

DEFTER DEĞERİ /PIYASA DEĞERİ ORANI, FİRMA BÜYÜKLÜĞÜ VE İKTİSADİ ŞOKLAR İLE HİSSE SENEDİ GETİRİLERİ ARASINDAKİ İLİŞKİ: BORSA İSTANBUL İÇİN ZAMANLARARASI VARLIK FİYATLAMA MODELİ ÖRNEĞİ

Arş. Gör. Dr. Emine KAYA
Ağrı İbrahim Çeçen Üniversitesi, İİBF, (ekaya@agri.edu.tr)

Prof. Dr. Bener GÜNGÖR
Atatürk Üniversitesi, İİBF, (bgungor@atauni.edu.tr)

ÖZET

Bu çalışmanın amacı, zamanlararası varlık fiyatlama modelinin Borsa İstanbul'da geçerliliğini 1993:3-2005:2 dönemi için belirlemektir. Bu kapsamda, defter değeri/piyasa değeri oranı, firma büyüklüğü ve Yeni Keynesyen Dinamik Stokastik Genel Denge modelinden elde edilen iktisadi şoklar ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişki panel veri analizi ile incelenmiştir. Çalışmada elde edilen bulgulara göre, modele dâhil edilen risk faktörlerinin (Ücret Mark-up Şokları hariç) hisse senedi getirilerini istatistiki olarak anlamlı bir şekilde etkilediği tespit edilmiştir. Bu bulgular ise, zamanlararası varlık fiyatlama modelinin 1993:3-2005:2 zaman aralığı için Borsa İstanbul'da geçerli olduğuna işaret etmektedir.

Anahtar Kelimeler: Hisse Senedi Getirileri, İktisadi Şoklar, Zamanlararası Varlık Fiyatlama Modeli.

THE RELATIONSHIP BETWEEN BOOK VALUE/MARKET VALUE RATE, FIRM SIZE AND ECONOMIC SHOCKS WITH STOCK RETURNS: THE SAMPLE OF INTERTEMPORAL ASSET PRICING MODEL FOR BORSA İSTANBUL

ABSTRACT

The purpose of this study is to determine validity of intertemporal asset pricing model in Borsa İstanbul for 1993:3-2005:2 time period. In this context, the relationship between book value/market value rate, firm size and economic shocks obtained form New Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium model and stock returns was investigated through panel data analysis. According to findings of the study, it was determined that risk factors included in the model (Except for Wage Mark-up Shocks) affect stock returns statistically significant. These findings show the validity of intertemporal asset pricing model on Borsa İstanbul for 1993:3-2005:2 time period.

Keywords: Stock Returns, Economic Shocks, Intertemporal Asset Pricing Model.

1. Giriş

Literatürde sermaye maliyetinin tahmin edilmesinde hangi varlık fiyatlama modelinin kullanılması gerektiği tartışma konusudur ve bu konu üzerinde fikir birliği sağlanamamıştır. Finansal varlık fiyatlama (FVF) modelinin değişen piyasa şartlarına karşı, beklenen getirileri açıklamada bir takım eksikliklere sahip olduğu bilinmektedir. FVF modeli, hisse senedi getirilerini açıklamak için modele piyasa riskinden başka hiçbir faktörü dâhil etmemektedir. Uygulamalı çalışmalarda ise, FVF modelinin hisse senedi getirilerini açıklamada başarılı bir model olmadığı dile getirilmiştir (Fama & French, 1993, 1995, 1996, 1998; Davis vd. 2000).

Fama (1970), tek dönemlik tercihleri yansıtan fırsatlarının değişimine karşılık yatırım tercihlerinin değişmesini içermeyen FVF modelinin yetersiz olduğunu belirtmiştir. Merton (1973), yatırım fırsatlarının değişimini içeren zamanlararası varlık fiyatlama (ZVF) modelini geliştirmiştir. Bu modele göre, piyasada beklenen getirilerin ve volatilitenin zamanla değişimi elbette ki piyasada görülen anomaliler üzerinde de etkisini gösterecektir. Ayrıca, beklenen getirilerinin yükselmesi, beklenen gelirin artmasına ve piyasa volatilitésinin düşmesine sebep olacak ve bu durumda yatırımcıları daha çok tüketim olgusuna sürükleyecektir (Chen, 2003: 7).

Yatırım fırsatlarının stokastik olmasından dolayı yatırımcılar, yatırım fırsatlarının gelecekteki değişme ihtimaline karşılık önlem almak için yatırım alternatiflerini değiştirmektedirler. Bu yüzden yatırım fırsatlarının değişimi varlıkların risk priminde değişime sebep olabilmektedir (Bali, 2008: 102). Aslında yatırım fırsatlarının stokastik değişimi portföy teoreminin ZVF modeli kuramları ile benzerlik göstermektedir ki, ZVF modeli beklenen getirileri etkileyen stokastik faktörler arasındaki kovaryans büyüklüğünün beklenen getirilerdeki belirsizliği nasıl etkilediğini açıklamaktadır. Denge fiyatlama modelleri bu şekilde, belirsizlik şartları altında fiyatın belirsizlik ile nasıl ilişkili olduğunu göstermektedir (Gaudet & Khadr, 1991: 442).

ZVF modeli, çok önemli işleyişe sahiptir. Tek dönemli ilişkileri yansıtan modellerden farklı olarak, ZVF modeli, dönemlerarası maksimizasyon içeriği ile sadece mevcut dönem getirilerini değil; aynı zamanda gelecekte gerçekleşecek olan getirileri de dikkate almaktadır. Cochrane (2005), beklenen getiri ve risk ilişkisinde yatay kesitsel dengeyi ZVF modelinde aşağıdaki gibi ifade etmektedir:

$$E_t(R_{i,t+1}) - R_{f,t} = \lambda Cov_t(R_{i,t+1}, R_{m,t+1}) + \lambda_z Cov_t(R_{i,t+1}, \Delta z_{t+1}) \quad (1)$$

Yukarıdaki eşitlik (1)'de R_i , i varlığının beklenen getirisi; R_f , risksiz faiz oranı; R_m , piyasa portföyünün getirisi; λ , riskin piyasa fiyatı; λ_z , riskin zamanlararası fiyatı; Δz , yatırım fırsatlarındaki değişimle ilgili belirsizlik hakkında bilgi veren durum değişkenler olarak adlandırılmaktadır. Formülde yer alan yatırım fırsatlarındaki değişim için gösterge değişkenler olan durum değişkenlerinin hangileri olduğuna ise tam olarak ZVF modelinde yer verilmemiştir. Maio & Santa-Clara'ya (2012) göre, durum değişkenlerinin, yatırım fırsatlarındaki değişimi açıklamasının yanında; riskin zamanlararası fiyatına da işaret etmesi gerekmektedir. Yine riskin piyasa fiyatı, riskten kaçınan yatırımcı açısından ve ekonomik açıdan rasyonel olmalıdır.

2. Literatür Çalışması

ZVF modeline ilişkin yapılan ampirik çalışmalara göz gezdirildiğinde, daha çok modelin gelişmiş ülke ekonomiler için uygulandığını görülmektedir. Gelişmekte olan ülkeler için ise, az sayıda çalışma mevcut olup, gelişmekte olan ülke sermaye piyasaları için uygulama boşluğu olduğu gözlemlenmektedir. Model yaygın bir şekilde ABD sermaye piyasaları için çalışılmıştır. Aşağıda ZVF modeli için literatürde yer alan ampirik çalışmalara değinilmiş ve bu çalışmalar özetlenmiş bir şekilde raporlanmıştır.

Shanken (1990), piyasa risk primi ve firma büyüklüğü risk faktörlerine ek olarak risksiz faiz oranı, risksiz faiz oranı volatilitesi değişkenleri ile çalıştığı ZVF modeli için ABD sermaye piyasaları üzerine regresyon analizi uygulamış ve yeni ZVF modelinin ABD için geçerli olduğunu ifade etmiştir. Ferson & Harvey (1999), Fama & French üç faktörlü varlık fiyatlama (ÜFVF) modeline S&P 500 endeks getirisi, bir ay vadeli hazine bonusu getirisi, bir ay vadeli ve üç ay vadeli hazine bonoları getiri farkı değişkenlerini ekleyerek ZVF modeli oluşturmuşlardır. Modelin ABD için geçerli olduğunu ve oluşturdukları değer ağırlıklı portföy getirilerini açıklamada kullanılan durum değişkenlerinin başarılı olduklarını iddia etmişlerdir. Perez-Quiros & Timmermann (2000), Fama & French'in firma büyüklüğü faktörüne faiz oranı değişkenini dâhil ederek ZVF modelini 1954-1997 dönemi için ABD ekonomisi üzerinde test etmiş ve modelin ilgili dönem için geçerli olduğunu belirtmişlerdir.

Gilchrist & Leahy (2002), para politikası şokları ve varlık fiyatları arasındaki ilişkinin varlığına dikkat çekmiştir. Yine Chen (2002), ZVF modelini GARCH modeli ile ABD için test etmiş ve modele piyasa risk primi, risksiz faiz oranı, defter değeri/piyasa değeri (D/P) oranı, momentum ve firma büyüklüğü etkilerini ölçmek için oluşturulmuş portföy getirilerini, kâr payı getirisi, vade ve temerrüt primleri değişkenlerini dâhil etmiştir. Yazar ZVF modelinin hisse senedi getirilerini açıklamada yetersiz olduğunu; ancak bu sonuçların zamanla değişebileceğini ifade etmiştir, ayrıca farklı değişkenlerle modelin tekrar çalışabileceği de yazarın bir diğer bulgusudur. Nitekim Brennan vd. (2003), yatırım fırsatlarındaki değişimi temsil etmesi amacıyla faiz oranlarını ve Sharpe rasyosunu durum değişkeni olarak kullanmışlar ve bu durum değişkenlerinin menkul varlık fiyatları ile ilişkisini çalışmışlardır. Yazarlar, Sharpe rasyosunun menkul varlık fiyatlarındaki değişimi faiz oranı değişkeninden daha iyi açıkladığını ifade etmişlerdir.

Chang vd. (2005), ABD, İngiltere, Almanya, Japonya ülkeleri üzerinde ZVF modelini Ocak 1980-Aralık 1997 dönemi için incelemişlerdir. Modelde piyasa risk primi, döviz kuru oranları, MSCI Barra dünya endeksi kâr payı getirisi, aylık ABD hazine bonusu faiz oranlarının Euro dolar kuru oranlarını aşan kısmını temsil eden değişkenler kullanılmıştır. Araştırma sonuçlarına göre, ZVF modelinin inceleme dönemine alınan ülkeler için geçerli olduğunu ve döviz kuru riskinin varlık fiyatları üzerinde dönemlerarası etkisinden dolayı önem arz ettiğini belirlenmiştir. Cho (2007), ZVF modelinin uygulamasını D/P oranı ve firma büyüklüğü etkilerini ölçmek için oluşturulmuş portföy getirilerini kullanarak gerçekleştirmiştir. Yazar, kullanılan risk faktörlerinin hisse senedi getirilerini açıklayabildiğini ifade etmiştir. Dolayısıyla ZVF modelinin uluslararası hisse senedi piyasaları için de uygulanabileceğini belirtmiştir. Bali (2008), HML (High Minus Low, D/P oranı yüksek hisse senetlerinin oluşan portföyün getirisi ile D/P oranı düşük hisse senetlerinden oluşan portföyün getirisi arasındaki fark) ve SMB

(Small Minus Big, piyasa değeri küçük hisse senetlerinden oluşan portföy getirisi ile piyasa değeri büyük hisse senetlerinden oluşan portföyün getirisi arasındaki fark) risk faktörlerini sektör ve alt sektörler için portföyler oluşturarak ZVF modelini ABD üzerinde araştırmış ve modelin hisse senedi getirilerini açıklamada başarılı olduğunu; hisse senedi getirilerini durum değişkenlerinin istatistiksel olarak anlamlı ve negatif, SMB risk faktörünün negatif ve istatistiksel olarak anlamlı, HML risk faktörünün ise istatistiksel olarak anlamsız şekilde etkilediği yazar tarafından tespit edilmiştir. Maio (2013a), iki faktörlü ZVF modelini 1923:12-2001:12 dönemi için ABD hisse senedi piyasaları üzerinde çalışmış ve değişik ampirik metotlar kullanmıştır. Yazar, modelin açıklayıcılığının farklı ampirik testlere duyarlı olduğunu ifade etmiştir. Ardından yazar, durum değişkeni olarak yine Yeni Keynesyen Dinamik Stokastik Genel Denge (YKDSGD) modelinden elde ettiği iktisadi şokları kullanarak 1980:Q4-2004:Q4 zaman aralığı için Bayesyen yaklaşımı ile ABD sermaye piyasaları için oluşturduğu ikinci ZVF modelinin de geçerli olduğunu savunmuştur.

Boons (2013), kâr payı getirisi, vade ve temerrüt primleri değişkenlerini Fama & French ÜFVF modeline ekleyerek oluşturduğu varlık fiyatlama modelini test etmiş ve kullandığı durum değişkenlerinin hisse senedi getirilerini açıklamada başarılı olduğunu belirtmiştir. Daha önce ZVF modeli üzerinde çalışan Cho (2013), getiri anomalileri incelemek amacıyla Fama & French ÜFVF modeli ile YKDSGD modelinden elde edilen iktisadi şokları bir araya getirerek ZVF modeli oluşturmuş ve modelin getiri anomalilerini açıklamada başarılı olduğunu ifade etmiş, ayrıca ZVF modelinin Fama & French ÜFVF modeline alternatif olarak kullanılabileceğini eklemiştir. Öte yandan Maio (2013b), ZVF modelini oluşturmak için tüketici fiyat endeksi ve risksiz faiz oranı değişkenlerini durum değişkeni olarak kullanmış ve ABD sermaye piyasaları için gerçekleştirdiği çalışmada ZVF modelinin geçerli olduğunu ifade etmiştir. Farhadi & Mousavi (2013) ise, ZVF modelinin İran sermaye piyasaları için geçerli olmadığını ve İran sermaye piyasaları için risk ve getiri ilişkisini açıklamada ZVF modelinin kullanılamayacağını belirtmişlerdir.

Malkhoozov & Temoni (2015), iktisadi şoklar ve hisse senedi piyasası ilişkisini araştırmış ve hisse senedi piyasasının literatürün aksine iktisadi şoklara yön verdiğini ifade etmiştir. Nitekim, Barbalau vd. (2015), bir yıl vadeli hazine bonusu faiz oranları, Fiyat/Kazanç (F/K) rasyosu gibi durum değişkenlerini Fama & French ÜFVF modeline dâhil ederek ZVF modeli oluşturmuşlar, Fama & Macbeth (1973) iki aşamalı regresyon analizini kullanarak ABD hisse senedi piyasası için ZVF modelini uygulamışlar ve modelin geçerli olduğu sonucuna varmışlardır.

Öte yandan Cooper & Maio (2016a), ZVF modelini piyasa getirisi, risksiz faiz oranı, D/P oranı ve firma büyüklüğü etkilerini ölçmek için oluşturulmuş portföy getirilerini ve özsermaye getiri oranı gibi özsermayeye ilişkin risk faktörlerini dahil ederek 1972:01-2012:12 zaman aralığında, ABD hisse senedi piyasaları için test etmişlerdir. Ancak durum değişkeni olarak kullanılan özsermaye risk faktörleriyle oluşturulmuş ZVF modelinin hisse senedi getirilerini açıklamada yetersiz olduğunu vurgulamışlardır. Yine Cooper & Maio (2016b), özsermayeye ilişkin risk faktörlerini dört faktörlü ve beş faktörlü varlık fiyatlama modeline dâhil ederek ZVF modeli uygulamışlar ve oluşturulan ZVF modelinde kullanılan durum değişkenlerinin geleceğe ilişkin makroekonomik aktiviteleri öngörmede başarılı olduğunu ifade etmişlerdir.

3. Veri Seti ve Yöntem

Bu çalışma, 1993:3-2005:2 dönemi için Borsa İstanbul'da işlem gören finansal olmayan firmaları kapsamaktadır. Finansal şirketlerin çalışmaya dâhil edilmemesinin nedeni, hisse senetleri ile portföy oluşturularak yapılan çalışmalarda, finansal sektörde işlem gören şirketlerinin karşılaştırılmasında sıkıntı teşkil etmesidir. İlgili dönemde, özkaynakları negatif olan firmalar inceleme dışında tutulmuştur (Fama & French, 1996: 55-83). Ayrıca, bilanço ve kapanış fiyatlarına ulaşamayan firmalar, ilgili yıl için örneklem kapsamına alınmamıştır. Bu kriterlere uymayan firma, kriterleri sağladığı yılda tekrar örnekleme dâhil edilmiştir. İflas eden firmaların çalışmaya dâhil edilmemesi, hayatta kalma yanlılığına sebep olmakta ve iflas durumunda olmayan güçlü firmaların getirilerini olduğundan yüksek göstermektedir. Dolayısıyla iflas eden firmalar çalışma kapsamına alınmış, hayatta kalma yanlılığına müsaade edilmemiştir. İflas eden firmaların dönem sonu getirileri ise, işlemin durdurulmasından sonra yılın kalan ayları için BIST 100 endeksi baz alınarak bir yıla tamamlanmıştır (Öztürkatalay, 2005: 119). Çalışmada işlem maliyetleri ve vergilerin olmadığı varsayılmıştır. Yukarıda belirtilen kısıtlardan ötürü her yıl inceleme kapsamına alınan şirket sayısı değişmiştir. Araştırmanın 1993-2005 yıllarını kapsamasının sebebi, çalışmada kullanılan makroekonomik veriler için Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) tarafından hesaplanan 1987 ve 1998 yılı olmak üzere iki temel yıl uygulamasının bulunması ve ilgili verilerin temel yıllara göre ölçüm yöntemlerinin değişmesidir. Bu çalışmada 1993-2005 zaman aralığında temin edilebilen veriler için 1987 yılı esas alınarak analizler gerçekleştirilmiştir. Yine zaman aralığının dar olması kısıtından ötürü, araştırma dönemleri için alt dönem örnekleme yapılamamıştır.

Bu çalışmanın amacı YKDSGD modelinden elde edilen risk faktörlerinin Fama & French ÜFVF modeline eklenerek oluşturulacak olan ZVF modelinin geçerliliğini test etmek ve ZVF modelinin varlık fiyatlama performansını ölçmektir. Çalışmada kullanılan veriler çeyrek dönemlik olarak uygulamaya dâhil edilmiştir. Hisse senedi ve endeks kapanış verileri ile mali tablo verileri Borsa İstanbul CD veri seti ve internet sitesinden elde edilmiştir. Enflasyon¹, gayri safi yurt içi hâsıla (GSYİH), özel kesim nihai tüketim harcamaları, özel kesim sabit yatırım harcamaları, imalat sanayide çalışılan saat endeksi, imalat sanayide brüt ücret-maaş endeksi verileri TÜİK web sayfasından (www.tuik.gov.tr), faiz oranı değişkeninin elde edildiği Hazine bonusu verileri, www.tcmb.gov.tr internet adresinden temin edilmiştir.

Uygulamada kullanılan ve de iktisadi şok hesaplamalarına kaynak teşkil eden sanayide çalışılan saat endeksi, enflasyon ve faiz oranları değişkenleri hariç, nominal makro değişkenler GSYİH deflatörü ile deflate edilerek, reel hale dönüştürülmüştür. İlk olarak ZVF modelinin uygulamasına esas teşkil eden durum değişkeni olarak kullanılacak olan iktisadi şokları hesaplamada dikkate alınan makro verilere² ilişkin zaman serileri Censüs X12 metodu ile mevsimsellikten arındırılmıştır. Değişkenlerin tamamı mevsimsellikten arındırıldıktan sonra, doğal logaritmik forma dönüştürülerek doğrusallaştırılmıştır. Son olarak değişkenlerin, faiz

1 GSYİH deflatörü $\frac{\text{Nominal GSYİH}}{\text{Reel GSYİH}}$ formülü ile hesaplanmıştır. Enflasyon verisinin oluşturulmasında GSYİH deflatöründeki değişim oranları kullanılmıştır.

2 DSGD modeli tahmininde kullanılan gözlem sayısının şok sayısından az olması veya hesaplanacak olan şok sayısının gözlem sayısından az olması durumunda, **Stokastik Tekillik** sorunu ortaya çıkmaktadır. Nitekim bu çalışmada, yedi şok inceleneceği üzere, yedi değişkene ait gözlem değerleri kullanıldığı için stokastik tekillik sorunu bulunmamaktadır.

oranları ve enflasyon serileri hariç (Belirtilen iki değişken zaten yüzdelik değerler aldıkları için, yüzdelik puan değişimleri alınmamıştır) yüzde puan değişimleri hesaplanmış³ ve ardından, elde edilen serilerin durağanlık özellikleri incelenmiştir. Değişkenler durağan oldukları seviyelere göre de Dinamik Stokastik Genel Denge (DSGD) modeline dâhil edilmişlerdir. İnceleme dönemleri için, makro değişkenlere ilişkin durağanlık analizleri tablolatırılmış şekilde EK 1'de yer almaktadır. Bu çalışmada iktisadi şokları hesaplamada Smets & Wouters (2007) tarafından geliştirilen DSGD modeli temel olarak alınmıştır. Bu model aracılığıyla verimlilik, risk primi, dışsal harcama, yatırım-teknoloji, para politikası, fiyat ve ücret mark-up şokları hesaplanmıştır.

Çalışmada kullanılan finansal oranlar, firmaların 31 Aralık 1992 ve 31 Aralık 2003 yılsonu mali tablo verilerinden hesaplanmıştır. Firma kazançlarının bilançolar ilan edilmeden önce yatırımcıya ulaşmış olması şeklinde varsayım ileri bakış yanlılığı (look ahead bias) durumunu ortaya çıkarmaktadır (Öztürkatalay, 2005: 118). İleri bakış yanlılığını önlemek için getiriler 1 Temmuz 1993 ve 30 Haziran 2005 dönemleri itibariyle hesaplanmıştır (Fama & French, 1993: 10). Nitekim, bu yöntemin uygulanması ile mali tablo verilerinin hisse senedi fiyatlarına yansımaya olanak tanınma durumu söz konusu olup, bilgilendirme etkisi bertaraf edilmektedir (Ünlü, 2011: 81). Getiriler için özsermaye hallerine göre düzeltilmiş hisse senedi ve endeks verileri kullanılmıştır⁴. Çalışmada reel getiriler kullanılacağı için getiriler, GSYİH deflatörü ile deflate edilerek reel hale dönüştürülmüştür. Endeks getirisi için BIST 100 endeksi kullanılmıştır. Risksiz faiz oranı olarak, gösterge niteliği taşıması ve işlem hacminin yoğunluğundan dolayı daha sağlıklı fiyat oluşumu sağlaması sebebiyle hazine bonusu yıllık bileşik referans faiz oranları üç aylık değerlere dönüştürülerek kullanılmıştır.

3.1 Araştırma Kapsamında Test Edilecek Olan Varlık Fiyatlama Modeline Dâhil Edilen Portföylerin Oluşturulması

Bu çalışmada Fama & French (1996) tarafından uygulanan portföy oluşturma yöntemine benzer yöntem uygulanmıştır. Literatürde yapılan çalışmalar incelenerek, hisse senedi getirileri üzerindeki etkileri belirlenmiş olan firma büyüklüğü ve D/P oranı faktörleri portföy oluşturma kriteri olarak esas alınmıştır. Portföylerin oluşturulmasında, firma büyüklüğünün ölçütü olarak piyasa değeri kullanılmıştır. Piyasa değeri, dolaşımdaki hisse senedi sayısı ile hisse senedi fiyatının çarpılması sonucu elde edilmiştir. D/P oranı ise, hisse başına defter değerinin hisse senedinin piyasa fiyatına bölünmesi ile bulunmuştur. Portföylerin oluşturulmasında ilk koşul, kullanılacak olan muhasebe verilerinin portföy oluşturma tarihinde açıklanmış olmasıdır. Çünkü 12 aylık bilançolar genellikle bir sonraki yılın altı aylık dönemi süresince tamamlanmaktadır (Canbaş vd., 2008: 7). Bu kapsamda, portföy oluşturmada normal faaliyet dönemi olan Ocak-Aralık dönemi kullanılmamıştır. Analizlerde 12 aylık tabloların kullanılması tercih edilmiştir. Bu tercihin sebebi, yıllık tabloların kullanılması ile mevsimsellik sorununun

3 DSGD modelleri ile çalışılırken, veriler ya Hodrick Prescott filtreleme yöntemi ile trendden ayrıştırılmakta ya da verilerin birinci dereeden farkları alınması ile filtrelenerek veriler modellerde kullanılmaktadır. Bu yöntemlerin dışında farklı trend ayrıştırma yöntemleri de yazında mevcuttur. Değişkenlerin birinci dereeden farklarını almak için ilk olarak -yüzde şeklinde ölçülen değişkenler hariç- değişkenler 100 ile çarpılıp yüzde puan değişimleri hesaplanır. Bu çalışmada Smets & Wouters (2007) takip edilerek, değişkenler 100 ile çarpılıp (yüzdelik olarak ifade edilenler hariç) yüzde puan değişimler hesaplanarak kullanılmıştır. Değişkenleri 100 ile çarpma ise şokların standart sapmalarının üzerindeki önsel dağılımların düzeltilmesini sağlayabilecektir.

4 Getiri hesabına temel teşkil eden formül: $R_t = \left(\frac{p_t}{p_{t-1}} - 1 \right)$ 'dir.

ortadan kaldırılabilceği savıdır. Portföyler, her t yılının Haziran ayı itibariyle oluşturulmuştur. Böylelikle, t-1 yılına ilişkin bilanço verileri ile t yılı Haziran ayı hisse senedi getirileri eşleştirilmiştir. Bu durumda bir firmanın hem t-1 yılının Aralık ayında hem de t yılının Haziran ve Aralık ayında işlem görüyor olması gerekmektedir.

Hisse senetlerinin, her bir t yılına ait olan piyasa değeri, ilgili yılın Haziran ayındaki piyasa değerlerinin hesaplanması suretiyle elde edilmiştir. Haziran ayı piyasa değerleri hesaplandıktan sonra, ilk aşamada her t yılının Haziran ayı itibariyle getiri verisi bulunan tüm hisse senetleri, ilgili şirketlerin piyasa değerlerine göre küçükten büyüğe doğru sıralanmıştır. İkinci aşamada, sıralamaya tabi tutulan hisse senetleri iki hisse senedi portföyüne dâhil edilmiştir. Bu ayrımın yapılmasında medyan değer esas alınmıştır. Piyasa değeri medyan değere eşit ve medyan değer altında olan hisse senetleri piyasa değeri küçük portföy grubuna dâhil edilmiş; piyasa değeri medyan değer üstünde olan hisse senetleri piyasa değeri büyük portföy grubuna dâhil edilmiştir. Daha sonra, her iki portföyün getirileri ile zaman serisi oluşturulmuştur. Portföy getirileri, portföyde yer alan hisse senetlerinin getirilerinin eşit-ağırlıklı ortalamalarının alınması ile hesaplanmıştır

Hisse senedi getirilerini önemli ölçüde etkilediği kabul edilen bir diğer faktör D/P oranı ise, t-1 yılı Aralık ayı defter değerinin t-1 yılı Aralık ayı piyasa değerine bölünmesi ile hesaplanmıştır. Bu şekilde D/P oranları hesaplandıktan sonra, D/P oranına göre oluşturulan portföylerin hesaplanması üç aşamada gerçekleştirilmiştir. Birinci aşamada, ilgili şirketlerin tüm hisse senetleri D/P oranına göre büyükten küçüğe doğru sıralanmıştır. Sonraki aşamada, sıralanan hisse senetleri; düşük (%30), orta (%40), yüksek (%30) olmak üzere üç adet portföy oluşturulmuştur. Son aşamada ise, her üç portföyün getirileri zaman serisine dönüştürülmüş ve portföy getirileri portföyde yer alan hisse senetlerinin getirilerinin eşit ağırlıklı ortalamalarının hesaplanması ile elde edilmiştir.

Bu çalışmada Fama & French (1996) ile paralel bir yöntem takip edilmiş ve firma büyüklüğü ile D/P oranı kriter olarak kullanılarak, altı adet kesişim portföyü oluşturulmuştur. Araştırma kapsamına alınan hisse senetlerinin risksiz faiz oranını aşan getirileri, modellerde bağımlı değişken olarak kullanılmıştır. Üç faktör modeli için oluşturulan firma büyüklüğü etkisi için iki (Küçük ve Büyük) adet, D/P oranı etkisi için (Düşük=%30, Orta=%40, Büyük=%30) üç tane portföyün kesişimi olan altı adet portföyü aşağıdaki şekilde ifade etmek mümkündür:

S/L: Piyasa değeri küçük, D/P oranı düşük hisse senetlerinin oluşturduğu portföyü,

S/M: Piyasa değeri küçük, D/P oranı orta büyüklükteki hisse senetlerinin oluşturduğu portföyü,

S/H: Piyasa değeri küçük, D/P oranı yüksek hisse senetlerinin oluşturduğu portföyü,

B/L: Piyasa değeri büyük, D/P oranı düşük hisse senetlerinin oluşturduğu portföyü,

B/M: Piyasa değeri büyük, D/P oranı orta büyüklükte hisse senetlerinin oluşturduğu portföyü,

B/H: Piyasa değeri büyük, D/P oranı yüksek hisse senetlerinin oluşturduğu portföyü temsil etmektedir.

Altı kesişim portföy getirilerinin hesaplanmasında eşit ağırlıklı hisse senedi getirileri kullanılmış, ilgili portföy getirileri her yıl t yılı Temmuz ayından t+1 yılı Haziran ayına kadar olan dönem için hesaplanmış ve portföyler t+1 yılı Haziran ayında yeniden oluşturulmuştur. Piyasa değeri ve D/P oranı etkisi için altı kesişim portföyü SMB ve HML risk faktörleri hesaplanması için kullanılmıştır.

3.2. Hisse Senedi Getirilerini Açıklamak İçin Varlık Fiyatlama Modellerinde Yer Alan Faktörlerin Hesaplanması ve Kurulan Varlık Fiyatlama Modelleri

Hisse senedi getirilerini açıklamak için, on tane risk faktörü belirlenmiştir. Bu faktörler verimlilik şokları, risk primi şokları, dışsal harcama şokları, yatırım-teknoloji şokları, para politikası şokları, fiyat mark-up şokları, ücret mark-up şokları, $(R_m)-R_f$, SMB, HML risk faktörleridir. Model kapsamında kullanılan risk faktörlerinin özetlenmiş şekilde anlatımı aşağıda yer almaktadır.

$E(R_m)-R_f$, piyasa primini ifade etmekte olup, piyasanın risksiz faiz oranı üzerindeki getirisine işaret etmektedir. SMB büyüklük primini göstermekte, HML değer primini ifade etmektedir. Belirtilen SMB ve HML faktörleri şu şekilde hesaplanmıştır:

$$\text{SMB: } ((S/L-B/L)+(S/M-B/M)+(S/H-B/H))/3$$

$$\text{HML: } ((S/H-S/L)+(B/H-B/L))/2$$

ZVF modelinin oluşturulması aşamasında ise, hisse senedi getirilerini etkileyen sistematik risk faktörü olarak modele dâhil edilen durum değişkeni niteliğinde olan iktisadi şokları hesaplamak için, Smets & Wouters (2007) modeli kullanılmıştır. Model çerçevesinde, verimlilik şokları, risk primi şokları, dışsal harcama şokları, yatırım-teknoloji şokları, para politikası şokları, fiyat mark-up şokları ve ücret mark-up şokları hesaplanmıştır.

ZVF modelinin uygulanabilmesi için öncelikle hisse senedi getirilerini açıklamada risk faktörü olarak modele dâhil edilen durum değişkeni statüsündeki gözlemlenemeyen; ancak iktisadi bir model ile belirlenebilen iktisadi şokların ölçülmesi gerekmektedir. ZVF modelinin uygulanması için belirlenen durum değişkenlerinin elde edildiği YKDSGD modeli iktisadi şokları içeren standart bir modeldir. Bu özelliklerinden dolayı, çalışmada YKDSGD model baz alınmıştır. Bu kapsamda Bayeşçi yaklaşımdan faydalanılmıştır. Bayeşçi yaklaşım uygulanırken, Markov Zinciri Monte Carlo metodu kullanılmıştır. Sonsal dağılımları yakınlaştırmak amacıyla ise, Metropolis-Hastings algoritmasından faydalanılmıştır. İktisadi şokların belirlenmesinin ardından ZVF modeli uygulaması gerçekleştirilmiştir. Bu bağlamda ise, aşırı getiriler ile iktisadi şoklar, $(R_m)-R_f$, SMB ve HML değişkenleri arasındaki ilişkiyi tespit etmek için panel veri analizi yöntemi kullanılmıştır. ZVF modelinin ampirik testleri için kullanılacak veriler Excelde düzenlenmiş olup, ilgili varlık fiyatlama modelinin uygulaması Eviews ve Stata programları kullanılarak gerçekleştirilmiştir.

4. Bulgular ve Yorum

Çalışmada YKDSGD modelinden elde edilen iktisadi şokların tahmin edilmesinde ve değerlendirilmesinde Smets & Wouters (2007) modeli temel alınarak, Bayeşçi tahmin tekniği

kullanılmıştır. Smets & Wouters⁵ (2007) modeli, YKDSGD yaklaşımı için prototip DSGD modeli olma özelliği taşımaktadır. Makro değişkenleri hisse senedi getirilerini açıklamada kullanan varlık fiyatlama modelleri, YKDSGD modelinden elde edilen iktisadi şokları hisse senedi piyasasında dışsal değişken olarak varsaymaktadır. Bu çalışmada da gözlemlenemeyen ancak, bir makroekonomik model ile ölçülebilen iktisadi şoklar hisse senedi getirileri için belirleyiciliği özelliği bulunan risk faktörleri olarak analizlere dâhil edilmiştir.

4.1. Yeni Keynesyen Dinamik Stokastik Genel Denge Modelinin Tahmini

Yeni Keynesyen Makroekonomik (YKME) model uygulamaları DSGD modelleri kapsamında gerçekleştirilmektedir. Bu çalışmada da ilk olarak parametre tahminleri bayesci yöntem ışığında yapılacaktır. Bayesci tahmin yöntemi önsel dağılımların belirlenmesi ile başlamaktadır. Parametrelerin önsel dağılımları tanımlanırken, DSGD modelleri için Bayesci tahmin literatüründe kullanılan ortak yöntem olarak tercih edilmiştir. Bu yöntemde [0,1) aralığında değer aldığı düşünülen parametrelerin beta dağılımı, pozitif ancak 1'in üzerinde de değer alma olasılığı bulunan parametrelerin gamma dağılımı, pozitif ya da negatif değer ama olasılığı olan (Sınırlı olmayan) parametrelerin normal dağılım, işaretli sınırlandırılmış parametrelerin ise ters-gamma (Inverse-Gamma) dağılımı izleyeceği varsayılmıştır (Öğünç & Sarıkaya, 2011: 19; Kazar, 2012: 98). Liner DSGD modelinin tahmininde Dynare-Matlab programı kullanılmış ve önsel dağılımların ortalamaları ve standart hataları belirlenirken ulusal ve uluslararası literatür incelenmiştir. İktisadi şoklar ilişkin parametre dağılımları EK 2'de özetlenmiştir. İnceleme dönemleri için hesaplanan iktisadi şokların seyri, EK 3'te yer almaktadır.

Bu araştırmada, oluşturulacak DSGD modeli için beş parametre kalibre edilmiştir. Kalibre edilen parametreler için Aşık (2013) ve Smets & Wouters (2007) takip edilmiştir. Aşık'ın (2013) çalışmasında ve ulusal literatürde yer almayan diğer parametreler Smets & Wouters'ın (2007) çalışmasından alınmıştır. Bu doğrultuda Aşık (2013) takip edilerek yıpranma oranı 0,025 şeklinde belirlenmiştir. Hükümet harcamaları ve net ihracat/GSYİH rasyosu 0,18 olarak belirlenmiştir. Diğer üç parametreden biri olan emek piyasası durağan durum mark-up'ı 1,5 değeri ile araştırmaya alınmış; nitekim emek ve mal piyasaları toplulaştırma (endeksleme) parametrelerinin her ikisinin de değeri 0,10 olarak kabul edilmiştir.

Calvo parametrelerinin (Ücret ve fiyat yapışkanlığı için parametreler) Alp & Elekdağ (2011) ile uyumlu olarak, yılda iki kez fiyat uyarlaması olacağını ifade edecek şekilde önsel ortalaması 0,5 ve standart sapması 0,10 olarak belirlenmiştir. Çünkü gelişmekte olan ülkelerde fiyat ve ücret değişimi, gelişmiş ülkelere nazaran daha sıklıkla yapılmaktadır. Bu durumun sebebi yüksek ve kronik enflasyon olabilmektedir. Tüketim alışkanlıklarının derecesi parametresi önsel ortalaması, Alp & Elekdağ (2011) ve Bari (2013) tarafından değeri 0,7 ve standart sapması 0,20 olarak belirlenmiştir. Bu çalışmada ise, tüketim alışkanlık derecesi parametresinin önsel ortalaması 0,7 ve standart sapması 0,10 olarak varsayılmıştır. Diğer taraftan emek arzı elastikiyeti Merola'nın (2014) çalışmasında belirttiği gibi önsel ortalaması 2 ve standart sapması 0,75 olarak alınmıştır. Dönemlerarası ikame elastikiyeti parametresinin ise, yine Smets & Wouters (2007) ile uyumlu olarak, önsel ortalaması 1,5 ve standart sapması

5 Detaylı bilgi için bakınız, Smets, F. & Wouters, R. (2007). Shocks and frictions in business cycles a Bayesian DSGE approach. *Working Paper Series, Series No: 722*.

0,375 olarak kabul edilmiştir. Merola (2014) ile benzer şekilde, yatırım için uyarlama maliyeti önsel ortalaması 4 ve standart sapması 1,55 olarak varsayılmıştır. Enflasyon ve çıktı açığı tepkisi için Taylor Kuralı parametreleri Çebi (2012) tarafından sırasıyla önsel ortalaması 1,5 ve 0,4; standart sapması 0,5 ve 0,20 olarak belirlenmiştir. Yüksel (2013) ise enflasyon ve çıktı açığının para politikası değişimine tepki parametrelerinin önsel ortalamalarını sırasıyla 1,40 ve 0,125 ve standart sapmaların her ikisini de 0,05 olarak varsaymıştır. Bu çalışmada, Bari (2013) ile paralel bir şekilde enflasyon ve çıktı açığı tepki parametreleri 1,5 ve 0,125 önsel ortalama ve 0,25 ve 0,05 standart sapma ile araştırma kapsamına alınmıştır. Bu şekilde faiz oranının çıktı açığı üzerindeki geribildirim değerinin 0,125 olarak alınmasıyla, Çebi (2012)'nin çalışmasında belirttiği gibi, faiz oranı değişikliğinin çıktı açığı üzerindeki etkisi hafifletilmeye çalışılmıştır.

Faiz oranlarında meydana gelen değişime karşı, kısa dönemde çıktı açığının tepki parametresi Yüksel (2013) ile uyumlu olarak önsel ortalaması 0,125 ve standart sapması 0,05 olarak alınmıştır. Merola (2014) incelenerek, politika faiz oranı parametresi için 0,75 önsel ortalama ve 0,10 standart sapma değerleri kullanılmıştır. Gali vd. (2012) ile benzer bir şekilde, trend büyüme oranı parametresinin önsel ortalaması 0,4 ve standart sapması 0,10 şeklinde varsayılmıştır. Yine durağan durum enflasyon oranı ve iskonto oranı sırasıyla Gali vd. (2012) temel alınarak önsel ortalamaları 0,62 ve 0,25 ve standart sapmaları her ikisinin de 0,10 olarak belirlenmiştir.

Yüksel (2013) çalışmasında, emek ve mal piyasalarında fiyatlama davranışı için geçmişe yönelik endeksleme parametrelerinin her ikisinin de önsel ortalamasını 0,5 ve standart sapmasını 0,10 şeklinde almıştır. Bu çalışmada ise Yüksel (2013) ile uyumlu bir şekilde, belirtilen parametrelerin önsel ortalamaları 0,5 ve standart sapmaları 0,15 olarak kabul edilmiştir. Merola (2014) takip edilerek, kapasite kullanım elastikiyeti 0,5 önsel ortalama ve 0,15 standart hata ile modele dâhil edilmiş ve üretimde sabit maliyetlerin payı 1,25 önsel ortalama ile araştırma kapsamına alınmış; ilgili parametrenin standart sapması 0,125 olarak belirlenmiştir. Diğer taraftan, sermayenin gelirden aldığı pay ve durağan durum işgücü büyüme oranı parametreleri Merola'nın (2014) çalışmasında kullandığı gibi sırasıyla 0,30 ve 0 önsel ortalama, 0,05 ve 2 standart sapma ile araştırma kapsamına dâhil edilmiştir. Dışsal harcamaların verimliliğe tepki parametresi ise, önsel ortalaması 0,5 ve standart sapması 0,25 olarak Gali vd.'den (2012) alınmıştır. Ters-gamma dağılımı izleyeceği varsayılan iktisadi şokların önsel ortalamaları 0,10 ve serbestlik derecesi üç olarak varsayılmıştır; nitekim serbestlik derecesinin üç olması parametrelerle ilgili önsel kısıtlamaların az olduğunu ifade etmektedir. Kalıcı şokların AR(1) parametrelerinin beta dağılımı izleyerek 0,5 önsel ortalamaya ve 0,20 standart sapmaya sahip olduğu varsayılmıştır. Benzer şekilde ücret ve fiyat mark-upları için MA parametrelerinin beta dağılımı izlediği ve 0,5 önsel ortalamaya ve 0,20 standart sapmaya sahip olduğu kabul edilmiştir.

Sonsal dağılımların hesaplanmasında Metropolis-Hastings algoritması kullanılmıştır. Metropolis-Hasting algoritması kapsamında, iki zincir ile 350.000 çekim yapılmıştır. Zincir başına ortalama kabul oranı yaklaşık %30'dur ve başlangıç koşullarından bağımsızlık sağlamak için çekimlerin %50'si yakılmıştır. Sonsal ortalamaların belirlenmesinde güven aralığı %90 olarak varsayılmıştır. Tablo 1 parametrelerin sonsal dağılımlarını vermektedir.

Tablo 1: Sonsal Dağılımlar

Sonsal Dağılımlar			
Parametre	Sonsal Ortalama	%10	%90
Fiyat Yapışkanlığı	0,9180	0,9147	0,9211
Ücret Yapışkanlığı	0,9475	0,9443	0,95
Tüketim Alışkanlık Derecesi	0,8341	0,8297	0,8383
Emek Arzı Elastikiyeti	2,0290	2,0178	2,0412
Dönemlerarası İkame Elastikiyeti	1,9573	1,9508	1,9640
Yatırım İçin Uyarılama Maliyeti	3,7457	3,7272	3,7678
Enflasyon Tepkisi İçin Taylor Kuralı	1,5136	1,4978	1,5264
Çıktı Açığı Tepkisi İçin Taylor Kuralı (Uzun Dönem)	0,002	0,001	0,0032
Çıktı Açığı Tepkisi İçin Taylor Kuralı (Kısa Dönem)	0,0018	0,001	0,0028
Politika Faiz Oranı	0,9678	0,9617	0,9738
Trend Büyüme Oranı	0,2026	0,1763	0,2197
Durağan Durum Enflasyon Oranı	0,4942	0,4768	0,5090
Durağan Durum İskonto Oranı	0,6856	0,6716	0,6977
Emek Piyasası Geçmişe Dönük Endeksleme	0,3127	0,3013	0,3248
Mal Piyasası Geçmişe Dönük Endeksleme	0,9879	0,9855	0,99
Kapasite Kullanım Elastikiyeti	0,0106	0,01	0,0114
Üretimde Sabit Maliyetlerin Payı	1,6303	1,6233	1,6366
Durağan Durum İş Gücü Büyüme Oranı	1,6397	1,6244	1,6544
Dışsal Harcamaların Verimliliğe Tepkisi	0,3075	0,2964	0,3220
Sermayenin Gelirden Aldığı Pay	0,5071	0,4735	0,5379
Verimlilik Şokunun Standart Sapması	2,9405	2,9224	2,9593
Risk Primi Şokunun Standart Sapması	2,2187	2,2117	2,2247
Dışsal Harcamalar Şokunun Standart Sapması	2,9996	2,999	3
Yatırım-Teknoloji Şokunun Standart Sapması	2,6439	2,6224	2,6691
Para Politikası Şokunun Standart Sapması	2,5037	2,4823	2,526
Fiyat Mark-up Şokunun Standart Sapması	2,3424	2,3212	2,3658
Ücret Mark-up Şokunun Standart Sapması	2,6289	2,6027	2,655
Verimlilik Şokunun AR Parametresi	0,9998	0,9996	0,9999
Risk Primi Şokunun AR Parametresi	0,6618	0,6298	0,7010
Dışsal Harcamalar Şokunun AR Parametresi	0,9653	0,9572	0,9741
Yatırım-Teknoloji Şokunun AR Parametresi	0,9959	0,9927	0,9995
Para Politikası Şokunun AR Parametresi	0,0114	0,01	0,0132
Fiyat Mark-up Şokunun AR Parametresi	0,9260	0,9096	0,9390
Ücret Mark-up Şokunun AR Parametresi	0,9979	0,9962	0,9997
Fiyat Mark-up Şokunun MA Parametresi	0,1875	0,1695	0,2135
Ücret Mark-up Şokunun MA Parametresi	0,1794	0,1626	0,2016

Tablo 1’de yer alan tahmin sonuçları incelendiğinde, model kapsamında yer alan parametrelerin sonsal dağılımlarının güven aralığının sıfırdan farklı değerler alması, güven aralığının iki pozitif veya iki negatif sayı arasında değer alması parametre değerlerinin istatistiksel anlamlılığına işaret etmektedir. Ayrıca, tahmin edilen sonsal dağılımların önsel dağılımlardan farklılaşması, verilerin parametre tahminlerine önemli bilgi sağladığını göstermektedir⁶. Fakat, parametrelere ilişkin önsel ve sonsal dağılımlar arasındaki aşırı farklar ise, ilgili parametreyi açıklamada verinin yeterli bilgi içermemesi şeklinde değerlendirilmektedir. Nitekim bu durum, şok parametrelerini kapsamamaktadır (Bari, 2013: 147). EK 4’te ise, 1992:2-2005:2 ve 2005:3-2014:2 analiz dönemleri için MCMC diagnostik sonuçları verilmiştir. EK 4’te yer alan grafiklere göre, birbirine yakınsayan ve durağan hale gelen kırmızı ve mavi çizgiler parametrenin tahmininin doğruluğuna işaret etmektedir. Bu çalışmada amaç, YKDSGD modelinden elde edilen iktisadi şokların risk faktörleri olarak Fama & French ÜFVF modeline dâhil edilmesiyle oluşan ZVF modelinin test edilmesi olduğundan, Yeni Keynesyen Makroekonomi (YKME) modelinin uygulaması neticesinde ortaya çıkan bulgulara ilişkin iktisadi yorumlara yer verilmemiştir.

4.2. Zamanlararası Varlık Fiyatlama için Ampirik Testler

Bu çalışmada, yıllara göre araştırma kapsamına alınan firma sayıları Tablo 2’de sunulmuştur. Araştırma Temmuz 1993-Haziran 2005 inceleme dönemini kapsamaktadır ve yaklaşık ortalama olarak 164 firma araştırma kapsamına alınmıştır.

Tablo 2: Araştırma Kapsamına Alınan Firmalar

Yıllar	Firma Sayısı
1993	98
1994	112
1995	132
1996	152
1997	168
1998	191
1999	175
2000	170
2001	180
2002	175
2003	184
2004	195
2005	205
Ortalama	164,38\cong 164

6 Sonsal ve önsel dağılımlar, modelde bazı parametreler için birbirlerine yakın değerler almıştır. DSGD modellerinde, bu tarz sonuçlar elde edilmesi muhtemeldir ve literatürde mevcuttur (Fragetta & Kirsanova, 2010: 869).

SMB ve HML risk faktörlerinin hesaplanmasına temel teşkil eden portföy getirilerinin Tablo 3'te 1993:3-2005:2 dönemine ilişkin tanımlayıcı istatistikleri sunulmuştur.

Tablo 3: Portföylerle İlgili Tanımlayıcı İstatistikler

Değişkenler	Ort.	Max.	Min.	Standart Sapma	Eğiklik	Basıklık	Jarque-Bera (Prob)
SL	0,23	1,47	0,04	0,30	3	11,78	226,52 (0,00)
SM	0,23	1,57	0,04	0,32	3,01	11,95	233,22 (0,00)
SH	0,24	1,55	0,05	0,32	3	11,67	221,89 (0,00)
BL	0,22	1,60	0,04	0,32	3,08	12,25	247,07 (0,00)
BM	0,21	1,56	0,03	0,31	3,07	12,28	247,74 (0,00)
BH	0,23	1,56	0,05	0,31	2,96	11,49	214,44 (0,00)

Tablo 3'e bakıldığında, 1993:3-2005:2 zaman aralığı için çalışmada oluşturulan SL, SM, SH, BL, BM, BH portföyleri için ortalama getiriler sırasıyla (%): 0,23; 0,23; 0,24; 0,22; 0,21; 0,23'tür. Bu sonuçlar, piyasa değeri küçük ve D/P oranı yüksek firmalara yatırım yapıldığında kazanç elde edilebileceğine işaret etmektedir. Portföylerin standart sapmalarına bakıldığında, birbirlerine yakın standart sapmaya sahip oldukları belirlenmiştir. En yüksek ortalama getiri, SH portföyünde elde edilmiştir. Piyasa değeri küçük firmalar portföyü (SL, SM, SH), piyasa değeri büyük firmalar portföyünden (BL, BM, BH) daha yüksek getiri sağlamıştır. Yüksek D/P oranına sahip firmaların oluşturduğu portföy (SH, BH), düşük D/P oranına sahip firmaların portföyünden (SL, BL) daha fazla getiri sağlamıştır. Bu bulgular literatürde yer alan sonuçlarla benzerlik göstermektedir.

Bu çalışmada ilk olarak kullanılan veri seti için analizlere başlamadan önce serilerin durağan olup olmadığına bakılmıştır. Çalışmada yaygın olarak kullanılan birinci nesil panel birim kök testlerinden Levin, Lin & Chu testi ile ortak birim kök süreci araştırılırken, bunun yanı sıra her birim için (Hisse senedi) Im, Peseran Shin testi ile birim kök süreci incelenmiştir. Birimlerden bağımsız seriler için durağanlık analizi ise, Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) birim kök testi ile araştırılmıştır. Levin, Lin & Chu testi ile ortak birim kök varlığına ilişkin boş hipotez test edilmiş; Im, Peseran & Shin testi ile de bireysel birim kök varlığı ve son olarak ADF testi kullanılarak panel birim kök varlığı araştırılmıştır. Tablo 4'te birinci nesil panel birim kök testlerine ilişkin sonuçlar yer almaktadır. Tablo 4'te yer alan iktisadi şoklara ilişkin isimlendirmelerde VS, verimlilik şoklarını; RPS, risk primi şoklarını; ES, dışsal harcama şoklarını; IS, yatırım-teknoloji şoklarını; MPS, para politikası şoklarını; PMPS, fiyat mark-up şoklarını; WMPS, ücret mark-up şoklarını ifade etmektedir.

Tablo 4: Değişkenlere İlişkin Birinci Nesil Panel Birim Kök Testi Sonuçları

	Levin, Lin & Chu*İstatistiği		Im, Peseran & Shin W-İstatistiği		ADF-Fisher Ki-Kare		
	İstatistik	Prob-Değeri	İstatistik	Prob-Değeri	İstatistik	Prob-Değeri	
$R_m - R_f$	-41,46	0,00	-24,12	0,00	1834,26	0,00	
$R_i - R_f$	-34,18	0,00	-27,16	0,00	1733,63	0,00	
SMB	-39,46	0,00	-51,63	0,00	3327,01	0,00	
HML	-24,8	0,00	-55,98	0,00	3668,93	0,00	
VS	Seviye	-27,99	1,00	-95,72	0,00	7135,4	0,00
	1. Fark	-41,92	0,00	-134,13	0,00	10672,2	0,00
RPS	Seviye	6892,63	1,00	-65,24	0,00	4519,7	0,00
	1. Fark	-1084,01	0,00	-1133,86	0,00	70062	0,00
ES	Seviye	80,11	1,00	-61,77	0,00	4162,57	0,00
	1. Fark	-92,72	0,00	-193,84	0,00	21076,6	0,00
IS	Seviye	4936,68	1,00	-84,29	0,00	6077	0,00
	1. Fark	-1019,44	0,00	-1070,54	0,00	70062	0,00
MPS	Seviye	3931,06	1,00	-63,71	0,00	4390,4	0,00
	1. Fark	-1020,92	0,00	-1070,54	0,00	70062	0,00
PMPS	Seviye	2588589	1,00	-29,94	0,00	1791	0,00
	1. Fark	-1688682	0,00	-1698831	0,00	70062	0,00
WMPS	Seviye	8325,1	1,00	-58,09	0,00	3922,94	0,00
	1. Fark	-13344,1	0,00	-13521,2	0,00	70062	0,00

Tablo 4'te yer alan panel birim kök testleri sonuçlarına göre, 1993:3-2005:2 analiz dönemi için $R_m - R_f$, $R_i - R_f$, SMB, HML ve R_f değişkenleri için hesaplanan prob değerleri %5 kritik değerinden daha küçük olduğu için değişkenlere ait serilerin birim kök içerdiğine dair H_0 hipotezi reddedilmiştir. Bu durumda, değişkenlerin birim kök içermediğine dair H_1 hipotezi kabul edilmiştir. İlgili değişkenlerin bu sonuçlardan görüldüğü üzere, serilerde ortak birim kök süreci ve her birim için (Hisse senedi) birim kök süreci olmadığı tespit edilmiştir. Ancak, iktisadi şoklara (VS, RPS, ES, IS, MPS, PMPS, WMPS) ilişkin durağanlık analizi sonuçlarına göre, hesaplanan prob değerleri %5 kritik değerinden büyük olduğu için serilerin birim kök içermediğine dair H_1 hipotezi reddedilmiş ve serilerin birim kök içerdiği yönündeki H_0 hipotezi kabul edilmiştir. Dolayısıyla iktisadi şoklara ilişkin seriler birinci mertebeden farkı alınarak durağan hale getirilmiştir. Birinci farkı alınan iktisadi şoklara ilişkin serilerin hesaplanan prob değerleri %5 kritik değerinden küçük olduğundan dolayı, hem ortak birim kök süreci için hem her birim için (Hisse senedi) durağan hale geldikleri belirlenmiştir.

Panel veri analizi uygulanırken önemli konulardan biri de yatay kesit bağımlılığının mevcut olup olmadığıdır. Bu sebepten ötürü, panel veri analizlerinde yatay kesit bağımlılığının test edilmesi gerekmektedir. Bu çalışmada yatay kesit bağımlılığını test etmek için $T > N$ olmasından dolayı (T: yatay kesit sayısı, N: Dönem) Peseran (2004) CD_{LM2} ve Breusch-Pagan CD_{LM1} testleri kullanılmıştır. Yatay kesit bağımlılığı test sonuçları 5'te yer almaktadır.

Tablo 5: Breusch-Pagan CD_{LM1} ve Peseran (2004) CD_{LM2} Testleri Sonuçları

Breusch-Pagan CD_{LM1} =862545	Prob-Değeri=0,00
Peseran (2004) CD_{LM2} =3115,01	Prob-Değeri=0,00

ZVF modeli için gerçekleştirilen ve Tablo 5'te yer alan Breusch-Pagan CD_{LM1} ve Peseran (2004) CD_{LM2} test sonuçlarına göre, yatay kesitlerin bağımsız olduğunu ifade eden H_0 hipotezi %5 önem seviyesinde reddedilmektedir. Panel veri seti için her iki modelde de yatay kesit bağımlılığının mevcut olduğu tespit edilmiştir. Bu sebepten ötürü, ikinci nesil birim kök testi olan Peseran birim kök testi uygulanmıştır. Peseran'ın, birimler arası korelasyonu ortadan kaldırmak için önerdiği yöntemde, ADF regresyonun gecikmeli yatay ortalamaları ile genişletilmiş halini kullanmaktadır ve bu regresyonun birinci farkı ile birimler arası korelasyonu ortadan kaldırmaktadır (Tatoğlu, 2012: 223). Tablo 6'da Peseran panel birim kök testi sonuçları yer almaktadır.

Tablo 6: Peseran Panel Birim Kök Testi

	Z(t-bar)	Prob-Değeri
$R_m - R_f$	-44,62	0,00
$R_i - R_f$	-15,95	0,00
SMB	-44,74	0,00
HML	-43,95	0,00
VS	-41,15	0,00
RPS	-47,42	0,00
ES	-43,92	0,00
IS	-39,85	0,00
MPS	-54,29	0,00
PMPS	-50,84	0,00
WMPS	-50,47	0,00

Tablo 6'da yer alan ikinci nesil birim kök testlerinden olan Peseran birim kök testi sonuçlarına göre, inceleme kapsamına alınan tüm değişkenlerin prob değeri %5 önem seviyesinden küçük olduğu için serilerde birim kök olduğunu ifade eden H_0 hipotezinin reddedildiği ve serilerin seviye değerlerinde durağan olduğuna işaret eden H_1 hipotezinin kabul edildiği görülmektedir.

Durağanlık analizi ve yatay kesit bağımlılığının test edilmesinin ardından, ZVF modeli uygulanmış ve aşağıda raporlanmıştır. Modelin uygulanması için ilk olarak modelin havuzlanıp havuzlanamayacağına karar vermeyi sağlayan Breusch-Pagan Çarpınları (LM) testi yürütülmüştür. Tablo 7’de Breusch-Pagan test istatistiği sonucu yer almaktadır.

Tablo 7: Breusch-Pagan Test İstatistikleri

Chi-square	Prob-Değeri
1006,73	0,00

Tablo 7’de görüldüğü üzere, kurulan modelde Chi-square test istatistiği prob değeri %5 kritik değerinden küçük olduğundan dolayı, birimler arasında anlamlı farklılıkların olduğu ve modelin havuzlanamadığı belirlenmiştir. Breusch-Pagan Çarpınları (LM) testinin ardından gerçekleştirilen YKDSGD model bazlı ZVF modeli Tablo 8’de yer almaktadır.

Tablo 8: YKDSGD Model Bazlı ZVF Modeline İlişkin Panel Regresyon İstatistik Sonuçları

Değişkenler	Sabit Etkili Model	
	Katsayı	Prob-Değeri
Bağımlı Değişken: $R_i - R_f$		
Sabit	0,12	0,36
$R_m - R_f$	0,38	0,00
HML	2,54	0,00
SMB	-1,5	0,00
VS	0,07	0,00
RPS	-0,03	0,00
ES	0,20	0,00
IS	0,14	0,00
MPS	-0,41	0,00
PMPS	0,07	0,00
WMPS	-0,40	0,1
F Testi	401,31	0,00
Adj. R²		0,57
Wooldridge Otokorelasyon Testi	1098,07	0,00
Wald Değişken Varyanslılık Testi	16929,35	0,00
Hausman Testi	5,82	0,00

*Tablo 8’de yer alan panel regresyon istatistik sonuçlarına göre, Hausman test istatistiği 0,05’in altında elde edilen prob değeri ile rassal etkiler modelinin uygun olmayacağı, sabit etkiler modelinin tercih edilmesi gerektiğine işaret etmektedir. Wooldridge otokorelasyon test istatistiği sonucuna göre ise, modelde otokorelasyon olmadığı yönündeki H_0 hipotezi reddedilmiş

ve denklemlerdeki hata terimleri arasında otokorelasyon problemi gözlemlenmiştir. Modelde değişken varyanslılık probleminin mevcut olup olmadığı Wald testi ile incelenmiş ve elde edilen sonuca göre, sabit varyansın olduğu H_0 hipotezi reddedilmiş ve değişken varyansın olduğu H_1 hipotezi kabul edilmiştir. Modeldeki otokorelasyon sorunu White'ın yatay kesit kovaryans katsayısı yöntemi (White's cross section coefficient covariance method) ile standart hataların düzeltilmesi yoluyla ortadan kaldırılmaya çalışılmıştır. Bu method her bir yatay kesitteki farklı hata varyansları sorununa olduğu gibi, aynı zamanda yatay kesitler arası korelasyon sorununa da çözüm sağlayacaktır. Bu düzeltmelere ek olarak, aynı boyuttaki değişken varyanslılığa izin vermeyi sağlamak için, yatay kesit ağırlıklı GLS (Generalized Least Squares) metodu da eşanlı olarak kullanılmıştır.

Tablo 8'de görüldüğü üzere, F testi ve prob değerleri tahmin edilen modelin istatistiki açıdan anlamlı olduğunu göstermektedir. Bunun yanı sıra, modelde sabit terimin prob değerinin istatistiki olarak anlamsız olması, modele ilişkin varlık fiyatlama hatasının olmadığını göstermektedir. Model incelendiğinde, piyasanın risksiz faiz oranını aşan getirisi olan $R_m - R_f$ 'nin hisse senedi getirilerini pozitif ve istatikselsel olarak anlamlı bir şekilde etkilediği görülmektedir. Diğer taraftan HML risk faktörünün pozitif ve SMB risk faktörünün negatif yönde hisse senedi getirilerini etkilediği belirlenmiştir. Piyasa risk primi olan $R_m - R_f$ 'nin pozitif yönlü katsayısının olması, piyasa risk primi arttıkça hisse senedi getirilerinin de artacağına göstergesidir. HML faktörünün pozitif yönlü katsayıya sahip olması, HML risk faktörü arttıkça hisse senedi getirilerinin de artacağı yönünde bir kanıya işaret etmektedir. Yine SMB risk faktörünün negatif yönlü katsayıya sahip olması ise, SMB risk faktörünün değeri arttıkça hisse senedi getirilerinin azalacağı sonucunun göstergesidir.

Diğer taraftan gözlemlenemeyen; ancak bir makroekonomik model ile belirlenebilen değişkenlerden verimlilik şokları hisse senedi getirilerini istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönde, risk primi şokları hisse senedi getirilerini istatikselsel olarak anlamlı ve negatif yönde etkilemiştir. Dışsal harcama şokları hisse senedi getirilerini istatikselsel olarak anlamlı ve pozitif yönde ve yatırım-teknoloji şokları hisse senedi getirilerini istatikselsel olarak anlamlı ve pozitif yönde etkilemiştir. Para politikası şokları hisse senedi getirilerini istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönde, fiyat mark-up şokları hisse senedi getirilerini istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönde ve son olarak ücret mark-up şokları ise negatif yönde ve istatikselsel olarak anlamsız şekilde etkilemiştir. Bağımsız değişkenler SMB, HML ve $R_m - R_f$ 'nin ve de araştırma kapsamına alınan iktisadi şokların (Ücret mark-up şokları hariç) katsayılarının istatistiki açıdan anlamlı olması model kapsamına alınan bağımsız değişkenlerin hisse senedi getirilerini açıklamada başarılı olduğunun göstergesidir. Bu sonuçlar ise, YKDSGD model bazlı ZVF modelinin Borsa İstanbul'da 1993:3-2005:2 analiz dönemi için geçerli olduğunu göstermektedir.

5. Sonuç

Bu çalışmanın temel amacı ZVF modelinin geçerliliğinin Borsa İstanbul için araştırılmasıdır. çalışmada elde edilen bulgulara göre, çok faktörlü varlık fiyatlama modellerinden ZVF modelinin 1993:3-2005:2 analiz dönemi için Borsa İstanbul'da geçerli olduğu belirlenmiştir ve analiz kapsamına alınan risk faktörlerinin hisse senedi getirilerini açıklamada başarılı olduğu tespit edilmiştir. Modelde yer alan SMB risk faktörünün negatif yönlü katsayıya sahip olması, düşük piyasa değerine sahip firmaların yüksek getiri elde ettiğinin

göstergesidir. Bu durum Fama & French'in (1993, 1996) piyasa değeri küçük firmalardan oluşan portföyün getirisinin, piyasa değeri büyük firmaların oluşturduğu portföyün getirisinden daha yüksek olduğu kanısını destekler niteliktedir. Öte yandan, yine Fama & French (1993, 1996), D/P oranı ile hisse senedi getirileri arasında pozitif ilişki olduğunu ifade etmişlerdir. Çalışmada HML risk faktörünün katsayısının pozitif yönlü olması Fama & French (1993, 1996), bulgularıyla tutarlılık arz etmektedir. Bu durumda, 1993:3-2005:2 analiz dönemi için Borsa İstanbul'da işlem gören D/P değeri yüksek firmaların daha yüksek getiri elde ettiği tespit edilmiştir. Sonuç olarak analiz dönemi kapsamında, piyasa değeri küçük ve D/P değeri yüksek firmaların, piyasa değeri büyük ve D/P değeri düşük firmalara göre daha yüksek getiri elde ettiği belirlenmiştir.

ZVF modelinde yer alan, gözlemlenemeyen ancak; bir makroekonomik model ile tahmin edilebilen şoklardan biri olan verimlilik şokları, firma karlılığını artırarak firma değerinin yükselmesini sağlamakta ve verimlilik şokları ile hisse değeri arasında pozitif ilişki olduğu varsayılmaktadır. Çalışmada elde ettiğimiz hisse senedi ve verimlilik şokları arasındaki pozitif ilişkinin olduğu yönündeki sonuçlar, hem Bock (2007) ve Belo (2010) ile hem de literatürde yer alan pozitif ilişki beklentisi ile tutarlılık arz etmektedir. Öte yandan para politikası şokları ve hisse senedi getirileri arasında negatif yönlü ilişki araştırma sonuçlarında elde edilmiş olup, Cho'nun (2013) bulguları ile benzerlik göstermektedir. Çünkü sıkı para politikası uygulanması durumunda faiz oranları yükselecek ve bu durum yatırım fırsatlarında negatif değişime sebep olabilecektir. Çalışmada yatırım-özel teknoloji şokları ile hisse senedi getirileri arasındaki pozitif ilişki olduğu bulgusu, Garlappi & Song'un (2016) çalışmalarında elde ettikleri sonuçlar ile de uyumluluk arz etmektedir. Yine çalışmada elde edilen hisse senedi getirileri ve fiyat mark-up şokları arasındaki ilişki pozitif yönlü olup, Paetz & Gupta'nın (2014) sonuçları ile örtüşmektedir. ZVF model kapsamında elde edilen fiyat mark-up şokları ve hisse senedi getirisi arasındaki pozitif ilişki için bakılacak olursa, bu sonuç teorik beklentilerle uyumludur. Çünkü yatırımcılar, enflasyon oranından daha yüksek bir reel getiri sağlamaya çalışmaktadırlar. Bu durum ise, hisse senedi fiyatlarında meydana gelen artışların enflasyon oranı artışlarından daha yüksek olması ile mümkün olmaktadır. Risk primi şokları ve hisse senedi getirileri ilişkisinde ilgili dönem için literatürle uyumlu bir şekilde negatif yönlü bir ilişki mevcut olup, Baumeister vd.'nin (2008) bulguları ile uyumluluk arz etmektedir. Modelden elde edilen dışsal harcama şokları ve hisse senedi getirileri arasındaki pozitif ilişki ise Dissanayake (2016) tarafından gerçekleştirilen çalışma sonuçları ile paralellik arz etmektedir. Çünkü dışsal harcamaların artması refah seviyesini yükseltebilirken, bu durum firmaların kârlılığını artırabilmektedir. ZVF model sonuçları, belirlilik (Adj. R²) katsayısının 1993:3-2005:2 analiz dönemi için 0,57 değerini aldığına işaret etmektedir. R² değerinin aldığı bu değer sistematik olmayan riskin varlığına işaret etmektedir. Çünkü ZVF model kapsamına alınan risk unsurları ile açıklanabilen kısım sistematik risk iken, sistematik risk faktörleri ile açıklanamayan kısım sistematik olmayan risktir.

Nitekim Borsa İstanbul'da işlem gören şirketlerin çeşitli özellikleri değerlendirilerek oluşturulacak yatırım stratejileri ile aşırı getiri elde edilebileceği tespit edilmiştir. ZVF modeli, bu çalışmada durum değişken olarak iktisadi şokların varsayıldığı versiyonu ile çalışılmış ve uygulaması gerçekleştirilmiştir. ZVF modelinin, farklı durum değişken kullanılarak oluşturulduğu değişik versiyonları literatürde bulunmaktadır. Daha sonra

yapılacak olan çalışmalarda, firma karakteristikleri, vade ve temerrüt primleri, kâr payı getirisi gibi farklı durum değişkenleri ile farklı bir ZVF modeli versiyonunun tekrar Borsa İstanbul için test edilmesiyle, ZVF ve Fama & French ÜFVF modelleri ile ilgili olarak bu çalışmada yer almayan diğer getiri anomalilerinden momentum, likidite, tahakkuk gibi risk faktörlerinin inceleme kapsamına alınmasıyla, Borsa İstanbul için farklı ekonometrik ve istatistiksel yöntemlerden yararlanılmasıyla, ZVF modeli için Borsa İstanbul'un diğer sermaye piyasaları ile entegrasyonun ölçülerek modeller bağlamında gelişmiş ve gelişmekte olan ülke karşılaştırmalarının yapılmasıyla sağlanacak farklı bulguların sermaye piyasalarımıza yararlı olabileceği düşünülmektedir.

Kaynakça

- Akay, H. K., & Nergetcekenler, M. (2009). Para politikası şokları hisse senedi fiyatlarını etkiler mi? Türkiye örneği. *Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, XXVII(II), 129-152.
- Alp, H., & Elekdağ, S. (2011). The role of monetary policy in Turkey during the global financial crisis. *IMF Working Paper*.
- Aşık, B. (2014, Temmuz). *Yapısal şokların Türkiye ekonomisi üzerine etkileri*. International Conference on Eurasian Economies, Makedonya.
- Baek, S., & Bilson, J. (2015). Size and value risk in financial firms. *Journal of Banking & Finance*, 55, 295-326.
- Bali, T. G. (2008). The intertemporal relation between expected returns and risk. *Journal of Financial Economics*, 97, 101-131.
- Barbalau, A., Robotti, C., & Shanken, J. (2015). Testing inequality restrictions in multifactor asset pricing models. *Working Paper*.
- Bari, B. (2013). *Yeni Keynesyen modelde optimum para politikası: Türkiye için dinamik stokastik genel denge modeli tahmini* (Doktora Tezi). Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Eskişehir.
- Belo, F. (2010). Production-based measures of risk for asset pricing. *Journal of Monetary Economics*, 57, 146-163.
- Bernanke, B. S., & Kuttner, K. (2005). What explains the stock market's reaction to federal reserve policy?. *The Journal of Finance*, LX(3), 1221-1257.
- Boons, M. (2013). State variables, macroeconomic activity and the cross-section of individual stocks. *Netspar Discussion Paper No: 12*.
- Brennan, M., Wang, A., & Xia, Y. (2004). Estimation and test of a simple model of intertemporal capital asset pricing. *The Journal of Finance*, 59, 1743-1775.
- Brennan, M. J., & Xia, Y. (2003). Risk and valuation under an intertemporal capital asset pricing model. *Rodney L. White Center for Financial Research Working Paper, Working Paper No: 09-03*.
- Canbaş, S., Kandır, S., & Erişmiş, A. (2008). İMKB şirketlerinde büyüklük ve defter değeri/piyasa değeri oranının hisse senedi getirilerine etkisinin analizi. *İMKB Dergisi*, 10 (39), 1-18.

- Chang, J., Errunza, R. V., Hogan, K., & Hung, M.-W. (2005). An intertemporal international asset pricing model: Theory and empirical evidence. *European Financial Management*, 11 (2), 173–194.
- Chen, J. (2003). Intertemporal CAPM and the cross-section of stock returns. *Working Paper*.
- Chen, J. (2002). Intertemporal CAPM. *Working Paper*.
- Chen, L., Novy-Marx, R., & Zhang, L. (2010). An alternative three-factor model. *University of Rochester Unpublished Working Paper*.
- Cho, S. (2013). New return anomalies and New-Keynesian ICAPM. *International Review of Financial Analysis*, 29, 87–106.
- Cho, S. (2007). *Stock returns and New-Keynesian factors*. (Doctoral Dissertation). Columbia University, Columbia.
- Cochrane, J. H. (2005). *Asset pricing*. New Jersey: Princeton University Press.
- Cooper, I., & Maio, P. (2016). Equity risk factors and the intertemporal CAPM. *BEROC Conference*.
- Cooper, I., & Maio, P. (2016). Equity risk factors and the intertemporal CAPM. *SSRN Working Paper*.
- Çebi, C. (2012). The interaction between monetary and fiscal policies in Turkey: An estimated New Keynesian DSGE Model. *Economic Modelling*, 29, 1258–1267.
- Davis, J. L., French, E., & French, K. (2000). Characteristics, covariances, and average return 1929 to 1997. *Journal of Finance*, 55 (1), 389-406.
- Dissanayake, R. (2016). Government spending shocks and asset prices. *SSRN Papers, Papers No: 2667871*.
- Dissanayake, R., Watanabe, A., & Watanabe, M. (2015). Investment shocks and asset prices: International evidence. *Working Paper*.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, 25 (2), 383-417.
- Fama, E. F., & French, K. (1998). Value versus growth: The international evidence. *Journal of Finance*, 53 (6), 1975-1999.
- Fama, E. F., & French, K. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *Journal of Finance*, 51 (1), 55-84.
- Fama, E. F., & French, K. (1995). Size and book-to-market factors in earnings and returns. *The Journal of Finance*, L (1), 131-155.
- Fama, E. F., & French, K. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.
- Fama, E. F., & Macbeth, J. (1973). Risk, return, and equilibrium: empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81 (3), 607-636.
- Farhadi, R., & Mousavi, S. M. (2013). Inter-temporal relationship between risk and return: Evidence from Tehran Securities Exchange (TSE). *International Research Journal of Applied and Basic Sciences*, 4 (6), 1366-1369.

- Ferson, W. E., & Harvey, C. (1999). Conditioning variables and cross-section of stock returns. *The Journal of Finance*, LIV (4), 1325-1360.
- Florackis, C., Kontonikias, A., & Kostakis, A. (2014). Stock market liquidity and macro-liquidity shocks: Evidence from the 2007–2009 financial crisis. *Journal of International Money and Finance*, 44, 97–117.
- Fragetta, M., & Kirsanova, T. (2010). Strategic Monetary and fiscal policy interactions: An empirical investigation. *European Economic Review*, 54 (7), 855–879.
- Galí, J., Smets, F., & Wouters, R. (2012). Unemployment in an estimated New Keynesian model. *National Bank of Poland Working Paper, Paper No: 106*.
- Garlappi, L., & Song, Z. (2016). Can investment shocks explain the cross-section of equity returns?. *Management Science, Forthcoming*.
- Gaudet, G., & Khadr, A. (1991). University the evolution of natural resource prices under stochastic investment opportunities: an intertemporal asset-pricing approach. *International Economic Review*, 30 (2), 441-455.
- Gilchrist, S., & Leahy, J. (2002). Monetary policy and asset prices. *Journal of Monetary Economics*, 49, 75-97.
- Gregoriou, A., Kontonikias, A., & MacDonald, R. (2009). Monetary policy shocks and stock returns: Evidence from the British market. *Financ. Mark. Portf. Manag.*, 23, 401–410.
- Guo, H., & Savickas, R. (2003). On the cross section of conditionally expected stock returns. *Working Paper Series, No: 2003-043A*.
- Kazar, A. (2012). *Merkez bankası ve parasal şokların etkileri*. Adana: Nobel Kitap Evi.
- Li, E. X., Li, H., & Yu, C. (2013). Macroeconomic risks and asset pricing: Evidence from a dynamic stochastic general equilibrium model. *Working Paper*.
- Maio, P. (2013). Return decomposition and the intertemporal CAPM. *Journal of Banking & Finance*, 37, 4958–4972.
- Maio, P. (2013). Intertemporal CAPM with conditioning variables. *Management Science*, 59 (1), 22–141.
- Maio, P., & Philip, D. (2013). Macro factors and the cross-section of stock returns. *Hanken School of Economics Working Paper*.
- Maio, P., & Santa-Clara, P. (2012). Multifactor models and their consistency with the ICAPM. *Journal of Financial Economics*, 106, 586–613.
- Malkhozov, A., & Tamoni, A. (2015). News shocks and asset prices. *SRC Discussion Paper No: 34*.
- Merola, R. (2014). The role of financial frictions during the crises: An estimated DSGE model. *Dynare Working Papers Series, Series No: 33*.
- Merton, R. C. (1973). An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica*, 41 (5), 867-887.
- Öğünç, F., & Sarıkaya, Ç. (2011). Görünmez ama hissedilmez değil: Türkiye’de çıktı açığı. *Central Bank Review*, 11, 15-28.

- Öztürkatalay, M. V. (2005). *Hisse senedi piyasalarında görülen kesitsel anomaliler ve İMKB'ye yönelik bir araştırma*. İstanbul: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası.
- Paetz, M., & Gupta, R. (2014). Stock price dynamics and the business cycle in an estimated DSGE model for south Africa. *WiSo-HH Working Paper Series, Series No: 18*.
- Perez-Quiros, G., & Timmermann, A. (2000). Firm size and cyclical variations in stock returns. *The Journal of Finance, LV(3)*, 1229-1262.
- Shanken, J. (1990). Intertemporal asset pricing an empirical investigation. *Journal of Econometrics, 45*, 99-120.
- Smets, F., & Wouters, R. (2007). Shocks and frictions in us business cycles a Bayesian DSGE approach. *Working Paper Series, Series No: 722*.
- Tatoğlu, F. Y. (2012). *İleri panel veri analizi Stata uygulamalı*. İstanbul: Beta Basım A.Ş.
- Ünlü, U. (2011). *Kesitsel anomaliler, momentum ve çok faktörlü varlık fiyatlama modelleri: İMKB örneği*. (Doktora Tezi). Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Kayseri,
- Yüksel, C. (2013). Role of investment shocks in explaining business cycles in Turkey. *Central Bank of the Republic of Turkey Working Paper, Working Paper No: 13/12*.

EK 1. 1993:3-2005:2 Analiz Dönemi İçin Makro Değişkenlere Ait ADF Birim Kök Testi Sonuçları

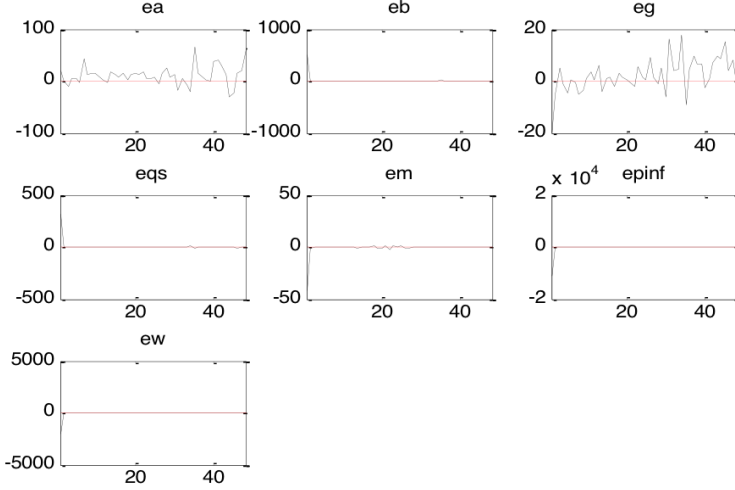
Değişkenler	Seviye Değerleri		1. Fark Değerleri		%1 Kritik Değer
	Sabitli	Sabitli/ Trendli	Sabitli	Sabitli/ Trendli	
GSYİH	0,8(4)	-3,85(1) ^(b)	-6,77(3) ^(a)	-6,84(3) ^(a)	-4,17
Özel Kesim Nihai Tüketim Harcamaları	-0,64(4)	-4,06(7) ^(b)	-6,95(3) ^(a)	-6,98(3) ^(a)	-4,16
Özel Kesim Sabit Yatırım Harcamaları	-0,25(0)	-2,95(0)	-7,05(0) ^(a)	-6,97(0) ^(a)	-4,15
İmalat Sanayide Brüt Ücret-Maaş Endeksi	0,76(4)	-4,01(7) ^(b)	-6,6(3) ^(a)	-6,68(3) ^(a)	-4,16
İmalat Sanayide Çalışılan Saat Endeksi	-1,62(2)	-2,37(2)	-6,56(0) ^(a)	-6,5(0) ^(a)	-4,15
Faiz Oranı	-2,99(0) ^(b)	-3(0)	-8,02(0) ^(a)	-7,93(0) ^(a)	-4,17
Enflasyon	3,14(10)	-2,30(0)	-6,67(0) ^(a)	-6,70(3) ^(a)	-4,17

*(a) ve (b) ifadeleri, sırasıyla değişkenlerin %1 ve %5 anlamlılık seviyelerinde durağan olduklarını ve parantez içindeki rakamlar ADF birim kök testi için Schwarz Bilgi Kriterine göre seçilen gecikme uzunluklarını ifade etmektedir.

EK 2: 1993:3-2005:2 ve 2005:3-2014:2 Analiz Dönemleri İçin Önsel Dağılımlar

Önsel Dağılım			
Parametre	Önsel Dağılım	Önsel Ortalama	Önsel Standart Sapma
Fiyat Yapışkanlığı	Beta	0,50	0,10
Ücret Yapışkanlığı	Beta	0,50	0,10
Tüketim Alışkanlık Derecesi	Beta	0,70	0,10
Emek Arzı Elastikiyeti	Normal	2	0,75
Dönemlerarası İkame Elastikiyeti	Normal	1,5	0,375
Yatırım İçin Uyarılama Maliyeti	Normal	4	1,5
Enflasyon Tepkisi İçin Taylor Kuralı	Normal	1,5	0,25
Çıktı Açığı Tepkisi İçin Taylor Kuralı (Uzun Dönem)	Normal	0,125	0,05
Çıktı Açığı Tepkisi İçin Taylor Kuralı (Kısa Dönem)	Normal	0,125	0,05
Politika Faiz Oranı Parametresi	Beta	0,75	0,10
Trend Büyüme Oranı	Normal	0,40	0,10
Durağan Durum Enflasyon Oranı	Gamma	0,62	0,10
Durağan Durum İskonto Oranı	Gamma	0,25	0,10
Emek Piyasası Geçmişe Dönük Endeksleme	Beta	0,50	0,15
Mal Piyasası Geçmişe Dönük Endeksleme	Beta	0,50	0,15
Kapasite Kullanım Elastikiyeti	Beta	0,50	0,15
Üretimde Sabit Maliyetlerin Payı	Normal	1,25	0,125
Durağan Durum İş Gücü Büyüme Oranı	Normal	0	2
Dışsal Harcamaların Verimliliğe Tepkisi	Normal	0,50	0,25
Sermayenin Gelirden Aldığı Pay	Normal	0,30	0,05
Verimlilik Şokunun Standart Sapması	Ters-Gamma	0,10	2
Risk Primi Şokunun Standart Sapması	Ters-Gamma	0,10	2
Dışsal Harcamalar Şokunun Standart Sapması	Ters-Gamma	0,10	2
Yatırım-Teknoloji Şokunun Standart Sapması	Ters-Gamma	0,10	2
Para Politikası Şokunun Standart Sapması	Ters-Gamma	0,10	2
Fiyat Mark-up Şokunun Standart Sapması	Ters-Gamma	0,10	2
Ücret Mark-up Şokunun Standart Sapması	Ters-Gamma	0,10	2
Verimlilik Şokunun AR Parametresi	Beta	0,50	0,20
Risk Primi Şokunun AR Parametresi	Beta	0,50	0,20
Dışsal Harcamalar Şokunun AR Parametresi	Beta	0,50	0,20
Yatırım-Teknoloji Şokunun AR Parametresi	Beta	0,50	0,20
Para Politikası Şokunun AR Parametresi	Beta	0,50	0,20
Fiyat Mark-up Şokunun AR Parametresi	Beta	0,50	0,20
Ücret Mark-up Şokunun AR Parametresi	Beta	0,50	0,20
Fiyat Mark-up Şokunun MA Parametresi	Beta	0,50	0,20
Ücret Mark-up Şokunun MA Parametresi	Beta	0,50	0,20

EK 3. 1993:3-2005:2 Analiz Dönemi İçin Düzeltilmiş Şokların Seyri



ea: Verimlilik Şokları, eb: Risk Primi Şokları, eg: Dışsal Harcama Şokları, eqs: Yatırım-teknoloji Şokları, em: Para Politikası Şokları, epinf: Fiyat Mark-up Şokları, ew: Ücret Mark-Up Şokları.

EK 4. 1993:3-2005:2 Analiz Dönemi İçin MCMC Diagnostik Sonuçlar

