıdan anlamlı çıkması ve katsayısının ilgili dönemdeki ortalama risk primine eşit olması ve tüm bunların yanı sıra α_0 'ın istatistikî olarak anlamsız çıkması %5 istatistiksel anlamlılık düzeyinde FVFM'nin İMKB'de geçerli olduğunu göstermektedir.

4. Sonuç

Finansal piyasalarda işlem gören menkul kıymetlerin performansları yatırımcıların piyasaya bakış açılarını ve gelecekle ilgili beklentilerini yakından ilgilendirmektedir. Zira yatırımcılar tasarruflarını minimum risk ile maksimum getiriye elde edecekleri yatırım fırsatlarını değerlendirmek istemektedirler. Ancak yatırım alternatifleri arasında verimli ve doğru bir seçim yapmak zordur. Bunun nedeni, risk ile getiri arasındaki ilişkinin ölçülmesinde karşılaşılan güçlüklerdir. Diğer bir yandan, araştırmacılar bu güçlüklerin

bertaraf edilebilmesi için birçok FVFM modelleri geliştirmişlerdir. Literatürde yer alan ampirik ve teorik çalışmalarda, varlıkların fiyatlandırılması konusunda yaygın olarak kullanılan FVFM'nin gelişmiş ve gelişmekte olan piyasalarda farklı sonuçlar ortaya çıkardığı gözlemlenmiştir. Bu nedenle birçok eleştirilere maruz kalan modelin gelişmekte olan bir piyasayı açıklama gücünün belirlenmesi önem kazanmaktadır.

Bu amaçla çalışmada oluşturulan denklem yardımı ile FVFM'nin İMKB Ulusal 100 Endeksi'nde işlem gören işletmelere ait hisse senetlerinin risk primleri ile bağımsız değişken (piyasa risk primi) arasındaki ilişki panel veri analizi yöntemiyle araştırılmıştır. Daha önce bu konuda yapılan çalışmaların sadece yatay kesit analizlerine dayanması modelin testinin geçerliliğini azaltmaktadır. Araştırmada bu yüzden, hem yatay kesit hem de zaman boyutunu dikkate alan panel veri analizi kullanılmıştır.

FVFM'nin İMKB'de geçerli olduğu hipotezi üzerine kurulan araştırma modelini takiben, ilk olarak panel birim kök testleri gerçekleştirilmiştir. Test sonuçları ile elde edilen p değerleri 0.05 kritik değerinden daha küçük olduğundan serilerin birim kök içermediği görülmüştür. Araştırmanın bir sonraki aşamasında kullanılacak panel veri modelinin tahmin edilebilmesi için Hausman testi yapılmıştır. Hausman testi sonucunda elde edilen bulgulara göre yatay kesitler ve zaman boyutunda rastsal etkiler gözlemlenmiştir. Bu nedenle, panel regresyon analizine iki yönlü rastsal etkiler yöntemi ile devam edilmiştir. Ancak panel regresyon analizine geçmeden önce veri setinde otokorelasyon sorunu olup olmadığı Wooldridge [28] testi ile araştırılmıştır. Yapılan otokorelasyon testi sonucunda denklemdaki hata terimleri arasında otokorelasyon problemi gözlemlendiğinden, çalışmada yapılan analizlerde değişken varyanslılık sorunu White'ın yatay kesit kovaryans katsayı yönteminin kullanılması standart hataların düzeltilmesi yoluyla giderilmeye çalışılmıştır. Araştırmanın son aşamasında risk primi panel regresyon analizi ile test edilmiştir.

FVFM'nin İMKB'de geçerli olduğu hipotezi üzerine kurulan araştırma modelinin test sonuçları istatistiki açıdan anlamlı çıkmıştır. Elde edilen bulgulara göre beta katsayısının (0.265958) istatistiki açıdan anlamlı çıkması ve beta katsayısının ilgili dönemdeki ortalama risk primine eşit olması özellikle ABD ve Avrupa ülkeleri üzerine yapılan çalışmalarla genellikle örtüşmekte ve FVFM'nin İMKB'de geçerli olduğunu göstermektedir.

Sonuç olarak bu çalışmayla, doğrusal regresyon yöntemleri yerine hem zamanın hem de yatay kesit serilerinin etkilerini göz önünde bulunduran panel veri regresyonun piyasa risk priminin ve menkul kıymetlerin getirilerinin tahmininde alternatif bir yaklaşım olarak kullanabileceği gösterilmiş ve aynı zamanda FVFM'nin İMKB'de ilgili dönemde geçerliliğini ortaya konmuştur.

Kaynakça

- [1] W.F. Sharpe, G.M. Cooper, Risk-Return Classes of New York Stock Exchange Common Stocks, 1931-1967. *Financial Analysts Journal*. 28, 46-54 (1972).
- [2] E.F. Fama, J. D. MacBeth, Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests. *The Journal of Political Economy*. 81, 607-636 (1973).
- [3] E. Vos, B. Pepper, The Size and Book to Market Effects in New Zealand. *The New Zealand Investment Analyst*. 18, 35-45 (1997).
- [4] D. Isakov, Is Beta Still Alive? Conclusive Evidence from the Swiss Stock Market. *The European Journal of Finance*. 5, 202-212 (1999).
- [5] J. Hodoshima, X. G. Gómez, M. Kunimura, Cross Sectional Regression Analysis of Return and Beta in Japan. *Journal of Economics and Business*. 52, 515-533 (2000).

- [6] N. Soufian, Empirical Content of Capital Asset Pricing Model (CAPM) and Arbitrage Pricing Theory (APT) Across Time. *Manchester Metropolitan University Business School Working Paper Series*. 10, (2001).
- [7] R. Elsas, E. Shaer, E. Theissen, Beta and Returns Revisited: Evidence from the German Stock Market. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*. 13, 1-18 (2003).
- [8] G.N. Pettengill, S. Sundaram, I. Mathur, The Conditional Relation between Beta and Returns. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 30, 101-116 (1995).
- [9] G. Michailidis, et.al., Testing the Capital Asset Pricing Model (CAPM): The Case of the Emerging Greek Securities Market. *International Research Journal of Finance and Economics*. 4, 78-91 (2006).
- [10] N. Rhaïem, S. B. Ammou, A. B. Mabrouk, Estimation of Capital Asset Pricing Model at Different Time Scales Application to French Stock Market. *The International Journal of Applied Economics and Finance*. 1, 79-87 (2007).
- [11] E. Canegrati, Testing the CAPM: Evidences from Italian Equity Markets. *Munich Personal RePEc Archive*, Working Paper No. 10407 (2008).
- [12] W.F. Sharpe, Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*. 19, 425-442 (1964).
- [13] J. Lintner, The Aggregation of Investors' Diverse Judgement and Preferences in Purely Competitive Markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 4, 346-382 (1965).
- [14] H.J. Sheu, S.Wu, K.P. Ku, Cross Sectional Relationships Between Stock Returns and Market Beta, Trading Volume, and Sales-To-Price in Taiwan. *International Review of Financial Analysis*. 7, 1-18 (1998).
- [15] M. Matteev, CAPM Anomalies and the Efficiency of Stock Markets in Transition: Evidence from Bulgaria. *South Eastern Europe Journal of Economics*. 2, 35-58 (2004).
- [16] M. Rahman, A. Baten, A.U. Alam, An Empirical Testing of Capital Asset Pricing Model in Bangladesh. *Journal of Applied Sciences*. 6, 662-667 (2006).
- [17] E. Febrian, A. Herwany, CAPM and APT Validation Test Before, During, and After Financial Crises in Emerging Market: Evidence from Indonesia. *The Second Singapore International Conference on Finance*, Singapore. 19 and 20 July 2007.
- [18] L. Akdeniz, A. Salih, K. Aydoğan, Cross Section of Expected Stock Returns in ISE. *Russian & East European Finance & Trade*. 36, 6-26 (2000).
- [19] Y. Karatepe, E. Karaaslan, F. Gökgöz, Koşullu CAPM ve İMKB'de Bir Uygulama. *İMKB Dergisi*. 6, 21-36 (2002).
- [20] M. Tanık, Finansal Varlıkların Fiyatlandırma Modeli ve İMKB'de Bir Uygulaması. Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Niğde Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2006.
- [21] Ü.B. Temizkaya, Finansal Varlıkların Fiyatlandırma Modeli ve İMKB Uygulaması. Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2006.
- [22] C.T. Gürsoy, G. Rejepova, Test of Capital Asset Pricing Model in Turkey. *Ankara Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*. 63, 43-64 (2007).

- [23] A. Levin, C.F. Lin, C.S.J. Chu, Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. *Journal of Econometrics*. 108, 1-24 (2002).
- [24] K.S. Im, M.H. Pesaran, Y. Shin, Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*. 115, 53-74 (2003).
- [25] D.A. Dickey, W.A. Fuller, Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*. 74, 427-431 (1979).
- [26] C. Brooks, *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press, New York, 2008.
- [27] W.H. Greene, *Econometric Analysis*. 5th Ed., Chapter 13. Pearson Education Inc, 2003.
- [28] J. Wooldridge, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press, Cambridge, 2002.
- [29] D. Kyriazis, C. Anastassis, The Validity of the Economic Value Added Approach: An Empirical Application. *European Financial Management*. 13, 71-100 (2007).
- [30] B. Yıldız, Hisse Senedi Getirilerine Etki Eden Yatırım Tercih Kriterleri ve FVFM'nin İMKB'de Panel Veri Analizi ile Test Edilmesi. Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Zonguldak Karaelmas Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2009.