

# İMKB’de Yatırımcı Risk İştahı ile Borsa Krizleri Arasındaki İlişkinin Analizi

Erdoğan ALTAY\*

Burçay YAŞAR AKÇALI\*\*

## Özet

Bu çalışmada Kumar ve Persaud (2002)'un metodolojisinden yararlanılarak tahmin edilen risk iştahı endeksinin İMKB’de 08.07.1994-04.10.2011 döneminde yaşanan borsa krizleri ile ilişkisi analiz edilmektedir. Borsa krizleri, İMKB’de yaşanan stresli günlerin CMAX yöntemi ile tespit edilmesi ile belirlenmiştir. İMKB’de işlem gören hisse senetlerinin aşırı getiri oranlarının 66 günlük geçmiş standart sapmaları ile hesaplanan riskleriyle 5 günlük ortalama aşırı getiri oranları arasındaki sıra korelasyonları ile ölçülen risk iştahı endeksinden türetilen 4 değişken ile uzun ve kısa vadeli faiz oranı arasındaki fark, kriz olasılığının tahmin edilmesinde kullanılmıştır. Probit modeli ile %50 sinyal seviyesinde örnek dönemde yaşanan borsa kriz günlerinin %74,21’i doğru olarak tahmin edilmiştir. Tahmin edilen kriz olasılıklarının 22 günlük ortalamasına dayalı sinyallerle yapılan tahminlere göre ise aynı eşik değer seviyesinde borsa kriz günlerinin %67,30’u doğru olarak tahmin edilmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** Risk İştahı, Borsa Krizleri, İMKB, Probit Analizi

**JEL Sınıflaması:** D81, G01, G17, G32, E44

## Abstract - The Analysis of the Relation Between Investor Risk Appetite and Stock Market Crises in Istanbul Stock Exchange

This research analyzes the relation between investor risk appetite and stock market crises in ISE during the 08.07.1994-04.10.2011 period by utilizing the methodology of Kumar and Persaud (2002). Stock market crises are determined by the CMAX method which identifies the stress days in ISE. The investor risk appetite index, which is measured by the rank correlation between the standard deviation of past 66 days excess returns and the average of the preceding 5 days excess returns of the stocks listed in ISE, is used to produce 4 explanatory variables for the probit models to estimate the probability of the stock market crises. These 4 risk appetite indicators and the spread between long and short term interest rates are employed into the probit models in order to estimate the probability of crisis. Probit model correctly estimated 74,21% of the stock market crisis days at 50% threshold level. The signals based on the 22 days average of the estimated crisis probability also estimated 67,30% of the stock market crisis days in ISE at the same threshold level.

**Key Words:** Risk Appetite, Stock Market Crisis, Istanbul Stock Exchange, Probit Analysis

**JEL Classification:** D81, G01, G17, G32, E44

\* Doç.Dr., İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İşletme Bölümü.

\*\* Arş.Gör., İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İşletme Bölümü.

## 1. Giriş\*

Yatırımcı risk iştahının ekonomi üzerindeki etkileri özellikle yaşanmakta olan son küresel kriz sürecinde sıklıkla gündeme gelmektedir. Ancak buna karşın risk iştahı olgusu risk düzeyindeki değişimlerin ekonomi üzerindeki etkileri kadar araştırılmamıştır. Hatta Kumar ve Persaud (2002), risk iştahı ile ilgili mevcut araştırmaların birçoğunun risk iştahından ziyade aslında piyasa risk düzeyinin incelenmesinden ibaret olduğunu ileri sürmektedir. Bu nedenle bu çalışmanın amacı risk iştahının ölçümü için gerçekleştirilmiş olan Kumar ve Persaud (2002)'un metodolojisinin kullanılmasıyla İMKB'de risk iştahı düzeyinin tahmin edilmesi ve 08.07.1994-04.10.2011 dönemi içinde yaşanan borsa krizleriyle olan ilişkisinin analiz edilmesidir. Risk iştahı kavramının daha iyi anlaşılması, ölçülmesi ve borsa krizleriyle olan ilişkilerinin incelenmesi ile kriz tedbirleri ve yönetimi anlamında politika yapıcılarının daha etkili kararlar alabilmeleri için bir bilgi elde edilmesi beklenmektedir. Özellikle krizlere ilişkin erken uyarı sistemlerinin geliştirilmesi ve kriz tahminleri konusunda risk iştahı göstergesinin de modellere eklenmesinin faydalı olabileceği düşünülmektedir. Kriz tahmin modellerine ilişkin olarak mevcut çalışmalar incelendiğinde bu çalışmaların birçoğunda yalnızca makroekonomik değişkenlerin kullanıldığı görülmektedir. Bunlara örnek olarak Kaminsky, Lizondo ve Reinhart (1998), Berg ve Pattillo (1999), Kamin ve Babson (1999) ve Kaminsky (2000)'nin çalışmaları verilebilir. Diğer yandan Türkiye'ye ilişkin çalışmalar incelendiğinde ise Kibritçioğlu, Köse ve Uğur (2001), Işık, Duman ve Korkmaz (2004), Gerni, Emsen ve Değer (2005) ve Feridun ve Korhan (2005)'in yapmış oldukları çalışmalarda da kriz tahmin modellerinin makroekonomik verilere dayandığı görülmektedir. Yatırımcı risk iştahına dayalı değişkenlerin kriz tahmini modellerine eklenmesinin daha başarılı kriz tahminlerinin ve erken uyarı sistemlerinin üretilmesine yardımcı olacağı beklentisi bu çalışmanın temel motivasyonunu oluşturmaktadır.

Yatırım ya da diğer bir deyişle gelecekteki getirilerin elde edilebilmesi için kaynak ayrılması işlemi, doğası gereği beraberinde riski de getirmektedir. Geleceğin belirsizliği ve elde edilmesi beklenen getirilerin beklenenden farklı olması ihtimali, riski yatırımın ayrılmaz bir parçası haline getirmektedir. Rasyonel ve riskten kaçınan bir yatırımcının daha fazla risk alabilmesi için getiri beklentisinde bir artış olması gerekmektedir.

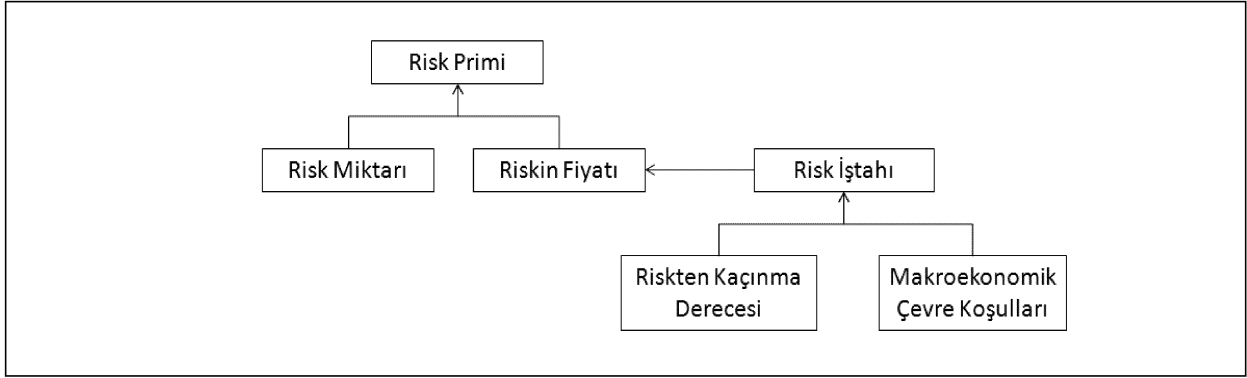
\*Bu makale, 13. Ulusal Finans Sempozyumu'nda (21-24 Ekim 2009, Afyonkarahisar) sunulmuş olan "İMKB'de Yatırımcı Risk İştahı ile Finansal Krizler Arasındaki İlişkinin Analizi" başlıklı tebliğin, görüş ve eleştiriler doğrultusunda yeniden gözden geçirilmiş, örneklem ve dönem olarak genişletilmiş ve güncellenmiş versiyonudur.

Aksi halde sahip olduğu risk düzeyinden daha yüksek bir risk almak faydasını artırmayacaktır. Riskten kaçınan yatırımcıları birbirinden farklılaştıran nokta ise, bir birim beklenen getiri artışı için ne kadar daha fazla risk artışını kabul edebileceklerinde yatmaktadır.

Yatırımcılar arasında aynı düzeyde bir beklenen getiri oranı artışı için daha fazla risk artışını kabul eden yatırımcı, diğerlerine göre riske karşı daha az duyarlıdır ve daha riskli yatırım tercihlerinde bulunabilir. Ancak daha fazla risk alabilmek, riskten kaçınmamak anlamına gelmemektedir. Riskten kaçınma olgusu, yatırımcının fayda fonksiyonunun bir ürünüdür. Buna göre riskten kaçınma, yatırımcının servetinin bir birim artması ile sağlayacağı fayda artışının, servetindeki bir birim azalışın neden olacağı fayda azalışının mutlak değerinden daha düşük olması ile açıklanmaktadır. Dolayısıyla servete göre azalan marjinal fayda kanununun geçerli olduğu bir fayda fonksiyonu riskten kaçınmayı ifade etmektedir ve daha fazla getiri beklentisi ile daha fazla risk alabilme arzusu tek başına riskten kaçınma özelliğinin var olmadığı anlamına gelmemektedir.

Yatırımcılar riske karşı tutumları açısından farklı özelliklere sahip olabilir ve farklı düzeylerde risk alabilirler. Ancak kısaca yatırımcının risk üstlenme isteği olarak tanımlanabilen risk iştahı kavramı, riske ilişkin sıklıkla kullanılan riskten kaçınma ya da risk primi gibi kavramlardan daha farklı bir olgudur. Riskten kaçınma olgusu, yatırımcıların ileriye yönelik tüketim beklentilerindeki belirsizliği istememelerinin derecesini ifade ederken riskten kaçınmanın kısa dönemde değişmediği varsayılır. Oysa risk iştahı kavramı, yatırımcının riskten kaçınma derecesinin yanında makroekonomik koşulların belirlediği tüketim beklentilerindeki belirsizliğin seviyesinden de etkilenmektedir. Dolayısıyla risk iştahı, makroekonomik ve finansal koşulların değişimine bağlı olarak değişkenlik göstermektedir. Olumsuz ekonomik koşullar altında yatırımcıların risk iştahının azalmasına bağlı olarak bir birim risk başına talep edecekleri aşırı getiri oranı artmaktadır. Bu ise, riskin fiyatının artması anlamına gelmektedir. Diğer yandan bir başka kavram olarak risk primi ise yatırımcının riske katlanmayı kabul etmek için beklediği getiri olarak tanımlanabilir. Dolayısıyla risk primi, riskin fiyatı ile alınacak riskin büyüklüğünün bir fonksiyonu olarak tanımlanabilir. (Gai ve Vause, 2006: 168) Bahsi geçen risk kavramlarının karşılıklı etkileşimleri Tablo 1'deki gibi gösterilebilir.

**Şekil 1:** Farklı Risk Kavramlarının Birbirleriyle İlişkisi



**Kaynak:** Gai ve Vause (2006: 169).

Finans literatürü incelendiğinde, birçok çalışmada risk iştahı ve riskten kaçınma kavramlarının benzer anlamı olarak kullanıldığı görülmektedir. Bu yaklaşıma göre riskten kaçınmanın artması risk iştahının azalması, riskten kaçınmanın azalması ise risk iştahının artması anlamında kullanılmaktadır. (Misina, 2003:1) Ancak bazı çalışmalarda bu iki kavram farklı anlamlar içermektedir. Bu anlam farklılığının temeli ise söz konusu kavramların zamana göre gösterdikleri değişkenliktir. Bu açıdan riskten kaçınma, risk iştahına göre zaman boyunca daha az değişim göstermekte ve bütün finansal risk türlerine karşı temel bir tutum olarak tanımlanmaktadır. Oysa risk iştahı, kısa vadede büyük değişimler gösterebilen bir olgudur. Risk iştahının doğrudan gözlemlenememesi ve yüksek değişkenliği nedeniyle yatırımcıların katlandıkları riske karşılık varlıkların geçmiş getiri oranı ortalamasına göre aşırı derecede yüksek ya da düşük getiri beklentisi içinde olmaları, finansal istikrar açısından bir tehlike arz edebilmektedir. Risk iştahının düşüşü, yatırımcıların aynı riski daha yüksek getiri karşılığında almak istemeleri nedeniyle finansman maliyetlerini artırmaktadır. Risk iştahının artışı ise bir başka yönden finansal istikrar üzerinde etkide bulunmaktadır. Piyasada risk iştahının artması, yatırımcıların belirli bir getiri oranı düzeyinde daha yüksek riske razı olmalarına yol açmaktadır. Bu durumda yatırımcılar düşük riskli varlıklara olan taleplerini azaltırlarken daha yüksek riskli varlıklara olan taleplerini artırmaktadırlar. Böyle bir durumun ortaya çıkarabileceği sonuç, makul bir risk getiri oranı ilişkisinin bozularak etkin olmayan yatırımların yapılması ve bu tür işletmelerin finanse edilmesi olabilmektedir. (Deutsche Bundesbank Monthly Report, 2005: 86-87)

1980'lerden itibaren yaşanan siyasi gelişmelerin ardından kapalı ekonomilerin piyasa ekonomisine geçişi ve diğer gelişmekte olan ülkelerdeki ekonomik tercihlerdeki değişimlerle birlikte liberal ekonomik politikaların küresel ölçekte uygulanmaya başlanması, ülkelerin sermaye hareketleri ve uluslararası ticaret açısından dışa açılması sonucunu ortaya çıkarmıştır. Ülkelerin dışa açılmalarının beraberinde getirdiği kambiyo düzenlemelerindeki serbestlik ortamında zamanla piyasalar ve menkul kıymetleştirme, ticari bankalar ve kredilerin egemenliğine ortak olmaya başlamış ve sermaye piyasalarında olağanüstü bir büyüme meydana gelmiştir. Gerek ulusal ekonomilerde yasal düzenleme ve kurumsal alt yapı anlamında uygun ortamların gelişmesi, gerekse ülkelerin ekonomik politikalarında sıcak paranın sunduğu bol döviz, düşük kur ve faizin beraberinde getireceği yüksek tüketim olanağı ve ne kadar süreceği belirsiz refah artışının cazibesi, sermaye piyasalarındaki büyümeyi destekleyen gelişmeler arasında yer almıştır. Sıcak para bir yandan fon açığı bulunan ülkelere tasarruf açığını kapatma ve yabancı para ihtiyacını karşılama nedeniyle oldukça cazip görülmekte, diğer yandan da sermaye birikimine sahip ülkeler azalan marjinal getiri ilkesi gereği karlılıklarındaki düşüşü, gelişmekte olan ülkelerdeki daha yüksek kar olanakları ile telafi etme imkanı elde etmeleri nedeniyle sıcak para akımını desteklemektedir. Uzun dönemli yatırım ve kalkınma politikaları yerine, hızla ülke sınırlarını terk edebilme özelliğiyle yüksek risk ve maliyetine rağmen uluslararası portföy yatırımlarının tercih edilmesi, gelişmekte olan ülkelerdeki sürdürülemeyen cari açık, yüksek kısa vadeli dış borç ve zayıf finansal sistem gibi temel risklerin yanında bir başka risk daha getirmektedir. Bu risk, sıcak paranın ülkeyi terk etmesi olasılığından kaynaklanmaktadır. Dolayısıyla diğer gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelere meydana gelebilecek bir kriz veya buna bağlı olarak ya da olmayarak risk iştahındaki bir düşüş sıcak paranın riskli ülkelere hızla çıkışı ve krizlerin etkilerinin küresel ölçekte yayılması olasılığını da arttırmıştır.

Sermaye hareketlerinin bu şekilde serbestleşmesinin beraberinde getirdiği sonuçlardan en önemlilerinden biri de krizin siyasi sınırları aşarak yayılması ya da bulaşmasıdır. Çeşitli araştırmalar, bulaşma olgusunun nedenleri arasında temel ekonomik faktörlerin yanında yatırımcı risk iştahının da olduğunu ortaya koymaktadır. Risk iştahının finansal krizlerle olan ilişkisini inceleyen ve finansal krizlerin öngörülmesinde risk iştahının rolünü araştıran çalışmalar arasında Kumar ve Persaud (2002), Baek, Bandopadhyaya ve Du (2005), ve Coudert ve Gex (2007)'in çalışmaları örnek olarak verilebilir. Bu çalışmalarda elde edilen bulgular, finansal krizlerin öngörülmesinde temel ekonomik

değişkenlerin yanında yatırımcı risk iştahının da anlamlı bir etkisi olduğu yönündedir. Dolayısıyla gerek uluslararası ekonomik gelişmeler nedeniyle gerekse ulusal makroekonomik etmenler nedeniyle yatırımcı risk iştahının ekonominin barometresi olarak adlandırılan borsa getiri oranları üzerindeki etkisinin incelenmesi, ekonomik krizlerin önceden tahmin edilerek uygun ekonomik politikaların oluşturulmasında önemli bir bilgi sunabilir.

Risk iştahı seviyesinin ekonomik faaliyetler üzerindeki etkisine ilişkin olarak yapılan çeşitli çalışmalara rastlamak mümkündür. Bu çalışmalardan birisi de Illing ve Aaron (2005)'un çalışmasıdır. Illing ve Aaron, yüksek risk iştahının hâkim olduğu dönemlerde varlık fiyatlarının ve kredi taleplerinin yükseldiğini, buna karşın düşük risk iştahının yatırımlar üzerinde kısıtlayıcı etkisi olduğunu söylemektedir. Baek, Bandopadhyaya ve Du (2005) ise Latin Amerika ülkelerinin tahvil piyasaları üzerinde yaptıkları çalışmada, ülke riskini etkileyen faktörleri incelemişlerdir. Ulaştıkları sonuç, temel ekonomik değişkenlerin yanında piyasa risk iştahı endeksinin de ülke riski üzerinde önemli bir yere sahip olduğunu ortaya koymuştur. Elde ettikleri bulgular, ülkelerin temel ekonomik göstergelerinde bir değişim olmasa da piyasa risk iştahındaki değişimin tahvil getiri spreadlerini değiştirebildiğini ve risk iştahındaki değişimlerin krizlerin ülkeler arası bulaşıcılığını etkileyebileceğini ortaya koymaktadır. Çalışmadan elde edilen bir diğer önemli sonuç ise risk iştahının temel değişkenler kadar önemli olmasına rağmen kamuya açıklanan temel ekonomik göstergelere dayalı ülke riski notunun bundan etkilenmediğine dair bulgulardır. Dolayısıyla derecelendirme sürecinde temel değişkenlerin analizinin yanında piyasa risk iştahının da ele alınmasının daha gerçekçi bir derecelendirme yapılması için önemli olduğu söylenebilir.

Çalışmanın bundan sonraki kısmı şu şekilde organize edilmiştir. İkinci bölümde yatırımcı risk iştahı kavramı ve ölçümü ele alınmıştır. Çalışmanın üçüncü bölümünde İMKB'de risk iştahının zaman boyunca değişiminin hesaplanması için kullanılan veriler, metodoloji ve yatırımcı risk iştahına dair bulgular yer almaktadır. Dördüncü bölümde ise İMKB'de yatırımcı risk iştahındaki değişimlerin yaşanan borsa krizleriyle olan ilişkisi analiz edilmiştir. Beşinci bölüm ise sonuç bölümüdür.

## **2. Yatırımcı Risk İştahı Ölçüsü**

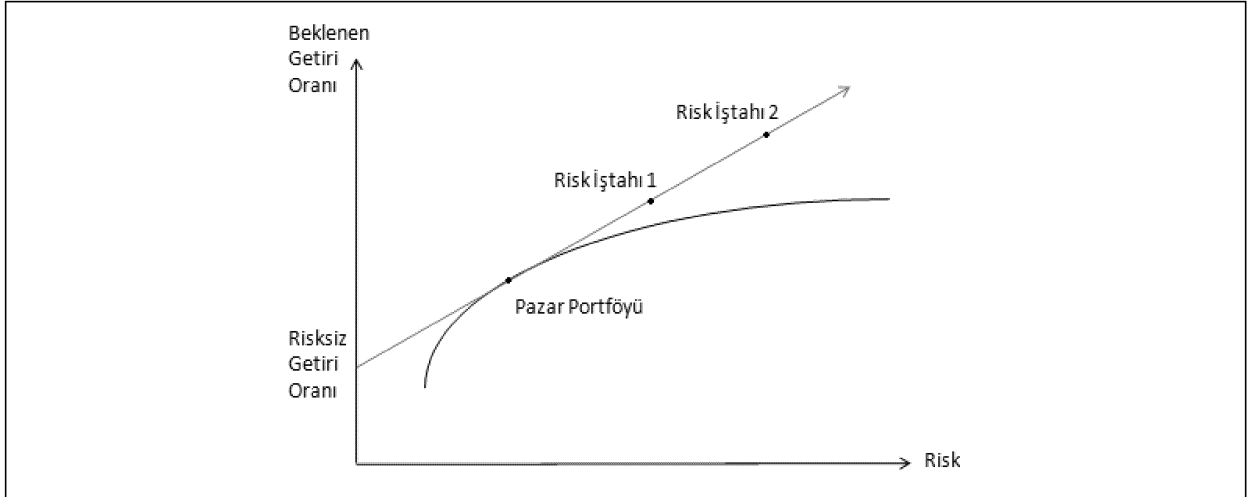
Kısaca yatırımcının risk alma isteği olarak tanımlanan risk iştahının ölçümü, yatırımcıların risk tercihlerindeki değişimleri tespit etmeyi olanaklı kılan yöntemlerin geliştirilmesini gerektirmektedir. Risk iştahı ile ilgili olarak yapılan araştırmalar

incelendiğinde bu amaç doğrultusunda farklı metodolojilerin uygulandığı görülmektedir. Finansal krizler ile risk iştahının bir bileşeni olarak riskten kaçınma göstergelerinin ilişkisini inceleyen Coudert ve Gex (2006), riskten kaçınma göstergelerini 5 grup altında sınıflandırmıştır. Bu göstergeler, basit göstergeler (altın fiyatları), derneşik göstergeler (JP Morgan likidite, kredi ve volatilité endeksi, UBS risk endeksi, Merrill Lynch finansal stres endeksi ve Caisse des Depots et Consignations risk algılama göstergesi), çeşitli varlıkların risk primlerinin faktör analizi yoluyla elde edilen göstergeler, getiri oranları ile volatilité arasındaki korelasyondan türetilen göstergeler ve riske karşı kayıtsız olasılıklarla yatırımcıların subjektif olasılıklarının karşılaştırmalarına dayalı göstergeler olarak sayılmaktadır.

Risk iştahının ölçülmesinde kullanılan bir başka yaklaşım ise opsiyon fiyatlarından yararlanmaktır. Tarahev, Tsatsaronis ve Karampatos (2003) ve Bliss ve Panigirtzoglou (2004)'nun çalışmalarında bu yaklaşım uygulanmaktadır. Ancak Kumar ve Persaud (2002), bu şekilde kurgulanan metodolojiye itiraz etmektedir. Kumar ve Persaud, özellikle farklı derecelere sahip tahvillerin getirileri arasındaki fark ile hesaplanan spreadlere ya da opsiyon sözleşmelerin fiyatlarından türetilen ölçülere dayalı yöntemlerin aslında risk iştahını değil, risk düzeyini ya da risk düzeyindeki değişimi ölçtüğünü iddia etmektedir. Bu nedenle bu çalışmada da Kumar ve Persaud'un ortaya koyduğu metodoloji izlenmektedir.

Kumar ve Persaud'un risk iştahı ölçüm yöntemi, standart Finansal Varlık Fiyatlama Modeli (FVFM)'nin "yatırımcıların risksiz faiz oranı üzerinden borç alma ve verme olanağının olduğu" varsayımının kaldırılmasına dayanmaktadır. Buna göre yatırımcılar risksiz faiz oranı üzerinden borç alma ve verme söz konusu olmamakta buna karşın tüm yatırımcıların aynı risk iştahına sahip olduğu varsayılmaktadır. Varsayımların değiştirilmesi standart FVFM'in ileri sürdüğü denge koşulunu da değiştirmektedir. Standart FVFM, tüm yatırımcıların kişisel risk tercihleri doğrultusunda aynı pazar portföyü ile risksiz varlığın çeşitli bileşimlerinden birine yatırım yaptıklarını ileri sürmektedir. Oysa varsayımların yukarıdaki gibi değiştirilmesi durumunda pazar portföyünün içeriği risk iştahına bağlı olarak farklılaşmaktadır. Diğer bir deyişle, risk iştahının değişmesi, pazar portföyünün bileşimini de değiştirmektedir.

## Şekil 2: Standart FVFM'de Risk İştahındaki Değişimin Etkisi

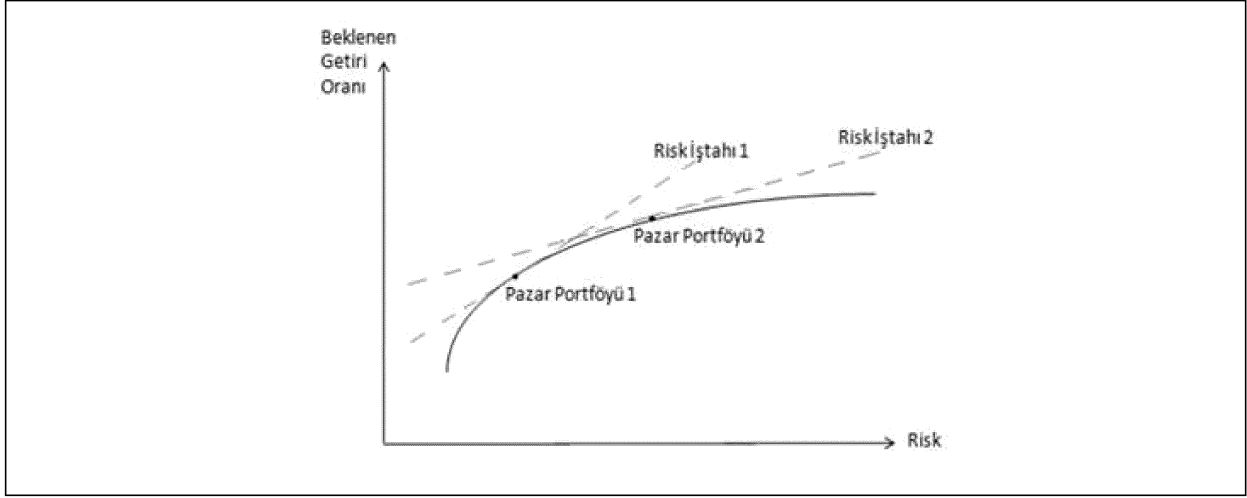


**Kaynak:** Kumar ve Persaud (2002:410).

Standart FVFM çerçevesinde risk iştahındaki artışın etkisi Şekil 2'de gösterilmektedir. Şekil 2 incelendiğinde, aynı risksiz faiz oranı düzeyinde sınırsız şekilde borç alma ya da verme olanağının var olduğu durumda yatırımcı risk iştahında meydana gelen artışın etkisi görülmektedir. Risk iştahı arttığında yatırımcılar portföyleri içinde riskli varlık (pazar portföyü) için ayırdıkları payı artıracaklardır. Bu durumda bütün yatırımcılar eskiye oranla daha fazla tutarda pazar portföyüne yatırım yapacaklardır. Dolayısıyla yatırımcıların portföy tercihleri Finansal Varlıklar Fiyatlaması Doğrusu (FVFD) üzerinde ilk denge konumuna göre daha sağda yer alan başka bir nokta üzerinde gerçekleşecektir. Örneğin Şekil 2'de kaldıraç kullanan bir yatırımcı risk iştahı arttığında eski durumuna göre daha fazla borçlanarak Risk İştahı 1 noktasındaki portföyden Risk İştahı 2 noktasındaki portföye geçiş yapacaktır. Ancak burada risk iştahının ve dolayısıyla riskten kaçınma derecesinin değişmesi, yalnızca daha fazla borç alarak aynı pazar portföyüne yatırım yapılmasına neden olacaktır. Dolayısıyla pazar portföyü içinde bulunan bütün varlıklara olan talep aynı oranda artacak ve tüm varlıkların hepsinin fiyatları aynı yönde değişecektir. Bu nedenle pazar portföyü içindeki varlıkların göreceli ağırlıkları değişmeyecek, teğet noktası aynı kalacak ve pazar portföyünün bileşimi eskisi gibi olacaktır.



**Şekil 3:** Borç Alma ve Verme Olanasının Olmaması Durumunda Risk İştahındaki Değişimin Etkisi



**Kaynak:** Kumar ve Persaud (2002:410).

Şekil 3 ise risksiz faiz oranından borç alma ve vermenin olmadığı koşullarda risk iştahındaki artışın etkisini göstermektedir. Bu durumda her bir yatırımcı için farklı optimum portföyler yerine tek bir pazar portföyünün var olması, modele eklenen yeni bir varsayım olan bütün yatırımcıların aynı risk iştahına sahip olması ile açıklanabilir. Böyle bir ortamda bütün yatırımcıların risk-beklenen getiri oranı kayıtsızlık eğrilerinin aynı şekilde olacağı ve bu nedenle de hepsinin Markowitz etkin sınır üzerindeki aynı noktada yer alan portföye (pazar portföyü) yatırım yapacağı düşünülebilir. Bu koşullar altında risk iştahında meydana gelen genel bir artış, yatırımcıların daha yüksek riskli varlıkları talep etmesine ve daha düşük riskli varlıklara olan taleplerini kısmalarına neden olmaktadır. Diğer bir deyişle borçlanma olmadığı için, risk iştahı arttığında yatırımcılar portföyleri içinde daha az risksiz varlık ve daha fazla pazar portföyü bulundurarak bir düzeltme yapamamaktadır. Bunun yerine yatırım yaptıkları pazar portföyü içinde yer alan daha düşük riskli varlıklara olan yatırımlarını azaltarak daha yüksek riskli varlıklara olan taleplerini artıracaklardır. Sonuç olarak değişen talep koşulları nedeniyle daha yüksek riskli varlıkların fiyatları artacak, daha düşük riskli varlıkların fiyatları ise azalacaktır. Dolayısıyla risk iştahının artmasına paralel olarak değişen varlık talebi yatırımcıların ellerinde bulunduracakları pazar portföyünün bileşimini değiştirecek ve daha yüksek risk düzeyinde yeni bir pazar portföyü oluşacaktır. Bunun nedeni portföyün içeriğinde daha yüksek riskli varlıkların ağırlığının artması olarak açıklanabilir. Risk iştahının artması, yatırımcıların risk başına beklediği getiri oranının azalmasına (pazar portföyü 2 noktasından geçen doğrunun eğimi) ve pazar portföyünün Markowitz etkin sınıra daha sağda bir noktada teğet olarak daha yüksek riskli bir seviyede oluşmasına yol açmaktadır.

Risk iřtahi dzeyinin llmesinde de yatırımcıların deęiřen yatırım tercihlerinden faydalanılmaktadır. Tm yatırımcıların aynı risk iřtahına sahip olmalarından dolayı risk iřtahının artması durumunda risk dzeyi en yksek olan varlıęın fiyatı, artan taleple birlikte dięer varlıkların fiyatlarına gre en yksek artışı gstermektedir. Dięer bir deyiřle varlıklar en yksekte en dřęe doęru risklerine gre sıralandıęında, risk iřtahının artması beraberinde daha yksek riskli varlıkların daha ok talep edilmesine ve bu varlıkların fiyatlarının daha dřk riskli varlıklara gre daha ok artmasına neden olacaktır. Dolayısıyla varlıkların ařırı getiri oranlarına gre yksekte dřęe doęru yapılacak bir sıralama ile gemiř risklerine gre yapılacak sıralamanın benzer olması beklenmelidir. Kumar ve Persaud (2002)'un risk iřtahi ls de bu prensibe dayalı olarak geliřtirilmiřtir. Bu kořullar altında risk iřtahının artması, varlıkların ařırı getiri oranı sıraları ile gemiř risklerin sıraları arasında pozitif korelasyona neden olurken, risk iřtahının azalması ise negatif sıra korelasyona neden olmaktadır.

Buna karřın piyasa genel risk seviyesinin deęiřmesi ise daha farklı sonulara neden olmaktadır. Risk seviyesindeki deęiřimin pazar portfy zerindeki etkisinin incelenmesi iin Markowitz etkin sınıra ait fonksiyondan yararlanılabilir. Etkin sınıra ait denklem ařaęıdaki gibidir:

$$\sigma_M^2 = a \cdot \mu_M^2 + b \cdot \mu_M + c \quad (1)$$

denklemdede yer alan  $\sigma_M^2$ , pazar portfy getiri oranının varyansı;  $\mu_M$ , pazar portfynn beklenen getiri oranı;  $a$ ,  $b$  ve  $c$  ise sabit terimlerdir. Pazar portfy, Őekil 3'te de grldę gibi risk iřtahi ile etkin sınırın teęet olduęu noktada yer almaktadır. Dolayısıyla etkin sınırın eęimi ile risk iřtahının eęiminin eřit olduęu nokta ařaęıdaki gibi ifade edilebilir:

$$K = \frac{\partial \sigma_M^2}{\partial \mu_M} = 2 \cdot a \cdot \mu_M + b \quad (2)$$

denklemdede yer alan  $K$  deęiřkeni, risk iřtahını ifade etmektedir ve pazar portfynn Markowitz etkin sınır zerindeki eęimini ifade etmektedir. Denklem (2) incelendięinde, pazar portfynn konumunu belirleyen etmen iinde yalnızca pazar portfynn beklenen getiri oranının ( $\mu_M$ ) yer aldıęı, pazar portfynn riskinin ise denklemdede bulunmadıęı grlmektedir. Dolayısıyla piyasada meydana gelen genel bir

risk iřtahi artıřının piyasadaki genel bir risk artıřından daha farklı sonulara neden olacađı sylenebilir. řyle ki, risk dzeyinde meydana gelecek olan  $\varepsilon$  dzeyindeki bir artıř, (1) numaralı denklemini ařađıdaki řekle dnřtrecekler:

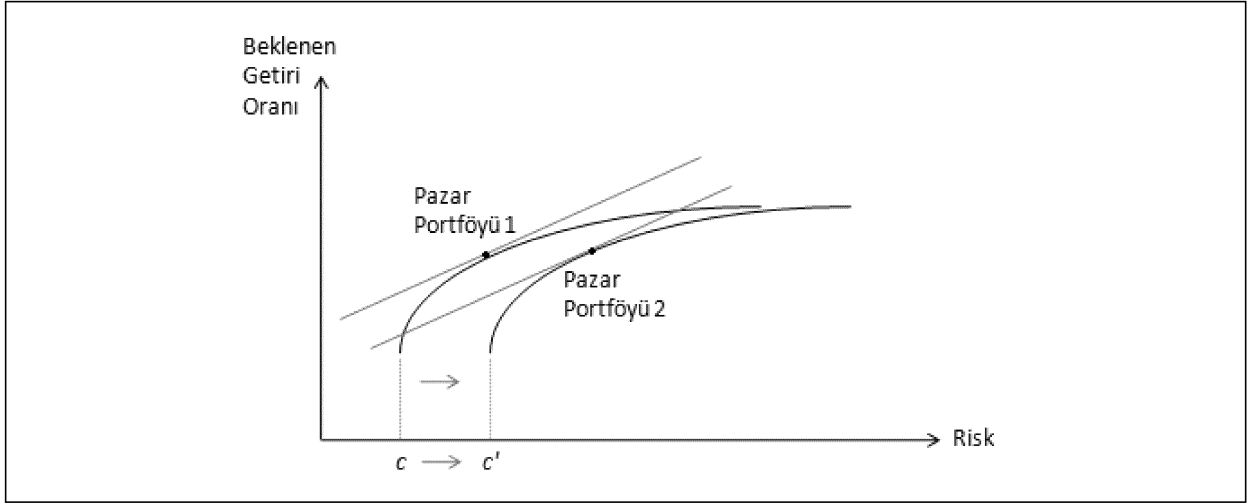
$$\sigma_M^2 = a \cdot \mu_M^2 + b \cdot \mu_M + c' \quad (3)$$

$$c' = c + \varepsilon$$

řekil 4'te ise varlıkların risk seviyesindeki genel bir artıřın etkisi gsterilmektedir. Buna gre risk seviyesinde meydana gelecek genel bir artıř Markowitz etkin sınırın eđimini deđiřtirmemekte yalnızca sađa dođru kaydırmaktadır. Yatırımcıların risk iřtahi, diđer bir deyiřle Markowitz etkin sınırın eđiminin deđiřmemesi durumunda tm varlıkların risk dzeyi artmakta ancak pazar portfynn bileřimi deđiřmemektedir. Oysaki risk iřtahının deđiřmesi, pazar portfynn bileřimini de deđiřtirmektedir.

llebilir bir yatırımcı risk iřtahi seviyesinin ortaya konulabilmesi, yatırımcıların risk iřtahındaki deđiřimler ile piyasadaki genel risk dzeyinde meydana gelen deđiřimlerin farklı etkilere neden olması ve analitik olarak bu iki etkinin birbirinden ayrı řekilde analiz edilebilmesinden hareketle mmkn olmaktadır. Buna gre, herhangi bir t zamanında meydana gelen genel risk artıřı, piyasada bulunan tm varlıkların risklerini arttırmakta ve bu artıř sz konusu varlıkların fiyat deđiřimlerine de yansımaktadır. Dolayısıyla varlıklar t zamanında artan risklerine gre sıralandıklarında bu dnemdeki fiyat deđiřimleri de aynı sırada olacaktır. Dolayısıyla t zamanında varlıkların risklerine gre sırası ile t+k zamanında varlıkların beklenen getiri oranlarının sırası arasında istatistiksel olarak anlamlı bir korelasyon beklenmemektedir. Buna karřın risk iřtahının artması (azalması) durumunda yatırımcılar varlık taleplerini gemiřteki risklere gre belirledikleri iin, varlıkların t zamanındaki risklerinin sırası ile t+k dnemindeki beklenen getiri oranlarının sırası arasında pozitif (negatif) ve istatistiksel olarak anlamlı bir iliřki olması beklenmektedir. Dolayısıyla bu yaklařımdan hareketle varlıkların t zamanındaki riskleri ile t+k zamanındaki ařırı getiri oranları arasındaki anlamlı sıra korelasyonu, risk iřtahi ls olarak deđerlendirilebilmektedir. (Kumar ve Persaud, 2002: 412)

#### Şekil 4: Piyasadaki Genel Bir Risk Artışının Etkisi



**Kaynak:** Kumar ve Persaud (2002:411).

Kumar ve Persaud'un risk iştahı ölçüm metodolojisinin uygulandığı bu çalışmada da risk iştahının ölçülebilmesi için mevcut dönemdeki beklenen aşırı getiri oranları ile geçmiş riskleri arasındaki sıra korelasyonunun tahmin edilmesi ve istatistiksel olarak anlamlılıklarının test edilmesi gerekmektedir. İki değişkenin sıralarının birbirleriyle ilişkilerinin ne derecede güçlü olduğunun bir ölçüsü olarak Spearman sıra korelasyon katsayısı kullanılabilir. Bu katsayı, 1904 yılında geliştirilen parametrik olmayan bir istatistiktir (Lehmann ve D'Abrera, 1998: 292). Söz konusu katsayı, aralarındaki ilişkinin arandığı değişkenlerin sıralarının farklarına dayandığı için sıra farkları korelasyonu olarak da adlandırılmaktadır (Köksal, 1998: 448). Spearman sıra korelasyonu +1 ile -1 arasında değişmekte, istatistiğin işareti ilişkinin yönünü, büyüklüğü ise ilişkinin gücünü göstermektedir. Dolayısıyla geçmiş risklerle cari aşırı getiri oranları arasında elde edilecek olan istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif sıra korelasyon risk iştahının arttığının, negatif sıra korelasyon ise risk iştahının azaldığının bir göstergesi olarak değerlendirilebilir.

### 3. İMKB'de Risk İştahının Ölçümü

Çalışmanın bu kısmında İMKB'de işlem gören hisse senetlerinin geçmiş riskleri ile cari beklenen aşırı getiri oranları arasındaki sıra korelasyonun anlamlılığına dayalı olarak tahmin edilen risk iştahı ölçüsü 24.03.1994-09.09.2011 tarihlerini kapsayan 17 yılı aşkın bir dönem için hesaplanmıştır. Bu bölümde İMKB'de risk iştahı endeksinin (RIE) ölçümüne dair aşamalar ayrıntılı olarak açıklanmaktadır.

### 3.1. Veriler

Çalışmada, 02.12.1992-10.10.2011 tarihleri arasında İMKB'ye kote olan hisse senetlerinin günlük kapanış fiyatları kullanılmıştır.\* 02.12.1992 tarihinde çalışma kapsamında bulunan hisse senedi sayısı 103 iken, ilerleyen tarihlerde 60 şirketin hisse senedinin borsa kotundan çıkarılması ve diğer şirketlerin de borsaya kote olmasıyla bu sayı 10.10.2011 tarihinde 350'ye yükselmiştir. Çalışmada ayrıca pazar portföyünün bir göstergesi olarak İMKB Ulusal 100 Endeksine ait günlük kapanış verileri kullanılmıştır. Hisse senedi ve endekse ait günlük getiri oranları, ardışık günlük kapanış fiyatlarının logaritmik farkları alınarak hesaplanmıştır. Yatırımcının riske karşı tutumunun ve risk iştahının bir diğer göstergesi olarak uzun vadeli faiz oranları ile kısa vadeli faiz oranları arasındaki fark da incelemeye dâhil edilmiştir. Risksiz getiri oranı göstergesi olarak kullanılan faiz oranı verileri ise T.C. Merkez Bankası elektronik veri dağıtım sisteminden temin edilmiştir. Aynı zamanda kısa vadeli faiz oranı verisi olarak da kullanılan bu veri, 1 ay vadeli mevduat hesabına ödenen ortalama faiz oranından türetilmiştir. Uzun vadeli faiz oranı verisi de aynı kaynaktan 12 ay vadeli mevduat hesabına ödenen ortalama faiz oranı serisinden elde edilmiştir.

### 3.2. Risk İştahı Ölçüm Metodolojisi

Bu çalışmada İMKB'de risk iştahının zaman boyunca değişkenliğinin araştırılması için kullanılan metodoloji Kumar ve Persaud (2002)'un bu amaçla geliştirdiği yönteme dayanmaktadır. Yöntem, sermaye piyasasında risk iştahının artması durumunda varlıkların geçmiş risk düzeyleri ile cari beklenen aşırı getiri oranları arasında istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif sıra korelasyonu öngörmektedir. Buna karşın risk iştahının azalması durumunda ise sıra korelasyonunun negatif olması öngörülmektedir.

Çalışmada geçmiş riskliliğin göstergesi olarak gerçekleşmiş aşırı getiri oranlarının standart sapmaları kullanılmaktadır. Kumar ve Persaud (2002) çalışmasında aşırı getiri oranlarını, gerçekleşen getiri ile standart bir fiyatlama modelinin öngördüğü fiyat düzeyi arasındaki kalıntı olarak tanımlamıştır. Buradan hareketle çalışmada kullanılan aşırı getiri oranları, gerçekleşen getiri oranı ile Finansal Varlıkları Fiyatlama Modeli tarafından öngörülen beklenen getiri oranı arasındaki fark olarak hesaplanmıştır ve matematiksel olarak aşağıdaki gibi gösterilebilir:

---

\* Günlük hisse senedi kapanış fiyatı ve endeks verileri Datastream ve Foreks Bilgi İletişim Hizmetleri A.Ş.'den temin edilmiştir.

$$\hat{r}_{i,t} = \alpha + \beta \cdot \hat{r}_{M,t} \quad (4)$$

$$r'_{i,t} = r_{i,t} - \hat{r}_{i,t} \quad (5)$$

denklemlerde yer alan  $\hat{r}_{i,t}$ ,  $i$  hisse senedinin  $t$  zamanında beklenen getiri oranı ile risksiz getiri oranı arasındaki fark;  $\hat{r}_{M,t}$ , pazar portföyü göstergesinin (İMKB Ulusal 100 endeksinin)  $t$  zamanında beklenen getiri oranı ile risksiz getiri oranı arasındaki fark;  $r'_{i,t}$ ,  $i$  hisse senedinin  $t$  zamanındaki aşırı getiri oranı ve  $r_{i,t}$ ,  $i$  hisse senedinin  $t$  zamanında gerçekleşen getiri oranı ile risksiz getiri oranı arasındaki farktır.

Risk iştahının artması (azalması) durumunda yatırımcılar bir dönem önceki bilgilerine dayalı olarak daha yüksek (daha düşük) riskli hisse senetlerine olan taleplerini arttıracaklardır. Bu nedenle geçmiş risk sırası ile beklenen aşırı getiri oranı arasında pozitif (negatif) sıra korelasyonun varlığı beklenmektedir. Bu nedenle risklerin hesaplandığı dönemle, beklenen aşırı getiri oranlarının hesaplandığı dönemin örtüşmemesi önem kazanmaktadır.

Bu çalışmada ilk etapta 03.12.1992 tarihinden başlayarak yaklaşık 1 yıla denk gelen 252 işgününe ait günlük getiri oranları kullanılarak tüm hisse senetlerinin risksiz getiri oranı üzerindeki getiri serileri ile endeksin risksiz getiri oranı üzerindeki getiri serisi en küçük kareler yöntemiyle regresyona tabi tutulmuştur. Bu şekilde tüm hisse senetleri için denklem 6'da yer alan regresyon modeli yardımıyla  $\alpha$  ve  $\beta$  katsayıları tahmin edilmiştir.

$$r'_{i,t} = \alpha + \beta \cdot r_{M,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

Endeks getiri oranı ile hisse senedi getiri oranları arasındaki ilişkinin zaman içinde değişmesinden hareketle söz konusu hesaplama süreci 252 günlük zaman penceresi sabit tutulmak üzere örnek dönemden ilk günkü veri çıkarılıp, dönemin sonuna bir sonraki günkü getiri oranı eklenerek 10.10.2011 tarihine kadar tüm hisse senetleri için  $\alpha$  ve  $\beta$  katsayılarının tahmini devam ettirilmiştir. Böylelikle 4520 güne ait  $\alpha$  ve  $\beta$  katsayısı serisi elde edilmiştir. Bundan sonraki aşamada ise tahmin edilen  $\beta$  katsayıları ile ilgili beta hesaplama dönemi içindeki endekse ait risksiz getiri oranı üzerindeki getirilerin 252 günlük ortalaması çarpılıp tahmin edilen  $\alpha$  katsayısının eklenmesiyle her gün için hisse senetlerinin beklenen risksiz getiri oranı üzerindeki getiri oranları elde edilmiştir. Hesaplanan beklenen getiri oranlarının ilgili tarihlerdeki gerçekleşen getiri oranlarından

Hesaplanan beklenen getiri oranlarının ilgili tarihlerdeki gerçekleşen getiri oranlarından çıkarılmasıyla (denklem 5) tüm hisse senetleri için 17.12.1993-10.10.2011 dönemi boyunca günlük aşırı getiri oranları serisi elde edilmiştir.

Çalışma kapsamına alınan tüm hisse senetleri için aşırı getiri oranı serileri oluşturulduktan sonra yaklaşık 3 aylık (66 iş günü) dönemler itibariyle aşırı getiri oranlarının standart sapmaları hesaplanmıştır. Bu nedenle elde edilen standart sapma serisi 24.03.1994 tarihinden itibaren başlamaktadır. 66 günlük dönem sabit tutulmak üzere yine ilk gün çıkarılıp, dönemin sonuna bir gün eklenerek zaman penceresi kaydırma yöntemiyle tüm hisse senetlerine ait standart sapma serileri bütün dönem için hesaplanmıştır.

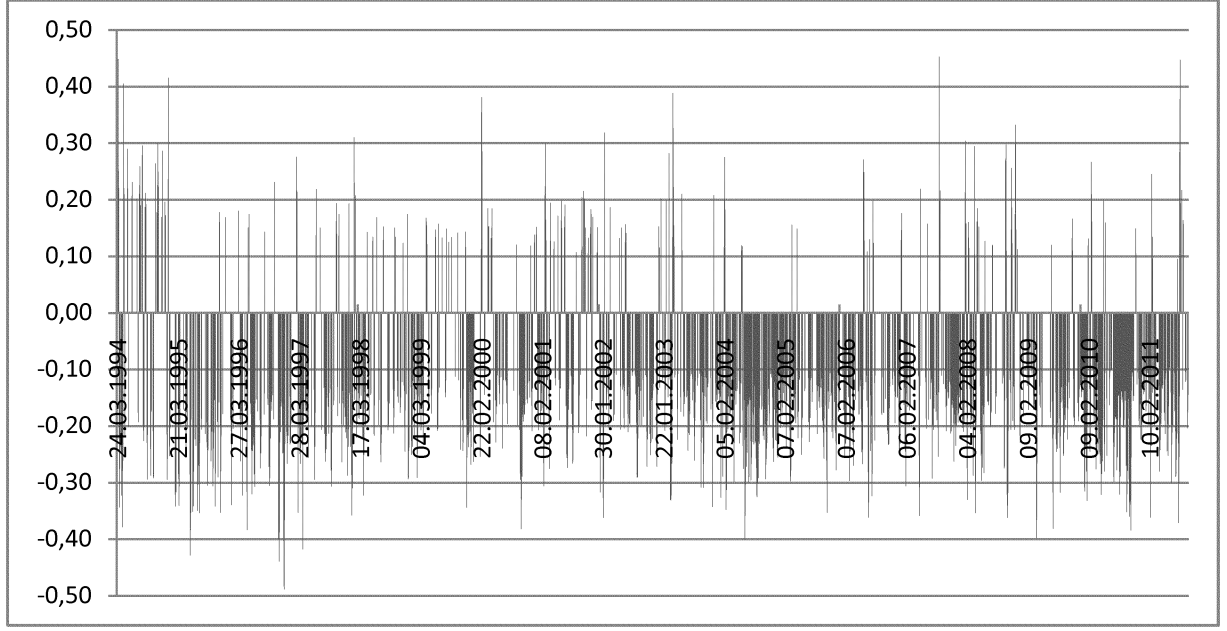
Hesaplanan riskler ile aşırı getiri oranlarının zamanlarının örtüşmemesi için karşılaştırma yapılacak aşırı getiri oranları ise şu şekilde hesaplanmıştır. İlk standart sapma hesaplama dönemi, 20.12.1993-23.03.1994 tarihlerini kapsadığı için, bu dönemden sonra gelen ilk 5 günlük dönem için (24.03.1994-30.03.1994) her hisse senedinin aşırı getiri oranlarının ortalamaları hesaplanmıştır. Söz konusu 5 günlük zaman penceresi kaydırılarak tüm hisse senetleri için ortalama aşırı getiri oranları hesaplanarak tüm dönem için beklenen aşırı getiri oranı serisi hazırlanmıştır. 66 günlük geçmiş aşırı getiri oranlarının standart sapması ile sonrasındaki 5 günlük aşırı getiri oranlarının ortalaması arasındaki sıra korelasyonun tahmin edilmesinin nedeni, yatırımcıların geçmiş risklerine göre hisse senedi taleplerini hemen her gün değil ortalama olarak bir hafta süresinde belirleyebileceği varsayımına dayanmaktadır.

Tüm hisse senetlerinin aşırı getiri oranlarının ortalamalarına ve standart sapmalarına ait seriler bütün örnek dönem için hazırlandıktan sonra her gün için (4449 gün) hisse senetlerinin aşırı getiri oranları ile standart sapmaları arasındaki Spearman sıra korelasyon tahmin edilmiştir. Elde edilen istatistiksel olarak %10 düzeyinde anlamlı sıra korelasyon katsayıları Risk İştahı Endeksi olarak tanımlanmıştır.

### **3.3. İMKB’de Risk İştahına Dair Bulgular**

Yukarıda açıklanan metodolojiye göre aşırı getiri oranı ortalaması ve geçmiş standart sapmalar arasındaki Spearman sıra korelasyonları, İMKB’de risk iştahının bir göstergesi olarak tahmin edilmiştir. 24.03.1994-04.10.2011 döneminde İMKB için tahmin edilen istatistiksel olarak anlamlı risk iştahı endeksinin zaman içindeki seyri Şekil 5’te gösterilmektedir.

**Şekil 5:** 24.03.1994-04.10.2011 Döneminde %10 Düzeyinde Anlamlı Risk İştahı Endeksi



Elde edilen ilk bulgulara göre, İMKB'de ağırlıklı olarak geçmiş risk düzeyleri ile ortalama aşırı getiri oranları arasında negatif bir sıra korelasyon olduğu gözlenmektedir. Diğer bir deyişle yatırımcılar ele alınan örnek dönemin içindeki çoğu günde riski yüksek olan hisse senetlerine olan taleplerini azaltırken düşük riskli hisse senetlerine olan taleplerini arttırmışlardır.

Toplam 4449 günlük örnek dönem içinde, istatistiksel olarak anlamlı ve negatif risk iştahı endeksine sahip gün sayısı 1820 iken, istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif risk iştahı endeksi yalnızca 270 günde görülmektedir. Pozitif ve negatif risk iştahının gözlemlendiği dönemlerde İMKB Ulusal 100 endeksinin istatistiksel olarak birbirinden farklı getiri yapılarına sahip olması, söz konusu dönemlerde iki farklı rejimin var olduğu anlamına gelecektir. Bu durumun geçerliliğinin sınanması için her iki seriye ait tanımlayıcı istatistiklerin incelenmesi yanında t-testi, Mann-Whitney U testi ve Brown-Forsythe testi yapılmıştır. Test sonuçları Tablo 1'de özetlenmektedir.



**Tablo 1:** Risk İştahı Endeksinin Farklı Risk Rejimlerini Temsiline Yönelik Test Sonuçlarından Elde Edilen Bulgular (24.03.1994-04.10.2011)

	<b>+RİE: İMKB 100*</b>	<b>-RİE: İMKB 100**</b>
N	270	1820
Ortalama	0,00769	0,00025
Medyan	0,00772	0,00076
Maksimum	0,12686	0,26169
Minimum	-0,14065	-0,19979
Standart sapma	0,03375	0,02611
Çarpıklık	-0,01094	0,31357
Basıklık	4,91084	14,36510
Jarque-Bera İstatistiği (p-değeri)	41,08679 (0,0000)	9824,883 (0,0000)
t-test istatistiği (p-değeri)		3,468 (0,0006)
Mann-Whitney U Test İstatistiği (p-değeri)		208.939 (0,0001)
Brown-Forsythe Test İstatistiği (p-değeri)		12.028 (0,0006)

\* +RİE:İMKB 100: pozitif risk iştahı dönemlerinde İMKB Ulusal 100 endeksi günlük getiri oranları,

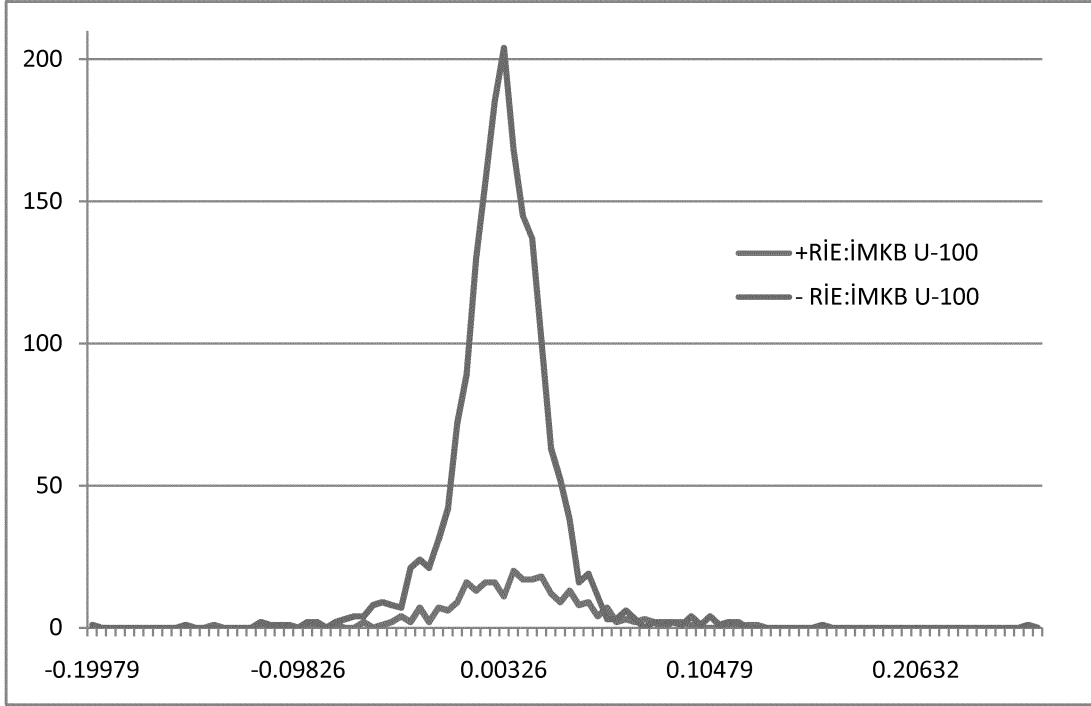
\*\* - RİE:İMKB 100: negatif risk iştahı dönemlerinde İMKB Ulusal 100 endeksi günlük getiri oranları.

Tablo 1’de özetlenen bulgular, yatırımcı risk iştahının yüksek olduğu dönemlerde, diğer bir deyişle pozitif risk iştahı endeksinin olduğu günlerde İMKB Ulusal 100 endeksinin günlük getiri oranlarının ortalama olarak %0,769 düzeyinde gerçekleştiğini göstermektedir. Diğer yandan risk iştahının azaldığı ya da negatif risk iştahı endeksinin bulunduğu dönemlerde ise İMKB Ulusal 100 endeksinin getiri oranının ortalama olarak %0,025 olduğu görülmektedir. Farklı risk iştahı özelliklerinin var olduğu dönemlerdeki çarpıklık ve basıklık istatistikleri ve Jarque-Bera test istatistiklerinin incelenmesi sonucunda, her iki dönemde de İMKB Ulusal 100 endeksi günlük getiri oranlarının %1 anlamlılık düzeyinde normal dağılıma uymamakta olduğu görülmektedir. Risk iştahının arttığı dönemlerdeki getiri oranı dağılımı sola çarpıkken (-0,01094), risk iştahının azaldığı dönemlerde İMKB 100 getirileri sağa çarpık (0,31357) dağılıma sahiptir. Her iki döneme

ait basıklık istatistiklerinin incelenmesi de dönemlerin birbirlerinden farklı dağılım özellikleri içerdiğine ait bulgular sunmaktadır. Risk iřtahının azaldığı dönemlerdeki basıklığın normal dağılım halindeki değeri olan 3'e göre oldukça yüksek olması (14,37), bu dönemlerde kalın kuyruk özelliğine işaret etmektedir. Ayrıca söz konusu basıklık istatistiđi, risk iřtahının arttığı dönemlere (4,91) göre de oldukça yüksektir.

Risk iřtahı endeksi açısından farklılık gösteren bu iki dönemin istatistiksel olarak birbirinden farklı iki yapıya sahip olup olmadığının araştırılması için t-testi, Mann-Whitney U testi ve Brown-Forsythe testi yapılmıştır. İki serinin ortalamalarının birbirinden farklılığına dair yapılan t testi sonucunda elde edilen istatistik yaklaşık olarak 3,47 düzeyindedir. Bu sonuç, pozitif ve negatif risk iřtahının geçerli olduğu dönemlerde getiri oranlarının istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı bir şekilde birbirinden farklı olduğuna dair kanıt sunmaktadır. Mann-Whitney U testinden (208.939) elde edilen sonuçlar ise risk iřtahı endeksinin pozitif olduğu dönemler ile negatif olduğu dönemlerdeki İMKB Ulusal 100 endeksine ait günlük getiri oranlarının medyanının istatistiksel olarak %1 anlamlılık düzeyinde birbirinden farklı olduğunu göstermektedir. Her iki serinin varyanslarının birbirlerinden farklılığının sınanması için uygulanan Brown-Forsythe testi (12,028) ise risk iřtahının yükseldiđi ve azaldığı dönemlerin istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı bir şekilde birbirinden farklı olduğunu göstermektedir. Elde edilen sonuçlar risk iřtahının arttığı ve düřtüđü dönemlerin birbirinden farklı özelliklere sahip iki farklı rejim olduğu yönünde güçlü bulgular sunmaktadır. Her iki döneme ait İMKB Ulusal 100 endeksinin histogramı ise Şekil 6'da gösterilmektedir.

**Şekil 6:** Pozitif ve Negatif Risk İştahı Dönemlerinde İMKB Ulusal 100 Endeksi Getiri Oranlarının Histogramı (24.03.1994-04.10.2011)



#### 4. İMKB'de Risk İştahının Borsa Krizleri ile İlişkisinin Test Edilmesi

Sermaye piyasasında işlem gören menkul kıymetlerin fiyat değişimlerinin arka planında temel değişkenlerden kaynaklanan etmenler olduğu gibi yatırımcı davranışları ve yatırımcıların riske karşı tutumlarındaki değişimler de önemli bir paya sahiptir. Yatırımcıların yatırım tercihlerini ve dolayısıyla hisse senedi taleplerini risk iştahlarına bağlı olarak değiştirmeleri, bir yandan hisse senetlerine olan taleplerin değişerek sert fiyat düşüşlerine yol açabilirken, diğer yandan da yatırımcı risk iştahı gerek yerel gerekse diğer ülkelerde yaşanan krizlerden etkilenebilmektedir. Çünkü kriz dönemleri gibi piyasada stresin arttığı dönemler, yatırımcıların riske karşı tutumlarında önemli değişimlerin meydana gelmesine ve yatırımlarını daha güvenli alanlara yönlendirmelerine neden olmaktadır. Dolayısıyla borsa krizleri ile risk iştahı arasında karşılıklı bir etkileşimden bahsetmek mümkündür. Çalışmanın bu bölümünde, İMKB'de borsa krizlerinin yaşandığı dönemlerde risk iştahı endeksinin bir etkisinin olup olmadığı probit regresyon analizi yöntemiyle araştırılacaktır.

##### 4.1. Risk İştahı Değişkenlerin Oluşturulması

İMKB'de yaşanan borsa krizleriyle risk iştahı ilişkisinin tahmin edilebilmesi için 3 grup veri kullanılmıştır. Bu veriler, kriz dönemleri, sıra korelasyon yöntemiyle tahmin

edilen risk iřtahi endeksi ve uzun ile kısa dđnem faiz oranları arasındaki fark olarak belirlenmiřtir. Uygulamada kullanılan deęiřkenlerin tđmđ bu verilere baęlı olarak tđretilmiřtir.

Kriz dđnemlerinin yařandığı günler 1, dięer günler ise 0 olmak üzere oluřturulan "kriz" deęiřkeni, alıřmanın baęımlı deęiřkenini oluřturmaktadır. Risk iřtahi, gđreli bir kavram olması nedeniyle doęrudan analize dđhil edilmemektedir. Bunun nedeni, riskli bir yatırım alanı olan sermaye piyasasında iřlem yapan yatırımcıların hđlihazırda belirli bir dđzeyde risk iřtahına sahip oldukları varsayımından hareket edilmesidir. Dolayısıyla yalnızca krizler ile doęrudan risk iřtahi endeksi arasındaki iliřkinin modellenmesi yerine risk iřtahındaki artış ya da azalışın kriz ile iliřkisinin olabileceğini deęerlendirerek modele bu deęiřkenlerin de eklenmesi daha doęru olabilir. Bu dđřünceden hareketle risk iřtahi deęiřkeninden 4 farklı deęiřken tđretilmiřtir. Bu deęiřkenlerden biri, risk iřtahi endeksinin 22 iř günü (yaklařık 1 ay) dięeri ise 66 iř günü (yaklařık 3 ay) önceki seviyelerinden farkı olarak belirlenmiřtir. Dięer iki baęımsız deęiřken ise sırasıyla risk iřtahi endeksinin 22 gđnlük ve 66 gđnlük ortalamalarıdır. Bđylelikle gđnlük olarak hesaplanan risk iřtahi endeksinden tđretilen aylık (kısa vadeli) ve 3 aylık (orta vadeli) risk iřtahi dđzeylerindeki deęiřimin de kriz ile olan iliřkisinin arařtırılması amalanmaktadır.

Yatırımcının riske karřı tutumunun ve risk iřtahının bir dięer gđstergesi olarak uzun vadeli faiz oranları ile kısa vadeli faiz oranları arasındaki fark da incelemeye alınmıřtır. Bu deęiřken, 12 ay vadeli aęırlıklandırılmıř mevduat faiz oranı ile 1 ay vadeli aęırlıklandırılmıř mevduat faiz oranı arasındaki fark olarak hesaplanmıřtır.

#### **4.2. Kriz Deęiřkeninin Oluřturulması**

Mishkin (1996:1-2), finansal krizleri, ahlaki riziko ve ters seim sorunlarında meydana gelen artış nedeniyle finansal piyasaların fonları etkin yatırım olanaklarına tahsis fonksiyonunu yerine getirememesi řeklinde tanımlamaktadır. Ancak bu alıřmada kriz dđnemleri yalnızca borsada yařanan ařırı dđřüş gđnleri ya da "stresli gđnler" ile sınırlı tutulmuřtur. Bunun temel nedeni, ekonomik ya da siyasi geliřmelerin bir sonucu olarak ortaya ıkan finansal krizlerin kesin olarak bařlangı ve sona erme tarihlerinin objektif bir mutabakatla belirlenebilmesinde yařanan zorluktur. Krizler spesifik olan tek bir olayla bařlamadığı gibi tđm etkilerinin belirli bir anda tamamen ortadan kalktığını sđylemek de gđtđr. Dięer yandan 2008 yılından itibaren yařanmakta olan kđresel finans krizinde olduđu gibi kđresel anlamda krizin etkilerinin ok uzun bir dđnem boyunca yaygın olarak seyretmesi sđz konusu olabilmektedir. Ayrıca krizin etkilerinin gđven krizi,

likidite krizi ve borç krizi gibi farklı biçimlere dönüşmesi de söz konusudur. Diğer yandan hâlihazırda yaşanan kriz süreci içinde dönem dönem krizin etkilerinin arttığı da görülmektedir. Örneğin Yunanistan, İrlanda, İspanya, Portekiz, İtalya ve Avrupa ülkelerinde etkilerini hissettiren borç krizi ve bu gelişmelerin diğer ülkelere uluslararası ticaret ve sermaye hareketleri yoluyla bulaşması, krizin şiddetinin dönemsel olarak artmasına neden olmaktadır. Bu koşullar altında krizin yaşanmakta olduğu tüm dönemler için 1, diğer günler ise 0 olarak belirlenebilecek bir kriz değişkeni aslında gerçek anlamda kriz dönemlerini açıklamak için çok yeterli olmayabilir. Bunun yerine ekonominin barometresi olarak değerlendiren borsada yaşanan düşüşlerden hareketle kriz değişkeninin türetilmesi daha objektif bir yöntem ortaya koyabilir. Ulusal ve uluslararası ekonomik ve siyasi streslerin hisse senedi getiri oranlarına yansıtılmasının beklenmesi düşüncesinden hareketle ve birer sistematik risk olan finansal krizlerin endeks getiri oranı üzerinde etkili olacağı hipotezine dayalı olarak çalışmaya borsa krizleri dahil edilmiştir.

Literatürde borsa krizleri genellikle endeks değerinin belirli bir eşik değerinin üzerinde düşmesi durumu olarak tanımlanmaktadır. Bu yaklaşıma örnek olarak Mishkin ve White (2002)'in çalışmaları verilebilir. Patel ve Sarkar (1998) ise cari endeks değerinin geçmiş 24 aylık maksimum değerine oranına bağlı olarak elde ettiği göstergenin ortalamadan 2 ya da 3 standart sapması kadar azalmasını kriz olarak tanımlamıştır. (Coudert ve Gex, 2006:75)

Bu çalışmada da İMKB'de yaşanan kriz değişkeni, Patel ve Sarkar (1998) ve Coudert ve Gex (2007)'in çalışmalarında uygulamış oldukları yöntemle göre oluşturulmuştur. Bu yöntemle göre İMKB Ulusal 100 Endeksi seviyesinden elde edilen CMAX göstergesinin belirli bir eşik değerden daha fazla düştüğü günler kriz günleri olarak tanımlanmaktadır. CMAX göstergesi ise belirli bir gündeki İMKB Ulusal 100 endeksi seviyesinin belirli bir dönem içindeki maksimum değere oranlanması ile hesaplanmaktadır. CMAX göstergesi matematiksel olarak aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$CMAX_t = \frac{P_t}{[\max(P_t, \dots, P_{t-n})]} \quad (7)$$

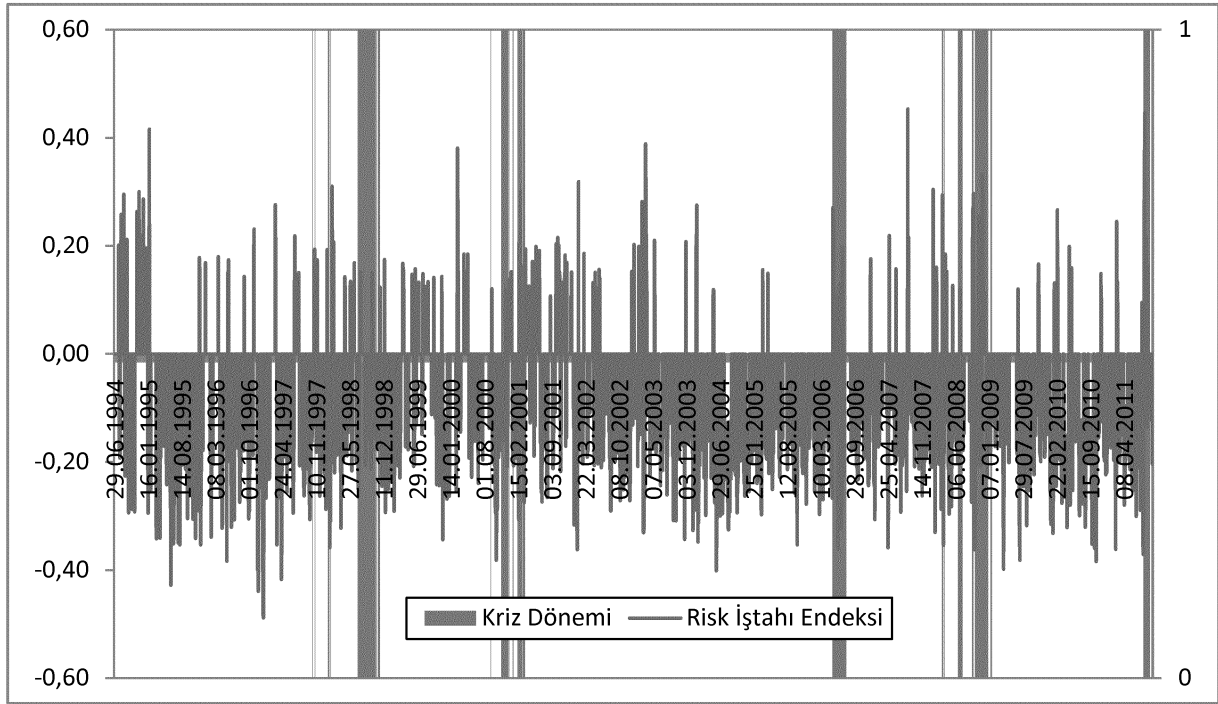
denklemden yer alan  $P_t$ , t zamanında İMKB Ulusal 100 endeksinin değeri, n ise maksimum değeri bulunacak olan dönemi belirlemek için uygulanan gün sayısıdır.  $CMAX_t$  göstergesinin 1 olması, endeks değerinin ele alınan zaman penceresi (geriye

dođru n gn) iindeki en yksek deđerine ulařması anlamına gelmektedir. Endekste ki dř arttıka gsterge 0'a yaklařmaktadır. Bu durumda krizin var olduđuna dair karar, belirli bir gn iin hesaplanan  $CMAX_t$  gstergesinin, ortalamasından 2 standart sapmadan fazla dřmesi ile verilmektedir. Matematiksel olarak kriz deđiřkeninin alacađı deđerler řu řekilde ifade edilebilir:

$$Eđer: \quad CMAX_t < \mu_{CMAX_t} - 2 \cdot \sigma_{CMAX_t} \quad Kriz_t = 1$$

$$\text{Diđer durumlarda} \quad Kriz_t = 0 \quad (8)$$

**řekil 7:** CMAX Yntemi ile Tahmin Edilen Kriz Dnemleri ve Risk İřtahi Endeksi (29.06.1994-04.10.2011)



$CMAX_t$  gstergesinin hesaplanmasına 09.01.1992 tarihinden itibaren bařlanmıřtır. alıřmada n, 500 iř gn ya da diđer bir deđiřle yaklařık 2 yıl olarak belirlenmiřtir.  $CMAX_t$  serisi retildikten sonra 500 gnlk zaman penceresi kaydırma yntemiyle  $CMAX_t$ 'a ait ortalama ( $\mu_{CMAX_t}$ ) ve standart sapma ( $\sigma_{CMAX_t}$ ) serileri retilmiřtir. Kriz deđiřkeni ise gnlk olarak denklem (7) ve (8) yardımıyla tretilmiřtir. Bu ynteme gre elde edilen kriz dnemleri ile risk iřtahi endeksi řekil 7'de yer almaktadır.

### 4.3. Probit Modelinden Elde Edilen Bulgular

İMKB’de yatırımcı risk iştahı ile krizler arasındaki ilişkinin incelenmesinde aşağıda gösterilen probit modeli kullanılmıştır.

$$K_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot RI_t^{\Delta 22} + \beta_2 \cdot RI_t^{E22} + \beta_3 \cdot RI_t^{\Delta 66} + \beta_4 \cdot RI_t^{E66} + \beta_5 \cdot S_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

denklemden yer alan değişkenler şu şekilde açıklanabilir.  $K_t$ , kriz değişkeni;  $RI_t^{\Delta 22}$ , risk iştahı endeksinin 22 günlük farkı;  $RI_t^{E22}$ , 22 günlük ortalama risk iştahı değişkeni;  $RI_t^{\Delta 66}$ , risk iştahı endeksinin 66 günlük farkı;  $RI_t^{E66}$  66 günlük ortalama risk iştahı değişkeni;  $S_t$ , uzun ve kısa dönem faizleri arasındaki fark ve  $\varepsilon_t$  ise hata terimidir. Kriz dönemleri ile risk iştahı parametreleri arasındaki ilişkinin tahmin edilmesi için 30.06.1994-09.09.2011 dönemi içinde yürütülen probit analizi sonucu elde edilen bulgular Tablo 2’de yer almaktadır.

**Tablo 2:** Kriz Dönemleri ile Risk İştahı Değişkenleri Arasında Kurulan Probit Modeli Parametre Tahmin Sonuçları (29.06.1994-04.10.2011)

Değişken	Sabit terim	$RI_t^{\Delta 22}$	$RI_t^{E22}$	$RI_t^{\Delta 66}$	$RI_t^{E66}$	$S_t$
<b>Katsayı</b> ( $\beta_i \ i=0, \dots, 5$ )	-1,1470	0,8572	3,6317	-0,2801	1,2368	-721,4764
<b>p-değeri</b>	0,00000	0,00003	0,00001	0,19976	0,24660	0,00000
Bağımlı değişken ortalaması		0,0725	Bağımlı değişkeninin std.sap.			0,2594
Regresyon standart hata		0,2546	Akaike bilgi kriteri			0,4911
Kalıntı kareleri toplamı		283,675	Schwarz kriteri			0,4998
Log likelihood		-1070,464	Hannan-Quinn kriteri			0,4942
Restr. log likelihood		-1140,503	Ortalama log likelihood			-0,2442
LR istatistiği (5 df)		140,077	McFadden R-kare			0,0614
LR istatistiği p değeri		0,0000	Toplam gözlem			4384

Probit modelinde tahmin edilen parametrelerin yorumlanabilmesi için parametrelerin yanında, belirli bir t zamanında ilgili değişkenlerin sahip oldukları değerlerin de göz önüne alınması gereklidir. Buna karşın tahmin edilen parametrelere ait işaretler ilişkinin yönü hakkında fikir vermektedir. 29.06.1994-04.10.2011 dönemi için kriz olasılığı ile risk iştahı arasındaki ilişkiyi tahmin eden modelden elde edilen bulgular göstermektedir ki, risk iştahının bir ay önceye göre artması, kriz olasılığını da arttırmaktadır.  $RI_t^{A22}$  değişkenine ait parametrenin ( $\beta_1$ ) pozitif olarak tahmin edilmesinden (0,8572) hareketle elde edilen bu bulgu, ilgili parametrenin istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı olmasıyla desteklenmektedir. Diğer yandan risk iştahı endeksinin 3 ay öncesine göre değişimine ( $RI_t^{A66}$ ) ait  $\beta_3$  parametresi ise kriz olasılığı ile negatif (-0,2801) bir ilişkiye sahiptir. Dolayısıyla İMKB'de kriz döneminde yatırımcı risk iştahının 3 ay (66 gün) önceye göre düşüş görüldüğü düşünülebilir ancak bu parametrenin istatistiksel olarak anlamlı olduğu söylenememektedir. Bu bulgu göstermektedir ki, risk iştahı endeksinin bir ay öncesine göre artması kriz olasılığını yükseltmektedir. Kısa vadeli risk iştahı değişimi ( $RI_t^{A22}$ ) ile uzun vadeli risk iştahı değişiminin ( $RI_t^{A66}$ ) kriz olasılığı üzerinde sırasıyla istatistiksel olarak anlamlı pozitif ve negatif ancak istatistiksel olarak anlamlı olmayan etkilere neden olması risk iştahının aslında bilinmeyen bir ortalama etrafında dalgalandığı hipotezini destekleyen bir bulgu olarak değerlendirilebilir.

Risk iştahındaki dalgalanmayı açıklamaya çalışan iki hipotezden bahsetmek mümkündür. Bunlardan birincisi yatırımcıların sınırlı rasyonel olmalarına dayalı olarak ileri sürülmektedir. Bu hipoteze göre yatırımcılar piyasanın yükseldiği dönemlerde daha fazla risk almaya istekli olmakta, piyasanın düştüğü dönemlerde ise risk iştahları azalmaktadır. Söz konusu davranış içinde olan yatırımcılar için bulunabilirlik ve temsiliyet hevristikleri gibi kestirme çözümlerin karar sürecinde etkili olduğu söylenebilir. (Deutsche Bundesbank Monthly Report, 2005: 88-89) Bulunabilirlik hevristiği, yatırımcıların göz önünde bulunan ve rahatlıkla ulaşabildikleri bilgiyi aslında olduğundan daha yüksek olasılığa sahip olarak değerlendirmelerine neden olmaktadır. Dolayısıyla yatırımcıların sınırlı rasyonelliği, piyasanın yükseldiği dönemlerde riski aslında olduğundan daha düşük değerlendirmelerine, piyasanın düştüğü dönemlerde ise riski olduğundan daha yüksek değerlendirmelerine neden olmaktadır. Diğer yandan yatırımcıların son dönemlerde gerçekleşen bilgiye daha fazla önem vermesine yol açan temsiliyet hevristiği ise yatırımcıların yükselen hisse senetlerinin daha da yükseleceği, düşmekte olan hisse



senetlerinin ise daha da düşeceğini değerlendirerek yatırım kararı vermelerine neden olmaktadır. Bu nedenle yatırımcıların risk ve beklenen getiri oranlarını sistematik olarak yanlış değerlendirmeleri, risk iştahının bir ortalama etrafında dalgalanmasına yol açmaktadır.

Risk iştahının bir ortalama etrafında dalgalandığına dair ikinci açıklama ise piyasada işlem yapan katılımcıların kompozisyonunun değişmesinin beraberinde risk iştahını da değiştirdiği şeklindedir (Deutsche Bundesbank Monthly Report, 2005: 88-89). Farklı beklenti ve risk algılarına sahip işlemcilerin piyasaya girmesi, piyasadaki yatırımcı risk iştahı düzeyinin dalgalanmasına neden olmaktadır.

Risk iştahı endeksi ortalamalarının kriz olasılıkları ile ilişkisi incelendiğinde ise bir aylık ortalamaya ( $RI_t^{E22}$ ) ait parametrenin ( $\beta_2$ ) pozitif (3,6317) ve %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Risk iştahı endeksinin üç aylık ortalamasının ( $RI_t^{E66}$ ) kriz olasılığı ile ilişkisini gösteren  $\beta_4$  parametresi ise pozitif olmakla beraber (1,2368) p değerinin 0,2466 düzeyinde olması nedeniyle bu değişkenin istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olmadığı söylenebilir.

Modelde yer alan son değişken, uzun ve kısa vadeli faiz oranları arasındaki farktır ( $S_t$ ). Bu değişken, piyasaların stresli olduğu dönemlerde özellikle likidite sıkışıklığı nedeniyle kısa vadeli fonlara olan talebin artması ve kısa vadeli faizlerin uzun vadeli faizlere göre daha fazla yükselmesi nedeniyle krizin bir göstergesi olarak değerlendirilebileceğinden hareketle modele eklenmiştir. Elde edilen bulgular  $\beta_5$  parametresinin -721,48 düzeyinde ve istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı olduğu yönündedir. Diğer bir deyişle, kısa vadeli faiz oranlarının uzun vadeli faiz oranlarına göre daha fazla artması kriz olasılığını artırmaktadır.

#### **4.4. Risk İştahı Değişkenleri ile Kriz Olasılığının Tahmini**

İMKB’de söz konusu dönem içinde kriz olasılığı ile risk iştahı değişkenleri arasındaki ilişkinin, risk iştahı endeksindeki üç aylık ortalama ve değişim değerleri hariç, istatistiksel olarak anlamlı olarak bulunmasından sonra söz konusu değişkenlerin öncü birer gösterge olarak daha önce açıklanan tanımı çerçevesinde borsada yaşanacak olan kriz olasılığını tespit etmede ne derecede başarılı olabilecekleri araştırılmıştır. Bunun için ele alınan beş değişkene ait gecikmeli veriler hazırlanmıştır. Uygulanan model aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$K_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot RI_{t-i}^{\Delta 22} + \beta_2 \cdot RI_{t-j}^{E 22} + \beta_3 \cdot RI_{t-k}^{\Delta 66} + \beta_4 \cdot RI_{t-l}^{E 66} + \beta_5 \cdot S_{t-m} + \varepsilon_t \quad (10)$$

denklemden yer alan  $i, j, k, l$  ve  $m$ , ilgili değişkenler için uygulanan gecikme değerleridir. Bağımsız değişkenlere ait en uygun gecikme değerlerinin belirlenmesinde farklı gecikmelerle tahmin edilen çok sayıda model kullanılmıştır. Bu modeller arasından yapılan seçim Akaike ve Schwarz kriterlerinin düşük olmasına göre yapılmıştır. Risk iştahı değişkenlerinin gecikmelerinin kullanılması nedeniyle tahmin dönemi 29.06.1994-04.10.2011 olarak belirlenmiştir. Kriterlere göre elde edilen en uygun model gecikmeleri ile birlikte aşağıda gösterilmektedir:

$$K_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot RI_{t-1}^{\Delta 22} + \beta_2 \cdot RI_{t-1}^{E 22} + \beta_3 \cdot RI_{t-7}^{\Delta 66} + \beta_4 \cdot RI_{t-8}^{E 66} + \beta_5 \cdot S_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

**Tablo 3:** Gecikmeli Risk İştahı Değişkenleri ile Kriz Arasındaki Probit Modeli Parametre Tahmin Sonuçları (29.06.1994-04.10.2011)

Değişken	Sabit terim	$RI_{t-1}^{\Delta 22}$	$RI_{t-1}^{E 22}$	$RI_{t-7}^{\Delta 66}$	$RI_{t-8}^{E 66}$	$S_{t-1}$
Katsayı ( $\beta_i \quad i=0, \dots, 5$ )	-1,1583	0,6623	2,6362	0,3381	1,9502	-704,5611
p-değeri	0,0000	0,0002	0,0003	0,0838	0,0453	0,0000
Bağımlı değişken ortalaması		0,0727	Bağımlı değişkeninin std.sap.			0,2596
Regresyon standart hata		0,2555	Akaike bilgi kriteri			0,4947
Kalıntı kareleri toplamı		285,18	Schwarz kriteri			0,5034
Log likelihood		-1076,37	Hannan-Quinn kriteri			0,4978
Restr. log likelihood		-1139,90	Ortalama log likelihood			-0,2460
LR istatistiği (5 df)		127,055	McFadden R-kare			0,0557
LR istatistiği p değeri		0,0000	Toplam gözlem			4376

Parametre tahmini sonucunda elde edilen bulgular Tablo 3'te gösterilmektedir. Tahmin edilen modele göre 22 günlük ve 66 günlük risk iştahı değişiminin sırasıyla 1 ve 7 günlük gecikmelerinin ( $RI_{t-1}^{\Delta 22}$  ve  $RI_{t-7}^{\Delta 66}$ ) %1 ve %10, 22 günlük ve 66 günlük risk iştahı ortalamalarının 1 ve 8 günlük gecikmelerinin ( $RI_{t-1}^{E 22}$  ve  $RI_{t-8}^{E 66}$ ) %1 ve %5, uzun ile kısa vadeli faiz oranı farkının bir günlük gecikmesinin ( $S_{t-1}$ ) ise %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir.  $RI_{t-1}^{\Delta 22}$  değişkenine ait parametrenin pozitif

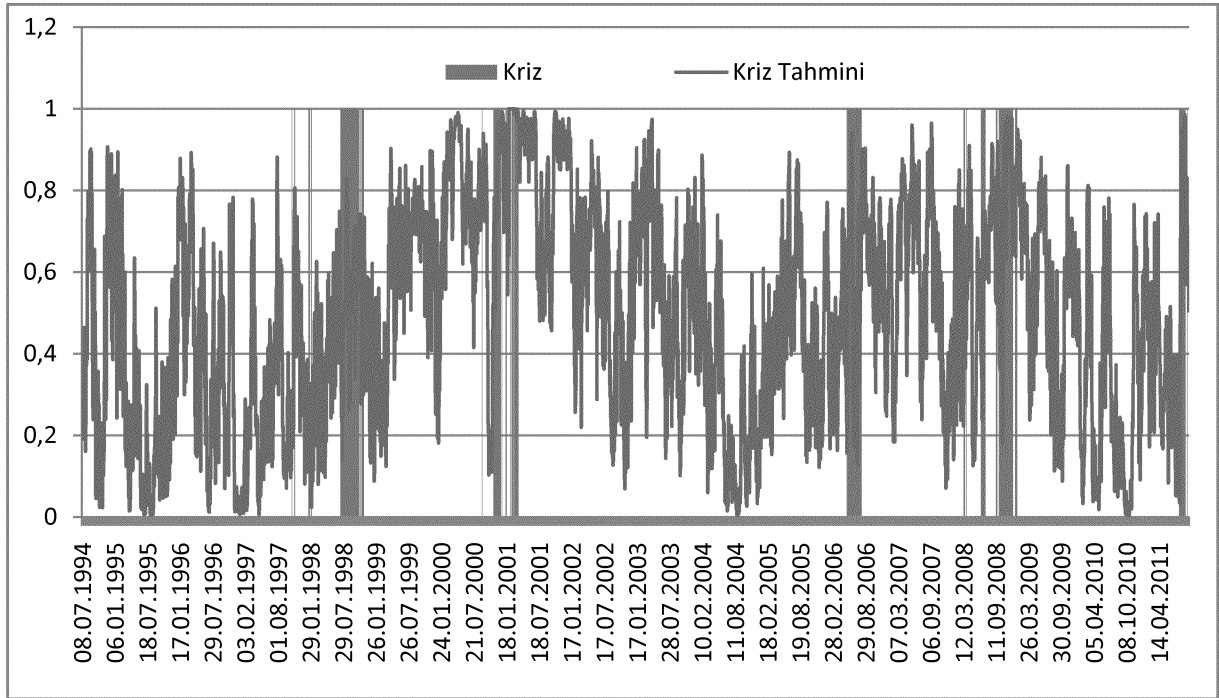
(0,6623) ve istatistiksel olarak anlamlı olması, risk iştahı endeksinin bir ay önceye göre artmasının bir sonraki gün kriz olma olasılığını arttırdığı şeklinde yorumlanabilir. Benzer bir şekilde risk iştahı endeksinin bir aylık ortalamasının bir günlük gecikmesinin ( $RI_{t-1}^{E22}$ ) artması da, istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde kriz olasılığı üzerinde pozitif yönde (2,6362) etkili olmaktadır. Dolayısıyla krizden bir gün önce İMKB’de bir aylık ortalama risk iştahının yükseldiği söylenebilir.

Diğer yandan risk iştahı endeksinden türetilen daha uzun vadeli (66 gün) değişkenlerin kriz üzerindeki gecikmeli etkisi incelendiğinde, istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif etkilerle karşılaşılmaktadır.  $RI_{t-7}^{A66}$  değişkenine ait parametrenin 0,3381 olarak tahmin edilmesi, risk iştahı endeksinin 3 ay önceki seviyesine göre artmasının 7 gün gecikme ile kriz olasılığını arttırdığı şeklinde yorumlanabilir. Benzer bir ilişkinin 3 aylık risk iştahı ortalamasının 8 günlük gecikmesi  $RI_{t-8}^{E66}$  için de geçerli olduğu söylenebilir. Başka bir deyişle krizden 8 gün önce 3 aylık ortalama risk iştahının arttığı görülmektedir. Dolayısıyla 3 aylık ortalama risk iştahı endeksindeki düşüşün 8 gün gecikme ile kriz olasılığını arttırdığı şeklinde bir değerlendirme yapmak mümkün olabilir.  $S_t$  değişkeninin bir günlük gecikmesinin de istatistiksel olarak negatif ve anlamlı olarak tahmin edilmesi, kısa vadeli faiz oranlarındaki artışın uzun vadeli faiz oranlarına göre daha fazla artmasının 1 gün gecikme ile kriz olasılığı üzerinde istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Kriz döneminden 1 gün önce kısa vadeli faiz oranlarının uzun vadeli faiz oranlarına göre daha fazla artmasına dair bu bulgu teorik olarak kriz öncesi yaşanması beklenen bir sonuç olarak değerlendirilebilir.

Modelinin açıklayıcı gücünü gösteren McFadden R kare incelendiğinde ancak %5,57 düzeyinde olduğu görülmektedir. Dolayısıyla modelde yer alan değişkenlerin kriz olasılığının ancak küçük bir kısmını açıkladığı söylenebilir. Ancak bu çalışmadaki temel amaç krizi öngörecektir tüm değişkenlerin tespiti olmadığı gibi risk iştahı göstergelerinin tek başına krizleri öngörmeye yeterli olacağı iddiası da ileri sürülmemektedir. Burada asıl araştırılan konu, risk iştahının kriz olasılığını öngörmeye istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olup olmadığıdır. Böylelikle mevcut öngörü modellerinin açıklayıcı gücünü arttırıcı bir unsur olan risk iştahının da kullanılabilirliği sözkonusu olacaktır. Bu nedenle McFadden R karenin düşük olmasından ziyade modelde yer alan bağımsız değişkenlerin anlamlılığı noktası önem kazanmaktadır.

Risk iřtahi deęiřkenleri ile oluřturulan modelin ele alınan dnem iinde yařanan kriz dnemlerini aıklamada ne kadar bařarlı olduęunun incelenmesi kriz ngr modellerine yapabileceęi potansiyel katkının incelenmesi anlamında faydalı olabilir. Bunun iin modelde yer alan deęiřkenlere ait gnlk deęerler, denklem 10'da gsterildięi gibi tahmin edilen parametreler ile arpılarak 08.07.1994-04.10.2011 dnemi iin  $K_t$  deęiřkenleri hesaplanmıřtır. Probit modelinin zellięinden hareketle kriz olasılıęının tahmin edilebilmesi iin hesaplanan gnlk  $K_t$  deęerlerine standart normal kmlatif daęılım fonksiyonu uygulanarak sz konusu dnem iin gnlk kriz olasılıkları hesaplanmıřtır. Probit modelinden hareketle tahmin edilen kriz olasılıkları ile kriz dnemleri Őekil 8'de gsterilmektedir.

**Őekil 8:** Kriz dnemleri ve tahmini kriz olasılıkları (08.07.1994-04.10.2011)



Őekil 8, sz konusu tanım erevesinde İMKB'de yařanan kriz gnleri ile ele alınan dnem iin tahmin edilen her gne ait kriz olasılıklarını gstermektedir. Kriz dnemleri ile tahmin edilen kriz olasılıkları grsel olarak deęerlendirildięinde kriz dnemlerinin biroęunda kriz olasılıęının da yksek dzeyde gerekleřtięi grlmektedir. Ancak krizin yařandığı bazı gnlerde modelin rettięi kriz olasılıęının dřklę tip 1 hata olarak adlandırılmaktadır ki, bunun yzdesel olarak fazla olması modelin bařarisının sorgulanmasına neden olacaktır. Dięer yandan kriz olmayan gnlerin biroęunda da modelin yksek kriz olasılıęı tahmini rettięi grlmektedir. Tip 2 hata olarak

adlandırılan bu durumun da modelin başarısının değerlendirilmesi için dikkate alınması uygun olacaktır. Modelin ürettiği sonuçların değerlendirilmesi için belirlenmesi gereken bir başka nokta da, hangi düzeydeki kriz olasılığı seviyesinin bir kriz sinyali olarak değerlendirileceğine karar vermektir. Örneğin modelin ürettiği kriz olasılığının %40 ve daha yukarıda olduğu günler krize işaret eden günlerse, bu günlerde gerçekten kriz yaşanıp yaşanmadığının değerlendirilmesi gerekir. Bu nedenle model performansına ilişkin elde edilen sonuçlar farklı sinyal seviyeleri (ya da eşik değerleri) için ayrıntılı olarak Tablo 4'te gösterilmektedir.

**Tablo 4:** Probit Modelinden Elde Edilen Kriz Tahminlerinin Performansı

Kriz Sinyali Seviyesi	Doğru Tahmin Edilen Kriz Günleri	Yanlış Tahmin Edilen Kriz Günleri (Tip 1 Hata)	Doğru Tahmin Edilen Kriz Olmayan Günler	Yanlış Tahmin Edilen Kriz Olmayan Günler (Tip 2 Hata)	Doğru Kriz Tahmini / Tip 2 Hata
%35	%84,28	%15,72	%34,98	%65,02	1.2962
%40	%80,19	%19,81	%40,45	%59,55	1.3467
%45	%78,62	%21,38	%45,41	%54,59	1.4400
%50	%74,21	%25,79	%51,02	%48,98	1.5153
%55	%64,47	%35,53	%57,26	%42,74	1.5082
%60	%59,75	%40,25	%63,69	%36,31	1.6453
%65	%53,14	%46,86	%69,38	%30,62	1.7354
08.07.1994- 04.10.2011 dönemi içindeki gün sayısı = 4377					
Dönem içindeki toplam kriz günü sayısı = 318					

Seçilen sinyal seviyelerine göre modelin ürettiği kriz işaretlerinin doğruluğu değişmektedir. Örneğin sinyal seviyesi olarak %45 seçildiğinde, modelden elde edilen kriz olasılığı değerinin %45'i geçtiği günlerde kriz olacağına dair bir sinyal alındığı değerlendirilmektedir. Bu durum incelendiğinde, dönem içinde yaşanan kriz günlerinin %78,62'sinin doğru olarak tahmin edildiği görülmektedir. Ancak sinyalin bu derecede düşük olarak belirlenmesi bir yandan yaşanan kriz günlerinin büyük çoğunun doğru olarak tahmin edilmesine neden olurken, diğer yandan da çok sayıda kriz sinyalinin üretilmesi nedeniyle aslında kriz olmayan günlerde de kriz tahmini yapılması söz konusu olmaktadır. %45 sinyal seviyesinde bu durumu işaret eden tip 2 hatanın %54,59 gibi yüksek bir düzeyde olduğu görülmektedir. Sinyal seviyesinin yükselmesi doğru kriz

tahmini oranını düşürürken tip 2 hatanın da azalmasına neden olmaktadır. Bu nedenle söz konusu ödünleşmenin değerlendirilmesi için Tablo 4'ün son sütununda yer alan doğru kriz tahmininin tip 2 hataya oranı kullanılmaktadır. Bu oranın yüksekliği, optimal eşik seviyesinin seçilmesi için bir değerlendirme kriteri olarak kullanılabilir.

Tablo 4'te yer alan bulgular incelendiğinde sinyal seviyesi olarak %50'nin seçilmesi durumunda İMKB'de yaşanan kriz günlerinin %74,21'inin doğru olarak tahmin edileceği, buna karşın yanlış kriz sinyalinin (tip 2 hata) %48,98 düzeyinde kalacağı görülmektedir. Sinyal seviyesinin düşürülmesine paralel olarak doğru kriz tahmini oranlarının %35 eşik seviyesinde %84,28'e kadar çıkarken bu seviyede tip 2 hatanın %65,02 düzeyinde olacağı, buna karşın sinyal seviyesi %65 düzeyine çıkarıldığında hem doğru kriz tahmini oranının (%53,14) hem de tip 2 hatanın (%30,62) azaldığı görülmektedir.

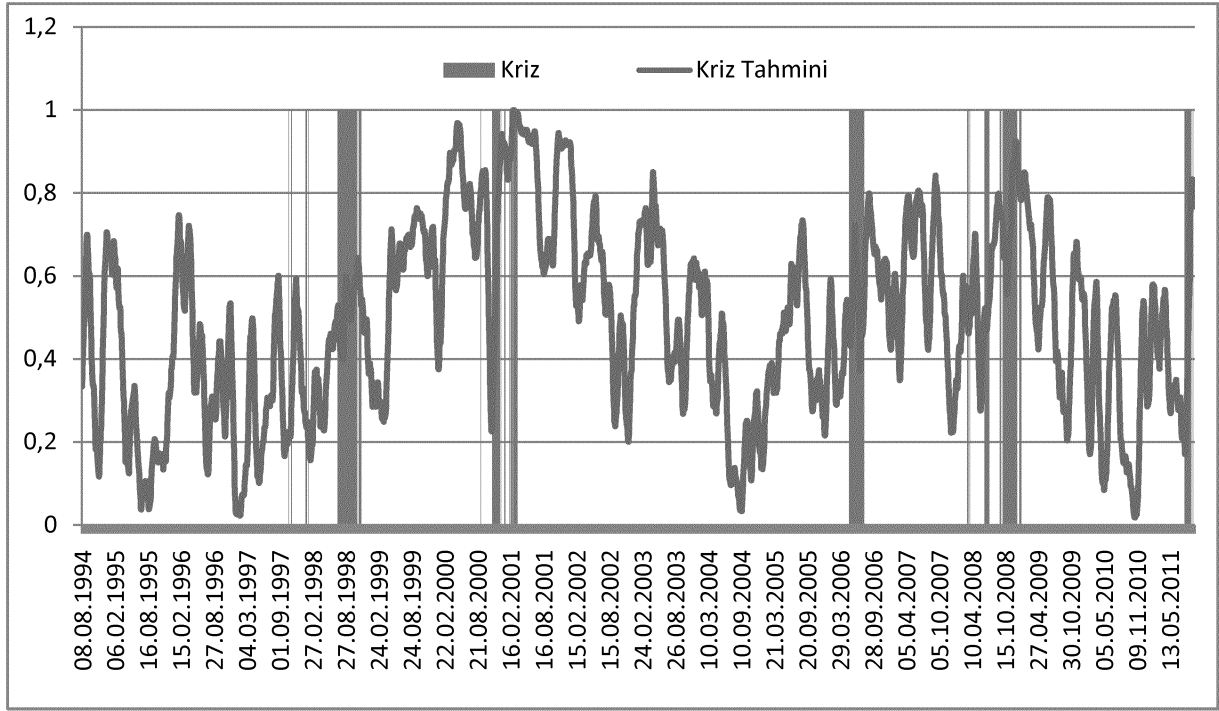
Pratikte optimal sinyal seviyesinin belirlenmesi, hata tiplerinin göreceli önemlerine göre belirlenebilir. Şöyle ki; gerçekte kriz olmadığı halde kriz sinyalinin alınması (tip 2 hata), kriz olduğu halde kriz sinyali alınmamasından (tip 1 hata) daha az önemli bir sorun olarak değerlendirilebilir. Çünkü kriz gerçekleşmediği halde kriz sinyalinin alınması, politika yapıcılarının tedbir almasına neden olurken bu, krize hazırlıksız yakalanmaya göre toplumsal refah açısından daha düşük maliyetli olacaktır. Probleme yatırımcı açısından bakıldığında ise, alınan yanlış kriz sinyalinin riskli yatırımlardan kaçınmalarına neden olarak zararlarının azalmasına neden olabileceği söylenebilir. Diğer yandan tip 2 hatanın daha az önemli olmasının bir başka nedeni daha olabilir. Bu, aslında hatanın modelin yanlış kriz tahmini üretmesi nedeniyle olmaması, aksine politika uygulayıcılarının krizle ilgili doğru tedbirler alarak krizin yaşanmaması nedeniyle görülmesi olabilir. Dolayısıyla optimal bir sinyal seviyesinin belirlenmesi genel bir kural olarak değil özel bir seçim olarak değerlendirilebilir. (Bussiere ve Fratzscher, 2006: 957)

Elde edilen bulgular değerlendirildiğinde %50 ya da daha yüksek bir düzeyde seçilen sinyal seviyeleri ile doğru tahmin edilen kriz günleri, tip 2 hatanın 1,5 katından daha fazla olmaktadır. Yatırımcılar ya da politika belirleyicileri, sinyal seviyesini değiştirerek kişisel ödünleme tercihleri doğrultusunda karar verebilirler.

Çalışmada kullanılan verilerin günlük getiri verileri olması ve buna bağlı olarak kriz tahminlerinin günlük seviyede sinyaller üretmesi de kriz tahmini başarısı üzerinde etkili olabilir. Bu derecede yüksek frekanslı verilerle tahmin edilen probit modelinden türetilen  $K_t$  değişkenlerine uygulanan standart normal kümülatif dağılım fonksiyonu ile türetilen

günlük kriz olasılıklarının bir aylık (22 iş günü) ortalaması alınarak kriz tahminleri üretilmiştir. Böylece yüksek frekansa yol açan günlük sinyaller yumuşatılarak ortalamadan hareketle kriz sinyallerinin incelenmesi mümkün olmuştur. Dönem içinde yaşanan krizlerle kriz tahmininin 22 günlük ortalaması Şekil 9'da gösterilmektedir.

**Şekil 9:** Kriz dönemleri ve tahmini kriz olasılıklarının 22 günlük ortalamaları (08.08.1994-04.10.2011)



Şekil 9'da görsel olarak yer alan kriz tahminleri ile kriz günleri arasındaki ilişki, farklı kriz sinyali seviyeleri itibariyle Tablo 5'te gösterilmiştir. Tablo 4 ile Tablo 5 karşılaştırıldığında, %50'nin altındaki sinyal seviyelerinde 22 günlük ortalamalarla elde edilen sonuçların daha yüksek oranda kriz günlerini doğru olarak tahmin ettiği, %50 ve daha yüksek düzeyde seçilen sinyal seviyelerinde ise doğru krizin tip 2 hataya oranının daha düşük olduğu görülmektedir. Ayrıca 22 günlük ortalama ile tahmin yapıldığında %45 sinyal seviyesinin üzerinde tip 2 hatanın daha düşük olduğu söylenebilir. Her iki tablo genel olarak değerlendirildiğinde, sinyal seviyesi olarak %50'nin altı seçildiğinde 22 günlük ortalamalı modelin, %50 ve daha üstü sinyal seviyelerinde ise diğer modelin daha başarılı sonuçlar verdiği söylenebilir.

**Tablo 5:** Probit Modelinden Elde Edilen 22 Günlük Kriz Tahminleri Ortalamasının Performansı

Kriz Sinyali Seviyesi	Doğru Tahmin Edilen Kriz Günleri	Yanlış Tahmin Edilen Kriz Günleri (Tip 1 Hata)	Doğru Tahmin Edilen Kriz Olmayan Günler	Yanlış Tahmin Edilen Kriz Olmayan Günler (Tip 2 Hata)	Doğru Kriz Tahmini / Tip 2 Hata
%35	%92,45	%7,55	%32,37	%67,63	1.3670
%40	%89,62	%10,38	%38,56	%61,44	1.4587
%45	%79,87	%20,13	%44,80	%55,20	1.4470
%50	%67,30	%32,70	%51,58	%48,42	1.3900
%55	%53,77	%46,23	%58,77	%41,23	1.3041
%60	%38,05	%61,95	%65,85	%34,15	1.1142
%65	%32,39	%67,61	%73,68	%26,32	1.2304
08.08.1994- 04.10.2011 dönemi içindeki gün sayısı = 4356					
Dönem içindeki toplam kriz günü sayısı = 318					

## 5. Sonuç

Bu çalışmanın amacı ekonominin barometresi olarak tanımlanan borsada yaşanan stresli günlerin tahmin edilebilmesi ve yatırımcı risk iştahı ile ilişkisinin ortaya konulabilmesidir. CMAX yönteminin kullanılması ile belirlenen stresli günler, borsa krizinin bir göstergesi olarak tanımlanmış ve çeşitli araştırmacılar tarafından özellikle krizlerin bulaşıcılığı konusunda anlamlı bir transfer unsuru olarak nitelendirilen ve krizlerin bir öncü göstergesi özelliğine sahip olan risk iştahının İMKB ölçeğinde analiz edilerek 08.07.1994-04.10.2011 döneminde yaşanan krizlerle ilişkisinin ortaya konulması amaçlanmıştır.

Küresel boyutta yaşanan krizler göstermektedir ki, sermayenin serbest dolaşımı, uluslararası portföy yatırımları ve diğer gelişmelerin yerel piyasaları giderek artan oranda birbirlerine entegre etmesi, krizlerin boyutlarını, sıklığını ve yıkıcılığını da etkileyerek bulaşıcı bir özelliğe sahip olmalarına yol açmaktadır. Krizlerin ortaya koyduğu olumsuzlukların önüne geçebilmek için krizleri oluşturan mekanizmaları anlamak ve krizleri öngörebilen modelleri üretmek gerekmektedir. Bu çalışmadan elde edilen bulgular göstermektedir ki, kriz olasılığının öngörülmesi için istatistiksel olarak anlamlı bir başka değişken de yatırımcı risk iştahıdır. Dolayısıyla kriz olasılıklarının tahmini için makroekonomik değişkenlere dayanan birçok modele ek olarak yatırımcı risk iştahının da incelenmesi anlamlı sonuçlar verebilecek ve krizleri tahmin gücünü arttırabilecektir.



Hisse senetlerinin geçmiş riskleri ile aşırı getiri oranları arasındaki Spearman sıra korelasyon katsayısıyla ölçülen risk iştahı endeksinden türetilen değişkenlerin yer aldığı probit modeli ile 08.07.1994-04.10.2011 döneminde yaşanan borsa krizleriyle yatırımcı risk iştahının ilişkisinin incelenmesi sonucunda %50 sinyal seviyesinde yaşanan kriz günlerinin %74,21'inin doğru olarak tahmin edildiği, buna karşın tip 2 hatanın %48,98 düzeyinde gerçekleştiği görülmüştür. Diğer yandan tahmin edilen kriz olasılıklarının 22 günlük ortalaması ile elde edilen sonuçlar aynı sinyal seviyesinde kriz günlerinin %67,30'unun doğru olarak tahmin edilmesini sağlamıştır. Bu seviyede tip 2 hata ise %48,42 olarak gerçekleşmiştir.

Elde edilen bulgular topluca değerlendirildiğinde, yatırımcı risk iştahının İMKB'de yaşanan stresli günlerin (krizlerin) öngörülmesinde anlamlı bir değişken olarak kullanılabileceği söylenebilir. Risk iştahından türetilen gecikmeli değişkenlerin kullanılmasıyla daha sağlıklı tahmin modelleri üretilebilir ve krizlerin yol açacağı sorunları önleyici tedbirlerin daha erken devreye girebilmesi sağlanabilir. Bu açıdan yatırımcı risk iştahına dayalı modellerin gerek makro ekonomi politika yapıcıları, gerekse bireysel ya da kurumsal yatırımcılar açısından yararlı bir araç olabileceği sonucuna varılmıştır.

## Kaynakça

1. Baek, In-Mee, Arindam Bandopadhyaya ve Chan Du (2005). Determinants of Market-Assessed Sovereign Risk: Economic Fundamentals or Market Risk Appetite?, *Journal of International Money and Finance*, Cilt.24: 533-548.
2. Berg, Andrew ve Catherine Pattillo (1999). Are Currency Crises Predictable? A Test, *IMF Research Fund, IMF working paper*.
3. Bliss, Robert R. ve Nikolaos Panigirtzoglou (2004). Option-Implied Risk Aversion Estimates, *The Journal of Finance*, Cilt.59, No.1: 407-446.
4. Bussiere, Matthieu ve Marcel Fratzscher (2002). Towards a New Early Warning System of Financial Crises, *European Central Bank, working paper*, No.145.
5. Coudert, Virginie ve Mathieu Gex (2007). Does Risk Aversion Drive Financial Crises? Testing the Predictive Power of Empirical Indicators, *CEPII, working paper*, No.2007-02.
6. Deutsche Bundesbank Monthly Report (2005). Risk Appetite in a Dynamic Financial Market Environment, Ekim.
7. Feridun, Mete ve Orhan Korhan (2005). Turkish and Argentine Financial Crises: A Univariate Event Study Analysis, *Journal of Applied Sciences*, Cilt.5, No.4: 768-772.
8. Gai, Prasana ve Nicholas Vause (2006). Measuring Investors' Risk Appetite, *International Journal of Central Banking*, Cilt.2, No.1: 167-188.
9. Gerni, Cevat, Ö.Selçuk Emsen ve M.Kemal Değer (2005). Erken Uyarı Sistemleri Yoluyla Türkiye'deki Ekonomik Krizlerin Analizi, *Ekonometri ve İstatistik*, Sayı.2: 11-29.
10. Işık, Sayım, Koray Duman ve Adil Korkmaz (2004). Türkiye Ekonomisinde Finansal Krizler: Bir Faktör Analizi Uygulaması, *D.E.Ü.İ.İ.B.F.Dergisi*, Cilt.19, Sayı.1: 45-69.
11. Illing, M. ve M. Aaron (2005). A Brief Survey of Risk-Appetite Indexes, *Bank of Canada Financial System Review*, Haziran: 37-43.
12. Kamin, Steven B. ve Oliver D.Babson (1999). The Contribution of Domestic and External Factors to Latin American Devaluation Crises: An Early Warning Systems Approach, Board of Governors of the Federal Reserve System, *International Finance Discussion Papers*, No.65.

13. Kaminsky, Graciela, Saul Lizondo ve Carmen Reinhart (1998). Leading Indicators of Currency Crises, *IMF Staff papers*, Cilt.45, No.1.
14. Kaminsky, Graciela (2000). Currency and Banking Crises: The Early Warning of Distress, George Washington University, (çevrimiçi) [http://www.gwu.edu/~clai/working\\_papers/Kaminsky\\_Graciela\\_07-00.pdf](http://www.gwu.edu/~clai/working_papers/Kaminsky_Graciela_07-00.pdf) (07.06.2009).
15. Kibritçioğlu, Bengi, Bülent Köse ve Gamze Uğur (2001). A Leading Indicators Approach to the predictability of Financial Crises: The Case of Turkey, *International Finance* 0108001, *EconWPA*.
16. Köksal, Bilge Aloba (1998). *İstatistik: Analiz ve Metodları*, 5.Baskı, Çağlayan Kitabevi, İstanbul.
17. Kumar, Manmohan S. ve Avinash Persaud (2002). Pure Cointagion and Investors' Shifting Risk Appetite: Analytical Issues and Empirical Evidence, *International Finance*, Vol.5, No.3: 401-426.
18. Lehmann, E. L. ve D'Abrera, H. J. M. (1998). *Nonparametrics: Statistical Methods Based on Ranks*, rev. ed. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
19. Masson, Paul (2006). Contagion: Monsoonal Effects, Spillovers and Jumps between Multiple Equilibria, *The Asian Financial Crisis: Causes, Contagion and Consequences*, Ed.by Pierre-Richard Agenor, Marcus Miller, David Vines and Axel Weber, World Bank Institute, Center for Economic Policy Research, Global Economic Institutions, Cambridge University Press: 265-280.
20. Mishkin, F.S. (1996). Understanding Financial Crises: A Developing Country Perspective, *Annual World Bank Conference on Development Economics*, World Bank : 29-32.
21. Mishkin, Frederic ve Eugene White (2002). U.S. Stock Market Crashes and Their Aftermath: Implications for Monetary Policy, *NBER working paper 8992*, Haziran.
22. Misina, Miroslav (2003). What does the Risk-Appetite Index Measure?, *Bank of Canada Working Paper 2003-23*, Ağustos.
23. Patel, S. ve A. Sarkar (1998). Crises in Developed and Emerging Stock Markets, *Financial Analysis Journal*, Cilt.54, No.6: 50-59.
24. Tarahev, Nikola, Kostas Tsatsaronis ve Dimitrios Karampatos (2003). Investors' Attitude Towards Risk: What can We Learn from Options?, *BIS Quarterly Review*, Haziran: 57-65.