

# **İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda İşlem Gören Hisse Senetlerinin Fiyatlandırılmasında Likiditenin Rolü**

## **The Role of Liquidity in the Pricing of Stocks Traded on the Istanbul Stock Exchange**

Yrd. Doç. Dr. Aslı Yüksel

Bahçeşehir Üniversitesi

İşletme Bölümü

e-posta: [asli.yuksel@bahcesehir.edu.tr](mailto:asli.yuksel@bahcesehir.edu.tr)

Yrd. Doç. Dr. Aydın Yüksel\*

Işık Üniversitesi

İşletme Bölümü

e-posta: [yuksel@isikun.edu.tr](mailto:yuksel@isikun.edu.tr)

Doç. Dr. Mete Doğanay

Çankaya Üniversitesi

İşletme Bölümü

e-posta: [mdoganay@cankaya.edu.tr](mailto:mdoganay@cankaya.edu.tr)

\* İletişim için aranacak yazar

## **Abstract**

This paper aims to extend the empirical literature on the relationship between liquidity and stock returns by providing evidence from the Istanbul Stock Exchange. By using share turnover as the proxy for liquidity, this relationship is examined in two alternative ways. First, Fama and MacBeth (1973) cross-sectional regressions are employed with liquidity, market beta, size and book to market ratio serving as potential firm characteristics that may be relevant for pricing. Second, the role of liquidity is examined in a Fama and French (1993) framework. The findings reveal the following: Liquidity and book-to-market value are identified as two firm characteristics that appear to contain information about variation in expected returns. Moreover, based on the explanatory power of the model and the outcome of the Gibbon, Ross, and Shanken (1989) test, the Fama and French (1993) three-factor asset-pricing model augmented by the liquidity factor appears to fit the data well.

## **Özet**

Bu çalışma likidite ile hisse senetlerinin likiditesi ve fiyatı arasındaki ilişkiyi bu konunun henüz araştırılmamış olduğu bir pazar olan İstanbul Menkul Kıymetler Borsası verisi kullanarak incelemektedir. Çalışmada iki sorunun cevabı aranmıştır. İlk olarak, likiditenin yatay kesit hisse senedi getirilerini etkileyen firma karakteristikleri arasında yer alıp almadığı araştırılmıştır. İkinci olarak ise Fama ve French (1993) modeli baz alınarak ilave bir risk faktörü olarak likiditenin rolü incelenmiştir. Fama ve MacBeth (1973) tarzı analizler yatay kesit hisse senedi getirilerini etkileyen istatistikî açıdan anlamlı değişkenlerin defter değeri/piyasa değeri oranı ve likidite (devir hızıyla ölçülen) olduğunu belirlemiştir. Zaman serisi regresyon analizleri ise Fama ve French (1993) modelinin likiditeyi temsil eden risk faktörü eklenmiş şeklinin, modelin determinasyon katsayısı ve Gibbons, Ross ve Shanken (1989) testi baz alındığında, iyi bir performans sergilediğini göstermiştir. Bu bulgular ışığında çalışmanın kapsadığı 1997-2007 arasındaki dönemde İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda işlem gören hisse senetlerinin fiyatlamasında likiditenin önemli bir rolü olduğu sonucuna varılmıştır.

## 1. GİRİŞ

Hisse senedi piyasasında likidite, yüksek miktardaki hissenin çabuk, mümkün olan en az maliyetle ve makul değeri üzerinden ikincil piyasada alım ve satımının yapılabilmesi olarak tanımlanmaktadır. Bir hisse senedinin likiditesi doğrudan gözlemlenemez, bu nedenle likiditeyi belirleyen tek bir ölçüt mevcut değildir. Bununla beraber, bir hisse senedinin likiditesini yansıtan bazı göstergeler bulunmaktadır. Bu göstergeler; işlem miktarı, hisselerin ikincil piyasada kısa zamanda satılabilmesi (satış hızı), işlem maliyetleri ve fiyat etkisidir (makul değeri üzerinden satılabilmesi). Hisse senetlerinin likit olmaması beraberinde bazı maliyetleri de getirir. Mükemmel likiditeye sahip bir hisse senedi pratikte bulunmadığından, az veya çok likit olarak nitelendirebileceğimiz bütün hisse senetlerinin alım-satım işlemlerinde aynı miktarda aracı kurum komisyonu, borsa payı gibi direkt maliyetlere katlanılır. Bununla beraber, likiditesi düşük olan hisseler için aşağıdaki maliyetler likiditesi yüksek olan hisselerle göre daha yüksektir: (1) alım-satımın bir piyasa yapıcısıyla yapılması durumunda piyasa yapıcısının envanter riskini fiyatlara yansıtmasının yaratacağı maliyet, (2) alım-satım işleminde karşı tarafın daha iyi bilgiye sahip olmasının (fiyat üzerinden) yaratacağı maliyet, (3) alım-satım işlemi için karşı tarafı aramanın yol açacağı zaman kaybı ve bunun sonucunda ortaya çıkan fırsat maliyetidir.

Yatırımcılar likit olmayan bir hisse senedine yatırım yaparken yukarıda belirtilen maliyetleri fiyata yansıtacaklardır. Bunun yanı sıra, likidite zaman içerisinde değişim göstereceğinden riskten kaçınan yatırımcıların maruz kaldıkları bu riski telafi edecek ilave bir getiri talepleri de fiyata yansıtacaktır. Bu sebeplerden dolayı özellikle finansal pazarların mikroyapılarıyla ilgili literatürde, O'Hara (2003) gibi, likiditenin getiriye etkileyen en önemli faktörlerden biri olduğunu ileri süren teorik çalışmalar bulunmaktadır. Bu konudaki ampirik araştırmalar ise Amihud ve Mendelson'un (1986) öncü çalışmasıyla birlikte başlamıştır. Yukarıda da ifade edildiği gibi likidite, çok boyutlu bir kavram olmasından dolayı, söz konusu çalışmalarda alım ve satış fiyatları arasındaki fark (spread), işlem hacmi, devir hızı ve getirinin mutlak değerinin işlem hacmine oranı gibi fiyat etkisini gösteren değişik ölçütlerle temsil edilmiştir. Bu konudaki ilk

çalıřmalarda likidite hisse senedi getirilerini etkileyen bir firma karakteristiđi olarak ele alınmıř, ancak daha sonraki çalıřmalarda likiditenin hisse senedi getirilerini etkileyen piyasa geneli iin ortak bir risk faktörü olup olmadıđı arařtırılmıřtır. Likiditenin gerek firma karakteristiđi olarak ele alındıđı, gerekse risk faktörü olarak ele alındıđı çalıřmaların tamamında olmasa bile büyük çođunluđunda likiditenin hisse senedi getirilerini etkilediđi tespit edilmiřtir.

Ancak söz konusu çalıřmaların büyük kısmı ABD hisse senedi piyasalarını esas almıřtır. Diđer geliřmiř veya geliřmekte olan piyasalarda likiditenin hisse senedi fiyatlamasındaki etkisini arařtırmaya yönelik çalıřmalar olduka sınırlıdır. Bu nedenle, likidite etkisinin sadece ABD piyasalarına özgü bir durum olmayıp diđer ülke piyasalarında da yaygın olduđu yönünde genel bir sonucuna varabilmek iin farklı hisse senedi piyasalarının verilerini kullanan çalıřmalarla sonuçların desteklenmesi gereklidir. Bekaert, Harvey ve Lundblad (2007) likidite etkisinin özellikle geliřmekte olan piyasalarda kuvvetli olabileceđini öne sürmüřlerdir. Yazarlar çalıřmalarında, yabancı yatırımcıların bazı geliřmekte olan piyasalara yatırım yapmamalarının önemli nedenlerinden biri olarak, söz konusu piyasaların likiditesinin düşük olmasını göstermiřlerdir.

Bu alıřmanın amacı, likiditenin etkisini İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda (İMKB) arařtırarak, bu konuda ABD piyasası dıřında yapılmıř sınırlı çalıřmalara bir katkıda bulunmaktır. Temel beklentimiz, geliřmekte olan bir piyasa olarak İMKB'de likidite etkisinin güçlü olmasıdır. Bu alıřma, likiditeyi temsilen hisse senedi devir hızını esas alarak ve iki farklı yöntem kullanarak, likidite ve getiri arasındaki iliřkiyi arařtırmaktadır. Bu yöntemlerden ilki Fama ve MacBeth (1973) kesit regresyon analizidir. Bu analizde hisse senedi getirileri üzerinde etkisi olabilecek likidite, beta, piyasa deđer ve defter deđer/piyasa deđer oranı gibi firma karakteristikleri bađımsız deđerkenler olarak kullanılmıřtır. İkinci yöntem ise, likiditeyi piyasa geneli iin ortak bir risk faktörü olarak ele almıř ve bu ortak risk faktörünün hisse senedi fiyatlamasına etkisini Fama ve French (1993) yöntemiyle arařtırmıřtır.

Birinci yöntemin sonuçları, hisse senedi devir hızı ile temsil edilen likiditenin ve defter deđer/piyasa deđer oranının yatay kesit hisse senedi getirilerinin

farklılaşmasına sebep olan istatistikî açıdan anlamlı firma karakteristikleri olduklarını göstermiştir. İkinci yöntemin uygulanmasında, orijinal Fama ve French faktörlerine ilaveten likidite de ortak bir risk faktörü olarak ele alınmıştır. Analiz sonuçları, likidite de dâhil edilmiş dört faktörlü modelin hisse senedi getirilerini açıklama gücünün üç faktörlü orijinal modele kıyasla biraz daha iyi olduğunu ortaya koymuştur. Çalışmadaki en önemli bulgu ise, bir varlık fiyatlandırma modelinin uygun olup olmadığını test eden Gibbons, Ross, ve Shanken (1989) testinin (GRS(1989) testi), modelin uygun olduğu yolundaki hipotezi üç faktörlü model için reddetmesi, likidite değişkeni de eklenmiş dört faktörlü model için reddetmemesidir.

Çalışmanın ikinci bölümünde ilgili literatür tartışılacak, üçüncü bölümde veri ve metodoloji açıklanacak, dördüncü bölümde bu metodolojiye göre yürütülen analizler sunulacak, son bölümünde ise sonuçlar irdelenecektir.

## **2. LİTERATÜR TARAMASI**

Amihud ve Mendelson (1986) öncü çalışmasından itibaren, likiditenin hisse senedi getirilerini etkileyen bir firma karakteristiği olup olmadığını araştıran çeşitli çalışmalar yapılmıştır. Bu konudaki ilk çalışmalar likiditenin işlem maliyeti boyutuna odaklanmıştır. Amihud ve Mendelson (1986) NYSE ve AMEX'de işlem gören hisse senetlerinin verilerini kullanarak portföy bazında bir analiz yapmıştır. Beta ve nispi alış ve satış fiyat farklarının bağımsız değişken olarak kullanıldığı analizin sonucunda, hisse senedi getirilerinin alış ve satış fiyatları farkından etkilendiği, diğer bir ifade ile likiditesi düşük hisse senetlerine yatırım yapmak için yatırımcıların ilave risk primi talep ettikleri tespit edilmiştir. Eleswarapu ve Reinganum (1993), Nasdaq'da işlem gören hisse senetlerini kullandıkları ve daha uzun bir veri dönemini kapsayan çalışmalarında farklı bir sonuca ulaşmışlar ve hisse senedi getirileri ile alış ve satış fiyat farkları arasındaki ilişkinin Ocak ayı ile sınırlı olduğunu belirlemişlerdir.

Brennan ve Subrahmanyam (1996) NYSE ve AMEX borsalarında işlem gören hisse senetlerinin gün içi verilerini kullanmıştır. Çalışmada likidite faktörünü temsil eden değişken tanımlanırken, işlem maliyeti sabit ve değişken kısımlara

ayrılmıştır. Portföy bazında yapılan analizlerin sonucunda, işlem maliyetinin hem sabit hem de değişken bileşeni ile getiriler arasında pozitif ve istatistikî açıdan anlamlı bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir. Bu çalışmanın ilginç sonuçlarından birisi de regresyon analizinin nispi alış ve satış fiyat farkı için, hem likiditeyi temsil eden tek bağımsız değişken olarak kullanıldığında hem de diğer bağımsız değişkenlerle birlikte kullanıldığında negatif katsayı tahmin etmesidir. Yazarlar bunun fiyat seviyesinin etkisinden kaynaklandığını göstermişlerdir.

Bu çalışmaları, likidite ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi, likiditeyi temsilen işlem maliyetleri dışında değişkenler kullanan araştırmalar takip etmiştir. Brennan, Chordia ve Subrahmanyam (1998) likiditeyi temsilen işlem hacmini (dolar cinsinden) kullanmış ve analiz sonucunda, riske göre düzeltilmiş hisse senedi getirileri ile işlem hacmi arasında negatif ve istatistikî açıdan anlamlı bir ilişki olduğunu tespit etmiştir.

Datar, Naik ve Radcliffe (1998) likiditeyi temsilen daha önceki çalışmalarda kullanılmayan devir hızını (işlem gören hisse senedi sayısı/dolaşımdaki hisse senedi sayısı) kullanmıştır. Aylık hisse senedi getirilerinin bağımlı değişken olarak ele alındığı bu çalışmada Fama-MacBeth (1973) yönteminin bir uyarlaması olan Litzenberger ve Ramaswamy'nin (1979) yöntemi kullanılmıştır. Analizler, hisse senedi getirilerinin devir hızının azalan bir fonksiyonu olduğunu ortaya koymuştur. Ocak ayı ile sınırlı olmayan bu ilişki, piyasa değeri, defter değeri/piyasa değeri oranı ve beta katsayısının kontrol edilmesi durumunda da sürmektedir.

Chordia, Subrahmanyam ve Anshuman (2001) önceki iki çalışmada kullanılan likidite değişkenlerini kullanmıştır. Ancak bu değişkenlerin hem seviyesi hem de değişkenliği (standart sapması) birlikte analize dâhil edilmiştir. Yazarlar, riskten kaçınan bir yatırımcının likiditedeki değişkenlikten rahatsızlık duyacağını belirtmiş ve likiditesi yüksek değişkenlik sergileyen hisse senetlerine yatırım yapmak için daha fazla getiri talep edeceklerini öne sürmüşlerdir. Bu iddiaların ampirik analizi sonucunda, işlem hacmi ile devir hızının değişkenliğiyle (işlem hacmi ve devir hızının standart sapması) hisse senedi getirileri arasında kuvvetli bir negatif ilişkinin varlığı tespit edilmiştir.

Son yıllarda literatürde, likiditeyi yatay kesit getirilerinin farklılaşmasını açıklayan bir firma karakteristiği olarak ele alan çalışmalardan, likiditeyi piyasa genelinde sistematik bir risk faktörü olarak ele alan ve yöntem olarak varlık fiyatlama modellerini kullanan çalışmalara doğru bir kayma olduğu gözlemlenmektedir. Amihud (2002) likiditeyi temsilen, hisse senedi getirisinin mutlak değerinin işlem hacmine oranının belirli bir dönem için ortalamasını kullanmıştır. Bu oran kabaca fiyat etkisini yansıtmaktadır. Piyasa geneli için likidite ölçütü, örneklemdaki hisse senetlerinin yukarıda belirtilen şekilde bulunan likiditelerinin ortalaması olarak tanımlanmıştır. Analizlerin sonucunda, piyasa geneli için likiditedeki beklenen bir azalmanın gelecekteki hisse senedi getirilerini pozitif yönde, piyasa geneli için likiditedeki beklenmeyen bir azalmanın ise şu andaki hisse senedi getirilerini negatif yönde etkilediği belirlenmiştir.

Pastor ve Stambaugh (2003) likiditenin, işlem emirlerinin akışının sebep olduğu geçici fiyat dalgalanmaları yönü ile ilgilenmiştir. Herhangi bir hisse senedinin belirli bir ay için likiditesi, söz konusu hisse senedinin ay içindeki günlük getirileri ve işlem hacmi kullanılarak tahmin edilmiştir. Piyasa geneli için likidite ölçütü ise, bireysel hisse senedi likiditelerinin ortalaması alınarak bulunmuştur. Piyasa likiditesindeki değişime en fazla ve en az duyarlılık gösteren iki portföyün getirilerinin farkı bağımlı değişken olarak kullanıldığında Sermaye Varlıkları Fiyatlandırma Modeli, Fama ve French üç faktör modeli ve Fama ve French üç faktör modelinin momentum faktörü ilave edilmiş hali için istatistikî açıdan anlamlı pozitif alfa değerleri tahmin edilmiştir. Bunun ışığında hisse senetlerinin piyasa likiditesindeki değişime olan duyarlılıklarının varlık fiyatlandırılmasında önemli bir rol oynadığı sonucuna varılmıştır.

Acharya ve Pedersen (2005), likiditeyi de risk faktörü olarak ele alan farklı bir model geliştirmiştir. Söz konusu modelde hisse senetlerinin getirisinin, hisse senetlerinin likiditesine, beta katsayısına ve üç farklı likidite riskline karşı duyarlılığına bağlı olduğu öne sürülmüştür. NYSE ve AMEX borsalarında işlem gören hisse senetlerinin kullanıldığı çalışmada Amihud'un (2002) ortaya attığı likidite ölçütü kullanılmıştır. Kesit regresyon analizleri sonucunda likiditesi düşük

olan hisse senetlerinin aynı zamanda yüksek likidite riskine sahip oldukları tespit edilmiştir.

Literatürde yer alan yukarıdaki çalışmalardan görüleceği gibi, sonuçların çoğu likiditesi düşük hisse senetlerinin getirisinin yüksek olduğu yönündedir, bununla beraber likiditenin hisse senedi getirileri üzerindeki etkisinin belirli dönemlerle sınırlı olması (örneğin sadece ocak ayı), likidite ve likiditenin değişkenliği artarken hisse senedi getirilerinin düşmesi gibi çelişkili sonuçlar da elde edilmiştir. Çelişkili bir sonuç çıkan diğer bir makale de Spiegel ve Wang'ın (2005) çalışmasıdır. Geçmiş ampirik çalışmalar hem firmaya özgü riskin hem de likiditenin hisse senedi getirilerini etkilediğini belirlemiştir. Bundan yola çıkan söz konusu çalışma her iki faktörün de bireysel etkisini ölçmeyi hedeflemiştir. Çalışmada ayrı ayrı analize dâhil edildiklerinde firmaya özgü risk arttıkça hisse senedi getirilerinin arttığı, likiditenin yükselmesi durumunda ise hisse senedi getirilerinin düştüğü tespit edilmiştir. Her iki faktör birlikte ele alındığında firma riskinin getiriler üzerindeki etkisinin daha güçlü olduğu ve likiditenin açıklayıcılık gücünü ortadan kaldırdığı belirlenmiştir.

Likidite ve hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi inceleyen öncü çalışmalar ABD hisse senedi piyasasına yöneliktir, ancak daha sonra bu ilişkiyi çok sayıda piyasayı kapsayan veri setleriyle araştıran çalışmalar da yapılmıştır. Bu çalışmalardan birisi olan Rouwenhorst (1999), 20 gelişmekte olan piyasadaki seçilen 1705 hisse senedinin verilerini kullanmıştır. Her piyasadaki seçilen hisse senetleri kendi içinde, beta katsayısı, piyasa değeri, önceki altı aylık getiri oranı (momentum), defter değeri/piyasa değeri oranı ve devir hızı gibi karakteristiklerin her birine göre ayrı ayrı üç portföye ayrılmıştır. Bu portföylerin getirileri incelendiğinde, diğer değişkenlerle getiri arasında bir ilişki tespit edilmekle beraber, likiditeyi gösteren devir hızı ile getiriler arasında bir ilişki bulunamamıştır.

Çok sayıda piyasayı kapsayan veri setine dayanan diğer bir çalışmada Bekaert ve ark. (2007) 18 gelişmekte olan piyasayı incelemiştir. Yazarlar bu çalışmada likiditeyi ölçmek için getirinin sıfır olduğu gün sayısını baz alan değişkenler tanımlamışlardır. Araştırmada likidite değişkeninin aldığı değerin hisse senedi fiyatlarını etkilediği, beklenmeyen likidite şokları ile beklenmeyen



getiriler arasında pozitif bir ilişkinin, beklenmeyen likidite şokları ile temettü getirisi arasında ise negatif bir ilişkinin bulunduğu tespit edilmiştir.

Yakın tarihli makaleler incelendiğinde, Amerika dışında tek bir piyasayı detaylı olarak inceleyen çalışmalar göze çarpmaktadır. Bu çalışmalardan biri olan Chan ve Faff (2005) likidite değişkeni olarak devir hızını kullanmış ve likidite ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi Avustralya piyasasında araştırmıştır. Genel olarak, likidite faktörü de ilave edilmiş Fama ve French modelinin geçerli bir varlık fiyatlandırma modeli olduğu ve likiditenin de fiyatlandırılan sistematik bir risk faktörü olduğu tespit edilmiştir. Diğer bir çalışmada Marcelo ve Quirós (2006) İspanyol hisse senedi piyasasında aynı araştırmayı yapmıştır. Amihud (2002) tarafından önerilen likidite değişkeninin kullanıldığı çalışma, piyasa geneli için likidite riskinin de fiyatlanan sistematik bir risk faktörü olduğunu ortaya koymuştur.

Bildiğimiz kadarıyla, likiditeyi de sistematik bir risk faktörü olarak ele alan İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'na yönelik bir çalışma yapılmamıştır. Bununla beraber, Türkiye'de Fama ve French (1993) üç faktörlü varlık fiyatlandırma modeline ilişkin, Aksu ve Önder (2003) ve Doğanay (2006) tarafından çalışmalar yapılmıştır. Ancak bu çalışmalarda sadece piyasa, büyüklük ve defter değeri/piyasa değeri oranı faktörleri kullanılmış, likidite ortak bir risk faktörü olarak ele alınmamıştır.

### **3. VERİ ve METODOLOJİ**

Analizlerimiz 1 Ocak 1997 ile 31 Aralık 2007 tarihleri arasındaki 11 yıllık dönemi kapsamaktadır. Veri seti olarak hisse senetleri İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda işlem gören şirketlerin hisse senetlerinin kapanış fiyatları, piyasa değerleri, defter değeri/piyasa değeri oranları, işlem miktarları ile piyasa endeksi ve hazine bonusu getirileri kullanılmıştır.

Hisse senetlerinin ay sonu kapanış fiyatları Datastream'den alınmıştır. Datastream hisse senedi fiyatlarını, hisse bölünmeleri ve temettü ödemelerini dikkate alarak düzeltmektedir. Hisse senetlerinin aylık getirileri kapanış fiyatlarından,  $\ln(F_t/F_{t-1})$  (F hisse senedinin kapanış fiyatını göstermektedir) ifadesine göre hesaplanmıştır. Piyasa portföyü olarak kullanılan İMKB-100

endeksinin aylık kapanış değerleri de Datastream'den alınmış ve endeksin getirisi hisse senedi getirileri gibi hesaplanmıştır. Risksiz getiri (hazine bonolarının getirisi) Hazine Müsteşarlığı'ndan elde edilmiştir.

Yıllık raporlardaki verilerin yatırımcılar tarafından tam olarak hazmedilebilmesi için (Banz ve Breen, 1986), firma karakteristikleri her yıl mali yılsonunun altı ay sonrası olan 30 Haziran tarihi itibarıyla yatırımcıların elinde o gün için var olan bilgi kullanılarak hesaplanmıştır. Bu yüzden firmaların piyasa değerleri 30 Haziran itibarıyla Datastream'den, defter değerleri ise 31 Aralık itibarıyla İMKB'den alınmıştır. Defter değeri/piyasa değeri oranı  $t-1$  yılının defter değerinin  $t$  yılının 30 Haziran günündeki piyasa değerine bölünmesiyle bulunmuştur. Likiditeyi temsil eden günlük devir hızlarını hesaplamak için, günlük işlem miktarı ve piyasadaki hisse senedi sayısı Datastream'den alınmıştır. Devir hızı işlem gören hisse senedi sayısının piyasadaki hisse senedi sayısına oranı olarak tanımlanmıştır. Analizde kullanılacak olan ortalama devir hızı değişkeni  $t-1$  yılının 1 Temmuz gününden  $t$  yılının 30 Haziran gününe kadar uzanan dönemdeki günlük devir hızlarının ortalaması alınarak bulunmuştur. Günlük ortalamanın kullanılmasının nedeni ayların gün sayılarındaki farklılaşmadan etkilenmemek ve mevsimselliğin etkisinden kurtulmaktır. Yatay kesit analizinde piyasa değeri, defter değeri/piyasa değeri oranı ve günlük ortalama devir hızına ek olarak bir diğer firma karakteristiği olan piyasa riski de kullanılmıştır.

Analizlere dâhil edilecek hisse senetleri belirlenirken aşağıdaki kriterler kullanılmıştır. Türkiye'deki işletmelerin önemli çoğunluğu için mali yılsonu 31 Aralık'tır. Eğer işletme özel hesap dönemine tabi ise ve bunun sonucunda mali yılsonu farklı bir tarih ise bu işletmeler tarafından ihraç edilmiş hisse senetleri dikkate alınmamıştır. Bunun dışında, ilk defa halka arz edilen hisse senetleri o yıl için analizlerde yer almamıştır, çünkü bu tür hisse senetleri ilk kotasyonu takiben oldukça yüksek işlem hacmine sahip olmaktadır ki bu durum bir yanlılığa sebep olabilir. Son olarak, negatif defter değeri/piyasa değeri oranına sahip işletmeler o yıl için analizlerde yer almamıştır.<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> İMKB'deki hisse senedi sayısı gelişmiş piyasalara kıyasla oldukça az olduğundan Chan ve Faff (2005) takip edilerek hisse senetleri sektörel bazda bir filtrelemeye tabi tutulmamıştır.

### 3.1. Kesit Regresyon Analizleri

Analizimizin ilk kısmında, yatay kesit hisse senedi getirilerindeki farklılaşmayı araştırmak amacıyla, Fama ve MacBeth (1973) tarafından geliştirilen kesit regresyon analizi uygulanmıştır. Bu yöntemine uygun olarak, yukarıda belirtildiği gibi, her yılın Haziran ayında firma karakteristiklerinin değerleri hesaplanmış ve takip eden 12 ay boyunca bu değerlerin sabit kaldığı varsayılmıştır.

Yöntemin, piyasa değeri, defter değeri/piyasa değeri oranı gibi doğrudan gözlenebilen firma karakteristikleri için uygulanması kolaydır. Ancak beta gibi doğrudan gözlemlenemeyen firma karakteristiklerinde ölçüm hatasından kaynaklanan bir yanlışlık söz konusu olabilir. Bu nedenle bir hisse senedinin betası iki aşamada belirlenmiştir. İlk olarak hisse senetlerinin betaları her yıl Haziran ayının sonunda geriye dönük 36 aylık veriler kullanılarak kayan pencere (rolling window) yöntemi ile tahmin edilmiştir. Betaların tahmini aşağıdaki model kullanılarak yapılmıştır:

$$r_{it} = \phi_i + \sum_{k=1}^1 \beta_{ik} r_{mt+k} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Burada;  $r_{it}$ ,  $i$  numaralı hisse senedinin  $t$  ayındaki artık getirisi,  $r_{mt}$  ise piyasa portföyünün  $t$  ayındaki artık getirisidir. Hisse senetleri için beta hesaplanırken, yukarıdaki zaman serisi regresyonunda üç bağımsız değişken kullanılmıştır. Bunlar:  $r_{it}$  ile aynı aya ait piyasa portföyünün artık getirisi ( $r_{mt}$ ), bir önceki aya ait piyasa portföyünün aylık artık getirisi ( $r_{mt-1}$ ) ve bir sonraki aya ait piyasa portföyünün aylık artık getirisidir ( $r_{mt+1}$ ). Dimson (1979) ve Scholes ve Williams'ın (1977) yöntemi benimsenerek, hisse senetlerinin senkronize olmayan bir şekilde işlem görmeleri ve piyasa portföyünün aylık artık getirisinde otokorelasyon olması göz önüne alınmıştır. Bu şekilde her hisse senedi için (1) numaralı regresyon modelinden tahmin edilen üç betanın toplamı alınmış ve beta için tutarlı bir tahminde bulunabilmek için  $(1+2\rho_1)$  değerine bölünmüştür. Burada,  $\rho_1$  piyasa artık getirisinin birinci dereceden otokorelasyon katsayısıdır.

İkinci aşamada hisse senetleri her sene Haziran ayının sonu itibariyle tahmin edilen beta değerlerine göre sıralanarak 10 portföye ayrılmış ve takip eden 12 ay için her portföyün eşit ağırlıklı ortalama getirisi hesaplanmıştır. Bu işlem her sene

tekrar edilerek örneklem döneminin tamamı için zaman içerisinde kompozisyonu değişen bu 10 portföyün aylık getirileri elde edilmiştir. Elde edilen bu getiriler kullanılarak 10 portföyün betaları hisse senedi betalarının tahmininde kullanılan (1) nolu modelle tahmin edilmiştir. Örneklemdeki her yıl için, kesit regresyon analizlerinde firma karakteristiği olarak kullanılan beta katsayısı, ilgili hisse senedinin o yıl için ait olduğu portföyün beta katsayısıdır. Portföy betalarını sabit olarak kabul eden bu yöntem, bir hisse senedi bir yıl bir portföyde diğer yıl başka bir portföyde olabileceğinden hisse senetlerinin betalarının zaman içerisinde değişiklik göstermesine imkan tanımaktadır.

Kesit regresyon analizinde aşağıda ifade edilen ana model ve bu modelden türetilen 11 model araştırma dönemindeki her ay için hisse senedi bazında tahmin edilmiştir:

$$r_{it} = \lambda_{0t} + \lambda_{1t}\beta_{it} + \lambda_{2t}\ln(P_{it}) + \lambda_{3t}(D/P)_{it} + \lambda_{4t}DH_{it} + e_{it} \quad (2)$$

Burada  $r_{it}$ , i numaralı hisse senedinin t ayındaki artık getirisidir. Bağımsız değişkenler, yukarıda belirtildiği gibi, bir yılın Temmuz ayından bir sonraki yılın Haziran ayına kadar olan 12 aylık süre boyunca aynı sabit değerleri almaktadır. İlk dört modelin her birinde beta ( $\beta$ ), piyasa değeri ( $\ln(P_t)$ ), defter değeri/piyasa değeri oranı (D/P) ve devir hızı (DH) değişkenlerinden sadece birisi analize dâhil edilmiştir. Diğer modellerde ise değişkenlerin ikili ve üçlü bileşimleri analize dâhil edilerek ortak etki araştırılmıştır. Onikinci model dört bağımsız değişkenin de analize dâhil edildiği ana modeldir.

### 3.2 Zaman Serisi Regresyon Analizleri

Zaman serisi regresyonlarında kullandığımız ana model Fama ve French (1993) modelinin likiditeyi temsil eden risk faktörü eklenmiş şekli olup aşağıda gösterilmiştir:

$$r_{it} = a_i + b_i(R_{mt} - R_{ft}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + I_iIMV_t + e_{it} \quad (3)$$

Burada  $r_{it}$ , i numaralı portföyün t ayındaki artık getirisidir.  $R_{mt} - R_{ft}$  piyasa risk primini, SMB büyüklük risk primini, HML defter değeri/piyasa değeri oranından kaynaklanan risk primini ve IMV likidite risk primini göstermektedir.

Getirileri bağımlı değişken ve bağımsız değişken olarak kullanılacak portföyler her yıl 30 Haziran tarihi itibarıyla oluşturulmuştur. Portföylerin bu tarih esas alınarak hazırlanmasının nedeni daha önce de belirtildiği gibi yıllık raporlardaki verilerin yatırımcılar tarafından bu tarihe kadar tam olarak hazmedilebilmesidir. Büyüklük (piyasa değeri), defter değeri ve devir hızı bu kısmın başında tanımlandıkları şekilde belirlenmiştir. SMB, HML ve IMV nin hesaplanmasında kullanılan portföyler aşağıda açıklandığı şekilde oluşturulmuştur.

Her yıl Haziran ayının sonunda o yıl portföylere dâhil edilecek hisse senetleri piyasa değerine göre en küçükten en büyüğe doğru sıralanmış ve iki eşit parçaya ayrılmıştır. Gruplardan ilki küçük (S), diğeri büyük (B) olarak isimlendirilmiştir. Bunun ardından hisse senetleri bir önceki sıralamadan bağımsız olarak bu defa defter değeri/ piyasa değeri oranı en yüksek olandan en düşük olana doğru sıralanmış ve yine iki eşit parçaya ayrılmıştır. Gruplardan ilki yüksek (H), diğeri düşük (L) olarak adlandırılmıştır. Son olarak hisse senetleri, devir hızına göre en yüksek olandan en düşük olana doğru sıralanmış ve iki eşit parçaya ayrılmıştır. Gruplardan ilki likit (V), ikincisi likit olmayan (I) olarak adlandırılmıştır. Bu grupların kesişiminden aşağıda gösterilen sekiz portföy oluşturulmuştur:

S/H/I, S/H/V, S/L/I, S/L/V, B/H/I, B/H/V, B/L/I ve B/L/V

Örneğin, S/H/I portföyü piyasa değeri küçük, defter değeri/piyasa değeri oranı yüksek ve likit olmayan hisse senetlerinden oluşmakta, S/H/V portföyü ise piyasa değeri küçük, defter değeri/piyasa değeri oranı yüksek ve likit hisse senetlerinden oluşmaktadır. Kompozisyonları bir yıl boyunca sabit tutulan bu portföyler bir sonraki yıl 30 Haziran itibarıyla yeniden oluşturulmaktadır. Zaman serisi analizinin açıklayıcı değişkenleri olan SMB, HML ve IMV bu sekiz portföyün aylık ağırlıklı ortalama getirileri kullanılarak aşağıdaki şekilde hesaplanmıştır:

**SMB** : SMB büyüklükten kaynaklanan risk faktörünü (büyüklük risk primi) temsil etmektedir. SMB her ay dört küçük portföyün (S/H/I, S/H/V, S/L/I, S/L/V) basit ortalama getirisi ile dört büyük portföyün (B/H/I, B/H/V, B/L/I, B/L/V) basit ortalama getirisi arasındaki farktır. Burada amaç, defter değeri/piyasa değeri ve likidite faktörlerini kontrol ederek tamamen büyüklüğe odaklanmaktır.

**HML** : HML defter değeri/piyasa değeri oranından kaynaklanan risk faktörünü (risk primi) temsil etmektedir. HML her ay dört yüksek portföyün (S/H/I, S/H/V, B/H/I, B/H/V) basit ortalama getirisi ile dört düşük portföyün (S/L/I, S/L/V, B/L/I, B/L/V) basit ortalama getirisi arasındaki farktır.

**IMV** : IMV likiditeden kaynaklanan risk faktörünü (likidite risk primi) temsil etmektedir. IMV her ay dört likit olmayan portföyün (S/H/I, B/H/I, S/L/I, B/L/I) basit ortalama getirisi ile dört likit portföyün (S/H/V, B/H/V, S/L/V, B/L/V) basit ortalama getirisi arasındaki farktır.

Tablo 1 piyasa portföyünün artık getirisi (piyasa risk primi), SMB, HML ve IMV için özet istatistikleri ve bu faktörlerin arasındaki korelasyonları göstermektedir. Piyasa risk priminin ortalaması ile büyüklük faktörüne (SMH) ait ortalama risk primi değerleri negatif olup ikincisi sıfıra çok yakındır. Defter değeri/piyasa değeri oranı için ortalama risk primi pozitif ve yıllık % 8,4, likidite faktörü için risk primi de pozitif ve yıllık % 10,8'dir. Tablo 1'den ayrıca, piyasa risk primi ile likidite risk primi arasında ve piyasa risk primi ile piyasa değeri risk primi arasında negatif korelasyon olduğu görülmektedir. SMB, HML ve IMV değerleri arasında düşük korelasyon ( $[-0,198, -0,163]$  aralığında) mevcuttur. Düşük korelasyon katsayıları bu faktörlerin Fama ve French'in (1993) öne sürdüğü gibi yaklaşık olarak ortogonal olduğunu göstermektedir.

TABLO 1. Risk Faktörlerinin Özet İstatistikleri

Panel A	$r_m$	SMB	HML	IMV
Ortalama	-0,010	-0,001	0,007	0,009
Medyan	0,011	0,002	0,008	0,006
Std.Sapma	0,148	0,066	0,030	0,034
Çarpıklık	-0,163	-0,062	-1,472	0,686
Basıklık	5,559	3,288	10,528	4,014
Panel B		Korelasyonlar		
$r_m$	1			
SMB	-0,440	1		
HML	0,236	-0,111	1	
IMV	-0,433	0,163	-0,198	1

Tabloda  $r_m$  piyasa risk primini, SMB büyüklük risk primini, HML defter değeri/piyasa değeri oranından kaynaklanan risk faktörüne ait risk primini ve IMV likidite risk primini sembolize etmektedir.

Zaman serisi analizinde bağımlı değişken olarak 12 portföyün aylık artırı getirileri kullanılmıştır. Bu 12 portföyün oluşturulmasında bağımsız değişkenlerin değerlerinin belirlenmesinde kullanılan sekiz portföyün oluşturulmasına benzer bir yöntem uygulanmıştır. İMKB’de işlem gören ve çalışmamıza dâhil edebileceğimiz hisse senedi sayısı gelişmiş piyasalara kıyasla oldukça az olduğundan gelişmiş piyasalar üzerine yapılan diğer çalışmalara göre daha az sayıda portföy oluşturulabilmiştir. Örneklemdaki hisse senetleri, araştırmamızın esas yönelimini belirleyen likidite faktörüne göre, uç değerlerin etkisinin görülebilmesi için, üç gruba ayrılmış, diğer iki faktöre göre ise iki gruba ayrılmıştır. Böylece hisse senetleri piyasa değerine göre büyük ve küçük olmak üzere iki, defter değeri/piyasa değeri oranına göre yüksek ve düşük olmak üzere iki, likiditeye göre ise likit olmayan, orta düzeyde likit ve likit olmak üzere üç gruba ayrılmış ve bu grupların kesişimlerinden aşağıdaki 12 portföy oluşturulmuştur:

S/H/I, B/H/I, S/L/I, B/L/I, S/H/M, B/H/M, S/L/M, B/L/M, S/H/V, B/H/V, S/L/V, B/L/V.

Kompozisyonları bir yıl boyunca sabit tutulan bu portföyler bir sonraki yıl 30 Haziran itibariyle yeniden oluşturulmaktadır. Zaman serisi analizinde bu 12 portföyün aylık ağırlıklı ortalama getirileri bağımlı değişken olarak kullanılmıştır.<sup>2</sup>

Getirileri bağımlı değişken olarak kullanılan portföylerin, piyasa değerlerinin, defter değeri/piyasa değeri oranlarının, devir hızlarının, getirilerinin ve kapsadıkları şirket sayısının ortalama değerleri Tablo 2’de sunulmuştur. Milyon TL cinsinden ifade edilen piyasa değeri, küçük portföyler için 12,26 ile 21,58 arasında, büyük portföyler için 240,64 ile 1.014,95 arasındadır. Defter değeri/piyasa değeri oranı, bu oranın düşük olduğu portföyler için 0,3 civarındayken, yüksek olanlar için 0,89 ile 1,18 arasında yer almaktadır. Ortalama getiri bütün portföyler için negatiftir.<sup>3</sup> Ortalama şirket sayısı için en yüksek değer 41,1 ile B/L/I portföyüne, en düşük değer 8,3 ile S/L/I portföyüne aittir.

Zaman serisi analizinde 12 portföy için (3) numaralı regresyon modeli ayrı ayrı tahmin edilerek her portföy için  $\beta_i$ ,  $s_i$ ,  $h_i$  ve  $l_i$  ifadeleri ile sembolize edilen faktör duyarlılıkları bulunmuştur. Bunun yanı sıra modelin uygunluğu da sorgulanmıştır.

<sup>2</sup> Zaman serisi analizlerinde Temmuz 1998-Aralık 2007 dönemindeki 114 ayın verisi kullanılmıştır.

<sup>3</sup> Ortalama getirinin bütün portföyler için negatif olmasına, yaşanan iki büyük krize bağlı olarak (1999 ve 2001) piyasa genelinde görülen büyük düşüşler yol açmıştır.

TABLO 2. Zaman Serisi Analizinde Bağımlı Değişken Olarak  
Kullanılan Portföylerin Özellikleri

Portföy	Ortalama. Piyasa Değeri	Ortalama D/P	Ortalama Devir Hızı	Ortalama Getiri	Ortalama Hisse Senedi Sayısı
S/L/I	24,15	0,3145	0,0027	-0,0164	8,3
S/H/I	19,80	1,1183	0,0029	-0,0098	16,7
B/L/I	1.014,95	0,3117	0,0022	-0,0158	41,1
B/H/I	266,49	0,8902	0,0024	-0,0071	17,3
S/L/M	21,58	0,3678	0,0097	-0,0242	10,8
S/H/M	16,24	1,1751	0,0099	-0,0097	26,9
B/L/M	589,00	0,3238	0,0086	-0,0229	25,9
B/H/M	277,87	0,8941	0,0089	-0,0147	17,5
S/L/V	15,29	0,3397	0,0371	-0,0286	20,6
S/H/V	12,26	1,1713	0,0346	-0,0174	33,0
B/L/V	263,22	0,3054	0,0354	-0,0300	13,1
B/H/V	240,64	1,0828	0,0325	-0,0214	10,1

Hisse senetleri her yıl 30 Haziran'da firma büyüklüklerine göre büyük (B) ve küçük (S), defter değeri/piyasa değeri oranına göre yüksek (H) ve düşük (L), likiditesine göre de likit (V), orta derecede likit (M) ve likit olmayan (I) olmak üzere birbirinden bağımsız olarak portföylere ayrılmış ve bu ayrımların kesişiminden 12 portföy oluşturulmuştur. Kompozisyonları bir yıl boyunca sabit tutulan bu portföyler bir sonraki yıl 30 Haziran itibarıyla yeniden oluşturulmaktadır. Örnek olarak S/L/I portföyü, firma büyüklüğü küçük (S), defter değeri/piyasa değeri oranı düşük (L) ve likit olmayan (I) hisse senetlerinden oluşan portföyü göstermektedir. Likidite ölçümünde kullanılan devir hızı bir yıl boyunca (30 Haziran- 1 Temmuz) günlük toplam işlem hacmi/piyasadaki hisse senedi miktarı oranının ortalamasıdır. Bütün portföyler için Temmuz 1998-Aralık 2007 dönemi için ortalama değerler hesaplanmıştır. Ortalama piyasa değeri milyon TL cinsinden ifade edilmiştir.

Bir varlık fiyatlama modelinde kullanılan faktörlerin yatay kesit hisse senedi getirilerini açıklamaya yeterli olduğunu söyleyebilmek için zaman serisi regresyonlarındaki sabit terimlerin tüm portföyler için sıfıra eşit olması gereklidir ( $a_1 = a_2 = a_3 = \dots = a_{12} = 0$ ). Çalışmada, GRS (1989) F-testi kullanılarak  $a_i$  değerlerinin müştereken sıfıra eşit olup olmadığı araştırılmıştır. Test ile ilgili ifade aşağıda gösterilmiştir:

$$\frac{T - N - K}{N} \left( 1 + E_T(f)' \hat{\Omega}^{-1} E_T(f) \right)^{-1} \hat{\alpha}' \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\alpha} \sim F_{N, T-N-K} \quad (4)$$

Burada T, N ve K sırasıyla ay, portföy ve faktör sayılarını,  $\hat{\alpha}$  tahmin edilen  $a_i$  değerlerinden oluşan vektörü,  $E_T(f)$  örneklem ortalamasını,  $\hat{\Sigma}$  artık kovaryans matrisini ve  $\hat{\Omega}$  faktör kovaryans matrisini göstermektedir.

Karşılaştırma olanağı sağlaması açısından zaman serisi regresyonları dört model olarak analiz edilmiştir. Modellerin ilki risk faktörü olarak sadece piyasa riskini ele alan Sermaye Varlıkları Fiyatlandırma Modeli'dir. İkinci model Fama ve



French (1993) üç faktörlü varlık fiyatlama modelidir. Üçüncü model ana modelimiz olup, (3) numaralı eşitlikte gösterilen Fama ve French (1993) üç faktörlü modelinin likidite faktörü de eklenmiş dört faktörlü şeklindedir. Dördüncü model ise piyasa faktörünün bulunmadığı, sadece büyüklük, defter değeri/piyasa değeri oranı ve likidite faktörlerinin yer aldığı modeldir.

## 4. ANALİZLER

### 4.1 Kesit Regresyon Analizleri

Kesit regresyon analizlerinin sonucu Tablo 3'de sunulmuştur. Modellerdeki katsayılar analize dâhil edilen ayların (90 ay) ortalamasıdır.<sup>4</sup> Katsayıların altında Fama ve MacBeth (1973) yöntemiyle hesaplanan t-istatistikleri gösterilmiştir.

İlk olarak betanın tek değişken olduğu birinci modeli inceleyelim. Beta diğer değişkenlerin yokluğunda bile yatay kesit hisse senedi getirilerini istatistikî açıdan anlamlı bir şekilde açıklayamamaktadır. Aynı şekilde, ikinci modele göre piyasa değeri de tek başına hisse senedi getirilerini açıklayamamaktadır. Bu iki değişkenin açıklayıcılığının bulunmadığı, diğer değişkenlerle birarada kullanıldıkları modellerde de gözlemlenmektedir. Buna karşın, defter değeri/piyasa değeri oranı ile devir hızı (likidite) gerek tek başlarına gerekse diğer değişkenlerle birlikte kullanıldıklarında yatay kesit hisse senedi getirilerini istatistikî açıdan anlamlı bir şekilde açıklayabilmektedir. Regresyon katsayılarının işaretleri incelendiğinde defter değeri/piyasa değeri oranına ilişkin katsayının ( $\lambda_3$ ) pozitif, devir hızına ilişkin katsayının ( $\lambda_4$ ) negatif olduğu görülmektedir. Buna göre defter değeri/piyasa değeri oranı ile hisse senedi getirileri arasında aynı yönde bir ilişki vardır. Defter değeri/piyasa değeri oranı yükseldikçe beklenen getiri de artmaktadır. Bu beklenen bir durumdur, çünkü piyasa değerine göre defter değeri daha yüksek olan hisse senetleri riskli olarak algılanmaktadır. Devir hızı ile hisse senedi getirileri arasında ise ters yönlü bir ilişki vardır. Devir hızının, işlem gören hisse senedi sayısı/dolaşımdaki hisse senedi sayısı oranı olduğunu hatırlarsak,

---

<sup>4</sup> Piyasa betalarının hesaplanmasının ilk aşamasında geriye dönük 36 aylık getiri kullanıldığı için, veri setinde bu hesaplamaların yapılabileceği en erken tarih 30 Haziran 2000'dir. Bu yüzden yatay kesit analizlerinde Temmuz 2000-Aralık 2007 dönemini kapsayan 90 aylık veri kullanılmıştır.

TABLE 3. Kesit Regresyon Sonuçları

Model	$\lambda_0$	$\lambda_1$	$\lambda_2$	$\lambda_3$	$\lambda_4$
1	0,01372 (1,23)	0,00180 (0,15)			
2	0,01630 (1,39)		-0,00039 (0,33)		
3	0,00870 (0,80)			0,00853 (3,55) <sup>c</sup>	
4	0,01919 (1,75) <sup>a</sup>				-0,21872 (3,52) <sup>c</sup>
5	-0,00032 (0,02)	0,00379 (0,29)	0,00085 (0,64)	0,00941 (3,52) <sup>c</sup>	
6	0,01172 (1,06)	0,00655 (0,57)			-0,21022 (3,12) <sup>c</sup>
7	0,02394 (2,09) <sup>b</sup>		-0,00129 (1,05)		-0,25899 (3,80) <sup>c</sup>
8	0,01222 (1,14)			0,00930 (3,87) <sup>c</sup>	-0,26648 (3,84) <sup>c</sup>
9	0,01570 (1,18)	0,00674 (0,53)	-0,00113 (0,86)		-0,25698 (3,50) <sup>c</sup>
10	0,00735 (0,64)	0,00416 (0,36)		0,00928 (3,82) <sup>c</sup>	-0,22839 (2,83) <sup>c</sup>
11	0,01157 (1,05)		-0,00013 (0,10)	0,00898 (3,43) <sup>c</sup>	-0,26173 (3,44) <sup>c</sup>
12	0,00312 (0,22)	0,00619 (0,47)	0,00015 (0,10)	0,00921 (3,46) <sup>c</sup>	-0,22597 (2,57) <sup>b</sup>

Örnekleme dönemindeki her ay için aşağıdaki kesit regresyon modeli tahmin edilmiştir.

$$r_{it} = \lambda_{0t} + \lambda_{1t}\beta_{it} + \lambda_{2t}\ln(P_{it}) + \lambda_{3t}(D/P)_{it} + \lambda_{4t}DH_{it} + e_{it}$$

Modelde  $r_{it}$  i numaralı hisse senedinin t ayındaki artırı getirisini,  $\beta_{it}$  sistematik riskini,  $P_{it}$  piyasa değerini,  $(D/P)_{it}$  defter değeri/ piyasa değeri oranını,  $DH_{it}$  ise devir hızını göstermektedir. Devir hızı bir yıl boyunca (30 Haziran- 1 Temmuz) günlük toplam işlem hacmi/ piyasadaki hisse senedi miktarı oranının ortalamasıdır. Tabloda gösterilen regresyon katsayıları 90 ay için ayrı ayrı bulunan katsayıların ortalama değerlerdir. Parantez içindeki t-istatistikleri Fama ve MacBeth'deki (1973) yöntemle hesaplanmıştır. a, b, c terimleri % 10, %5 ve %1 seviyesinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

işlem gören hisse senedi sayısı arttıkça devir hızı dolayısıyla likidite de artmaktadır, likidite arttıkça da hisse senedinin beklenen getirisi düşmektedir. Bu da beklenen bir durumdur, çünkü likiditesi yüksek olan hisse senetleri daha az riskli olarak algılanmaktadır.<sup>5</sup>

## 4.2 Zaman Serisi Regresyon Analizleri

Tablo 4 Panel A, 12 portföy için ayrı ayrı tahmin edilen dört modelin faktör katsayılarını ve bunlara ait olan t istatistiklerini göstermektedir. Öncelikle, standart Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli olan Model 1'i inceleyelim. Modelde, piyasa portföyünün artık getirisindeki değişimin (piyasa riskinin) tüm portföylerin getirisini etkileyen istatistikî açıdan anlamlı bir değişken olduğu görülmektedir. Tahmin edilen beta katsayıları [0,695 , 1,147] aralığında, beta katsayılarına ait t değerleri [11,94 , 41,59] aralığında, regresyon modellerinin determinasyon katsayıları ( $R^2$ ) ise [0,58 , 0,97] aralığındadır.

Fama ve French'in üç faktörlü varlık fiyatlama modeli olan Model 2'nin tahmin sonuçları iki şekilde incelenmiştir. İlk olarak modelin sonuçları Model 1'in sonuçları ile kıyaslanmıştır. Model 1 ile kıyaslandığında, Model 2'nin açıklayıcılık gücünün daha iyi olduğu görülmektedir. Örneğin, piyasa değeri küçük, defter değeri/piyasa değeri oranı düşük ve likit olmayan hisse senetlerinden oluşan portföy için Model 1 kullanıldığında determinasyon katsayısı 0,58, Model 2 kullanıldığında ise 0,82'dir. 12 portföyün hepsi göz önüne alındığında, Model 1'de altı portföy için determinasyon katsayıları 0,80'in üzerindeyken, Model 2'de tüm portföyler için bu katsayının 0,80'in üzerinde olduğu gözlemlenmektedir.

İkinci olarak Model 2'nin tahmin sonuçlarının, tahmin için baz alınan portföye göre ne şekilde farklılık gösterdiği incelendiğinde SMB ve HML faktörlerine olan duyarlılığı gösteren  $s_i$  ve  $h_i$  katsayılarında sistematik bir düzen göze çarpmaktadır. Piyasa değeri küçük olan hisselerin oluşturduğu portföylerde SMB ile ilgili regresyon katsayısı ( $s_i$ ) [1,022 , 1,151] aralığında iken, piyasa değeri büyük olan hisselerin oluşturduğu portföylerde aynı katsayı [-0,047 , 0,309]

---

<sup>5</sup> Defter değeri/piyasa değeri oranının yerine aynı oranın logaritması alınarak analizler yinelendiğinde sonuçlarda hiçbir değişiklik gözlemlenmemiştir.

aralığındadır. Aynı şekilde, defter değeri/piyasa değeri oranı düşük olan hisse senetlerinden oluşan portföylerde HML ile ilgili regresyon katsayısı ( $h_i$ ) [-0,689 , 0,034] aralığında iken, defter değeri/piyasa değeri oranı yüksek olan hisse senetlerinden oluşan portföylerde bu katsayı [0,305 , 1,504] aralığındadır.

Model 3 ise Fama ve French üç faktörlü varlık fiyatlama modelinin likidite faktörü de eklenmiş dört faktörlü uyarlamasıdır. Model 2 ile kıyaslandığında, bu modelin açıklayıcılık gücünün Model 2'den çok farklı olmadığı görülmektedir. Bu model için de SMB, HML ve IMV faktörlerinin katsayılarının ( $s_i$ ,  $h_i$  ve  $l_i$ ) sistematik bir düzen sergilediği göze çarpmaktadır. Piyasa değeri küçük olan hisse senetlerinden oluşan portföylerde SMB'nin regresyon katsayısı ( $s_i$ ) [1,015 , 1,145] aralığında iken, piyasa değeri büyük olan hisse senetlerinden oluşan portföylerde aynı katsayı [-0,043 , 0,296] aralığındadır. Defter değeri/piyasa değeri oranı düşük olan hisse senetlerinden oluşan portföylerde HML ile ilgili regresyon katsayısı ( $h_i$ ) [-0,715 , 0,016] aralığında iken, defter değeri/piyasa değeri oranı yüksek olan hisse senetlerinden oluşan portföylerde aynı katsayı [0,188 , 1,455] aralığındadır. Likit olmayan hisse senetlerinden oluşan portföylerde IMV ile ilgili regresyon katsayısı ( $l_i$ ) [-0,342 , 0,396] aralığında, orta düzeyde likit hisse senetlerinden oluşan portföylerde IMV ile ilgili regresyon katsayısı [-0,428 , -0,171] aralığında, likit hisse senetlerinden oluşan portföylerde ise aynı katsayı [-1,019 , -0,582] aralığında bulunmaktadır.

Son olarak, piyasa riskinin dâhil edilmediği sadece piyasa değeri, defter değeri/piyasa değeri oranı ve likidite faktörlerinin ele alındığı Model 4'ü inceleyelim. Diğer modellerle kıyaslandığında bu modelin açıklayıcılık gücü oldukça düşüktür. Bu gözleme dayanarak, piyasa portföyünün artık getirisindeki değişimin yatay kesit hisse senedi getirilerinin farklılaşmasını açıklamada yetersiz kalmakla beraber, hisse senedi getirilerinin zaman içindeki değişimini açıklamada oldukça etkili olduğunu söylemek mümkündür. Daha önce de ifade edildiği gibi, bir varlık fiyatlama modelinin hisse senedi getirilerini açıklayabildiğini söyleyebilmek için zaman serisi regresyonundaki regresyon sabitinin ( $a_i$ ) sıfır olması gerekir. Eğer bu değer sıfıra eşitse, ortak sistematik risk faktörlerinin

TABLO 4. Zaman Serisi Regresyon Sonuçları

Panel A													
Model		S/L/I	S/H/I	B/L/I	B/H/I	S/L/M	S/H/M	B/L/M	B/H/M	S/L/V	S/H/V	B/L/V	B/H/V
1	$R_m-R_f$	0,695 (11,94) <sup>c</sup>	0,783 (14,53) <sup>c</sup>	0,975 (41,59) <sup>c</sup>	0,927 (21,38) <sup>c</sup>	0,853 (13,20) <sup>c</sup>	0,889 (14,96) <sup>c</sup>	0,966 (30,58) <sup>c</sup>	1,061 (21,26) <sup>c</sup>	0,815 (12,72) <sup>c</sup>	0,931 (16,45) <sup>c</sup>	1,147 (24,59) <sup>c</sup>	0,999 (23,55) <sup>c</sup>
	$R^2$	0,58	0,70	0,97	0,85	0,71	0,75	0,93	0,82	0,68	0,77	0,88	0,84
2	$R_m-R_f$	0,922 (22,51) <sup>c</sup>	0,949 (36,01) <sup>c</sup>	0,967 (38,29) <sup>c</sup>	0,943 (19,17) <sup>c</sup>	1,081 (36,99) <sup>c</sup>	1,076 (32,96) <sup>c</sup>	0,999 (29,74) <sup>c</sup>	1,005 (19,93) <sup>c</sup>	1,049 (24,06) <sup>c</sup>	1,104 (40,68) <sup>c</sup>	1,206 (24,04) <sup>c</sup>	1,035 (21,30) <sup>c</sup>
	SMB	1,098 (9,62) <sup>c</sup>	1,022 (14,83) <sup>c</sup>	-0,047 (0,91)	0,190 (1,56)	1,151 (18,19) <sup>c</sup>	1,099 (17,63) <sup>c</sup>	-0,001 (0,02)	0,084 (0,52)	1,103 (11,32) <sup>c</sup>	1,042 (15,41) <sup>c</sup>	0,309 (2,78) <sup>c</sup>	0,257 (2,23) <sup>b</sup>
	HML	-0,215 (0,84)	0,719 (6,87) <sup>c</sup>	-0,008 (0,07)	0,456 (2,39) <sup>b</sup>	-0,026 (0,18)	0,617 (5,44) <sup>c</sup>	-0,689 (6,41) <sup>c</sup>	1,504 (2,87) <sup>c</sup>	-0,354 (1,72) <sup>a</sup>	0,661 (6,07) <sup>c</sup>	0,034 (0,20)	0,305 (1,13)
	$R^2$	0,82	0,92	0,97	0,86	0,93	0,95	0,95	0,89	0,89	0,94	0,89	0,85
3	$R_m-R_f$	0,941 (18,60) <sup>c</sup>	0,916 (29,24) <sup>c</sup>	0,987 (37,48) <sup>c</sup>	0,981 (18,12) <sup>c</sup>	1,051 (33,81) <sup>c</sup>	1,060 (33,47) <sup>c</sup>	0,977 (26,87) <sup>c</sup>	0,964 (14,96) <sup>c</sup>	0,980 (24,73) <sup>c</sup>	1,048 (38,80) <sup>c</sup>	1,131 (23,43) <sup>c</sup>	0,936 (18,47) <sup>c</sup>
	SMB	1,101 (9,32) <sup>c</sup>	1,015 (16,68) <sup>c</sup>	-0,043 (0,84)	0,197 (1,75) <sup>a</sup>	1,145 (18,69) <sup>c</sup>	1,096 (17,74) <sup>c</sup>	-0,005 (0,08)	0,076 (0,51)	1,091 (12,35) <sup>c</sup>	1,032 (15,93) <sup>c</sup>	0,296 (2,92) <sup>c</sup>	0,238 (2,31) <sup>b</sup>
	HML	-0,193 (0,72)	0,680 (6,86) <sup>c</sup>	0,016 (0,13)	0,501 (2,70) <sup>c</sup>	-0,062 (0,48)	0,598 (4,82) <sup>c</sup>	-0,715 (5,77) <sup>c</sup>	1,455 (3,13) <sup>c</sup>	-0,435 (2,76) <sup>c</sup>	0,594 (6,04) <sup>c</sup>	-0,054 (0,29)	0,188 (0,56)
	IMV	0,199 (0,88)	-0,341 (2,61) <sup>b</sup>	0,208 (2,34) <sup>b</sup>	0,396 (1,59)	-0,312 (2,54) <sup>b</sup>	-0,171 (1,69) <sup>a</sup>	-0,234 (1,88) <sup>a</sup>	-0,428 (1,52)	-0,711 (3,82) <sup>c</sup>	-0,582 (4,90) <sup>c</sup>	-0,773 (4,17) <sup>c</sup>	-1,019 (4,23) <sup>c</sup>
	$R^2$	0,82	0,93	0,97	0,86	0,93	0,95	0,95	0,89	0,91	0,96	0,91	0,88
4	SMB	0,325 (1,51)	0,259 (1,36)	-0,857 (4,29) <sup>c</sup>	-0,612 (2,43) <sup>b</sup>	0,278 (1,28)	0,222 (0,99)	-0,811 (3,94) <sup>c</sup>	-0,719 (3,47) <sup>c</sup>	0,282 (1,21)	0,167 (0,73)	-0,638 (2,38) <sup>b</sup>	-0,534 (2,53) <sup>b</sup>
	HML	0,390 (0,76)	1,248 (2,25) <sup>b</sup>	0,627 (1,13)	1,109 (1,88) <sup>a</sup>	0,590 (0,99)	1,254 (1,89) <sup>a</sup>	-0,110 (0,18)	2,052 (4,37) <sup>c</sup>	0,173 (0,32)	1,244 (1,94) <sup>a</sup>	0,647 (0,88)	0,768 (1,02)
	IMV	-1,236 (2,61) <sup>b</sup>	-1,738 (4,08) <sup>c</sup>	-1,297 (2,78) <sup>c</sup>	-1,100 (2,07) <sup>b</sup>	-1,915 (3,63) <sup>c</sup>	-1,787 (3,24) <sup>c</sup>	-1,723 (3,61) <sup>c</sup>	-1,898 (3,93) <sup>c</sup>	-2,206 (4,50) <sup>c</sup>	-2,180 (4,24) <sup>c</sup>	-2,497 (4,32) <sup>c</sup>	-2,447 (5,17) <sup>c</sup>
	$R^2$	0,10	0,27	0,30	0,22	0,20	0,23	0,31	0,43	0,24	0,29	0,33	0,39

TABLO 4. Zaman Serisi Regresyon Sonuçları (devamı)

Panel B														GRS
Model	S/L/I	S/H/I	B/L/I	B/H/I	S/L/M	S/H/M	B/L/M	B/H/M	S/L/V	S/H/V	B/L/V	B/H/V	GRS	
1	-0,007 (0,80)	-0,002 (0,31)	-0,006 (2,30) <sup>b</sup>	0,002 (0,41)	-0,016 (2,17) <sup>b</sup>	-0,003 (0,43)	-0,008 (2,33) <sup>b</sup>	-0,006 (0,87)	-0,020 (2,61) <sup>b</sup>	-0,011 (1,50)	-0,011 (1,91) <sup>a</sup>	-0,008 (1,24)	2,608 (0,00)	
2	-0,002 (0,25)	-0,004 (1,18)	-0,006 (2,28) <sup>b</sup>	-0,001 (0,10)	-0,012 (3,10) <sup>c</sup>	-0,004 (1,37)	-0,003 (1,05)	-0,016 (2,05) <sup>b</sup>	-0,014 (2,95) <sup>c</sup>	-0,012 (3,36) <sup>c</sup>	-0,010 (1,95) <sup>a</sup>	-0,009 (1,42)	2,259 (0,01)	
3	-0,003 (0,56)	-0,001 (0,33)	-0,008 (2,92) <sup>c</sup>	-0,004 (0,82)	-0,009 (2,26) <sup>b</sup>	-0,003 (0,83)	-0,001 (0,34)	-0,013 (1,93) <sup>a</sup>	-0,007 (1,86) <sup>a</sup>	-0,007 (1,96) <sup>a</sup>	-0,003 (0,58)	0,000 (0,06)	1,446 (0,16)	
4	-0,004 (0,34)	-0,002 (0,18)	-0,009 (0,77)	-0,005 (0,41)	-0,010 (0,83)	-0,004 (0,28)	-0,002 (0,18)	-0,013 (1,07)	-0,008 (0,68)	-0,008 (0,63)	-0,004 (0,31)	-0,001 (0,04)	0,526 (0,89)	

Tablo artık getirileri bağımlı değişken olarak kullanılan 12 portföy için ayrı ayrı tahmin edilen dört modelin sonuçlarını içermektedir. Panel A'da ikinci kolon modellerde kullanılan bağımsız değişkenleri göstermektedir.  $R_m - R_f$  piyasa portföyünün aylık artık getirisidir. SMB, piyasa değeri küçük olan hisse senetlerinden oluşan portföylerin aylık getirisi ile piyasa değeri büyük olan hisse senetlerinden oluşan portföylerin aylık getirileri arasındaki farktır. HML, defter değeri/piyasa değeri oranı yüksek olan hisse senetlerinden oluşan portföylerin aylık getirisi ile defter değeri/piyasa değeri oranı düşük olan hisse senetlerinden oluşan portföylerin aylık getirisi arasındaki farktır. IMV ise, likit olmayan hisse senetlerinden oluşan portföylerin aylık getirisi ile likit hisse senetlerinden oluşan portföylerin aylık getirisi arasındaki farktır. 3.-14. kolonlar her portföy için faktöre olan duyarlılığı gösteren regresyon katsayılarını ve parantez içerisinde bunlara ait t istatistiklerini göstermektedir. Bu 12 portföy hisse senetlerinin firma büyüklüğüne, defter değeri/piyasa değeri oranına ve likiditesine göre oluşturulmuştur. Örneğin S/L/I: firma büyüklüğü küçük (S), defter değeri/piyasa değeri oranı düşük (L) ve likit olmayan (I) hisse senetlerinden oluşan portföyü temsil etmektedir. Her model için son satır determinasyon katsayısını göstermektedir. Panel B'de 2.-13. kolonlar her portföy için sabit terimi ve parantez içerisinde buna ait t istatistiğini göstermektedir. 14. kolon Gibbons, Ross ve Shanken (1989) F-test istatistiğini ve parantez içinde bu istatistiğe ait p-değerini göstermektedir. a, b, c terimleri % 10, %5 ve %1'de istatistiki anlamlılığı göstermektedir.

getirileri açıklayabildiği sonucuna ulaşılır. Yukarıda açıklanan dört modelle ilgili tahmin edilen regresyon sabiti ( $a_i$ ) değerleri ve GRS test istatistikleri Tablo 4 Panel B'de gösterilmiştir.

Öncelikle regresyon sabitinin sistematik bir düzen sergileyip sergilemediğini inceleyelim. Bağımsız değişkenin sadece piyasa risk faktörü olduğu modellerde, regresyon sabiti likidite etkisini göstermektedir. Likidite ile ilgili uç noktalar olan dört likit olmayan (S/L/I,S/H/I,B/L/I,B/H/I) portföy ile dört likit portföy (S/L/V,S/H/V,B/L/V,B/H/V) kıyaslandığında, likit olmayan portföylerde regresyon sabitinin  $[-0,007, 0,002]$  aralığında, likit portföylerde ise  $[-0,020, -0,008]$  aralığında olduğu görülmektedir. Benzer şekilde, Fama ve French'in üç faktörlü modeli tahmin edildiğinde, dört likit olmayan portföy için regresyon sabiti  $[-0,006, -0,001]$  aralığında, dört likit portföy için ise  $[-0,014, -0,009]$  aralığında bulunmuştur. Buna göre, her iki modelde de likit olmayan portföylerin getirilerinin bağımlı değişken olarak kullanıldığı regresyon modellerinin sabitleri, likit portföylerin getirilerinin bağımlı değişken olarak kullanıldığı regresyon modellerinin sabitlerinden daha büyüktür. Bu durum modellerde, mevcut bağımsız değişkenlerle açıklanamayan bir etkinin olduğunu göstermektedir. Bu etki likidite faktörü ilave edilmiş Fama ve French modelinde gözlenmemektedir. Bu modelde regresyon sabiti, likit olmayan portföyler için  $[-0,008, -0,001]$  aralığında, likit portföyler için ise  $[-0,007, 0,000]$  aralığındadır. Bu sonuç diğer modellerde açıklanamayan etkinin likidite etkisi olduğuna işaret etmektedir.

Tabloda sunulan GRS test istatistikleri incelendiğinde, Sermaye Varlıkları Fiyatlandırma Modeli ve Fama ve French üç faktörlü varlık fiyatlama modeli için, regresyon sabitlerinin ( $a_i$  değerlerinin) toplu olarak sifıra eşit olduğu hipotezinin reddedildiği görülmektedir. Dikkat çeken bir nokta, likit olan portföyler için yukarıda bahsedilen iki modele kıyasla likidite faktörü ilave edilmiş Fama ve French modeline ait regresyon sabitlerinin mutlak değerlerinin çok küçük olmalarıdır. Bunun yansıması olarak, bu modele ait 12 regresyon sabitinden dördü için t istatistiği anlamlı olmakla beraber, regresyon sabitlerinin topluca sifıra eşit olduğu yönündeki hipotez GRS testi ile reddedilememektedir. Bu test sonucuna göre, likidite faktörü ilave edilerek geliştirilen dört faktörlü model

herhangi bir etkiyi dışarıda bırakmadan hisse senedi getirilerini açıklayabilmektedir. Tabloda sunulan ilginç bir bulgu ise dördüncü model için de söz konusu hipotezin reddedilememesidir. Bu model diğer modellere göre bütün portföyler için daha düşük determinasyon katsayısı vermektedir, ancak bu durum modelin uygun bir varlık fiyatlama modeli olmasını etkilememektedir.

Son olarak likidite etkisinin Ocak ayıyla sınırlı olduğu hipotezinin veri setinde destek görüp görmediği incelenmiştir. Literatür taraması kısmında bazı araştırmaların bu hipotezi destekleyen bulgular sunduklarından bahsedilmiştir. Bu inceleme ve sonuçları (makalede tablo halinde sunulmamıştır) aşağıda özetlenmiştir. İlk olarak kesit regresyon analizlerinin katsayı ortalamaları ve ilgili t istatistikleri Ocak ayına ait katsayılar göz ardı edilerek tekrar hesaplanmıştır. Analiz sonuçlarına göre katsayı ortalamalarının yönü, büyüklüğü ve istatistiksel anlamlılığı kayda değer bir şekilde değişme göstermemiştir. Zaman serisi analizleri ise modellere Ocak kukla değişkeni ve likidite ile Ocak kukla değişkeninin etkileşim (interaction) terimi eklenerek tekrar edilmiştir. Örnek olarak ana modelin tahmin sonuçları incelendiğinde şu noktalar göze çarpmaktadır. 12 portföy için de determinasyon katsayısında kayda değer bir değişim gözlenmemiştir. Tablo 4 - Panel A'daki durumdan farklı olmayan bir şekilde, faktör duyarlılıklarını gösteren regresyon katsayıları sistematik bir düzen sergilemeğe devam etmişlerdir. İncelenen konu likidite etkisi olduğu için, IMV ile ilgili regresyon katsayılarına bakıldığında bu katsayıların likit olmayan hisse senetlerinden oluşan portföylerde  $[-0,358, 0,472]$  aralığında, orta düzeyde likit hisse senetlerinden oluşan portföylerde  $[-0,477, -0,172]$  aralığında ve likit hisse senetlerinden oluşan portföylerde  $[-0,572, -0,981]$  aralığında olduğu görülmektedir. Ayrıca yine Tablo 4 - Panel B'deki durumdan farklı olmayan bir şekilde, ana model için regresyon sabitlerinin topluca sıfıra eşit olduğu yönündeki hipotez GRS testi ile reddedilememektedir. Bu bulgular ışığında likiditenin İMKB hisse senetlerinin fiyatlandırmasında oynadığı rolün Ocak ayı ile sınırlı olmadığı sonucuna varılmıştır.



## 5. SONUÇ

Bu çalışmada temel olarak iki sorunun cevabı aranmıştır. Bunlardan birincisi yatay kesit hisse senedi getirilerini etkileyen firma karakteristiklerinin belirlenmesi, ikincisi ise Fama ve French'de (1993) sistematik risk faktörleri olarak ele alınan piyasa riski, büyüklük riski ve defter değeri/piyasa değeri oranı riski ile birlikte likidite riskinin de hisse senedi getirileri üzerinde etkisi olan ortak sistematik bir risk faktörü olup olmadığının tespitidir.

İlk sorunun cevabını bulmak için bağımsız değişkenleri firma karakteristikleri, bağımlı değişkenleri ise tek tek hisse senetlerinin artık getirileri olan kesit regresyon analizleri uygulanmıştır. Bağımsız değişken olarak kullanılan firma karakteristikleri; özel bir yöntemle hesaplanan piyasa betası, firmanın piyasa değerinin doğal logaritması, defter değeri/piyasa değeri oranı ve likiditeyi temsil eden devir hızıdır. Analizler sonucunda piyasa betasının ve firma büyüklüğünün yatay kesit hisse senedi getirilerini açıklayan istatistikî açıdan anlamlı değişkenler olmadığı tespit edilmiştir. Analizler yatay kesit hisse senedi getirilerini etkileyen istatistikî açıdan anlamlı değişkenlerin defter değeri/piyasa değeri oranı ve likidite olduğunu belirlemiştir. Buna göre İMKB'de herhangi bir dönemde hisse senedi getirilerinin farklılaşmasına neden olan istatistikî açıdan anlamlı değişkenler defter değeri/piyasa değeri oranı ile devir hızıdır.

İkinci sorunun cevabını araştırmak için ise zaman serisi regresyonlarını kullanan varlık fiyatlama testleri yapılmıştır. Bu testlerde, piyasa faktörü, piyasa değeri ve piyasa değeri/defter değeri oranının yanında likiditenin de hisse senedi getirilerini etkileyen ortak bir risk faktörü olduğu tespit edilmiştir. Hisse senetlerinin likiditesi arttıkça, yatırımcılar daha az likidite riskine maruz kalmakta ve bu nedenle daha az bir getiriye razı olmaktadır.

Çalışmadaki analizler, literatürdeki bazı makalelerde öne sürüldüğü gibi likidite etkisinin Ocak ayı ile sınırlı olabileceği ihtimali göz önüne alacak şekilde tekrar edilmiştir. Ancak analiz sonuçları likiditenin İMKB hisse senetlerinin fiyatlandırmasında oynadığı rolün bu şekilde bir mevsimsellik göstermediğine işaret etmektedir.

## KAYNAKÇA

Acharya, V. V., ve Pedersen, L. H. (2005). Asset pricing with liquidity risk. *Journal of Financial Economics*, 77, 375-410.

Aksu, M., ve Önder, T. (2003). The size and book to market effects and their role as risk proxies in the İstanbul Stock Exchange. *Çalışma Makalesi*.

Amihud, Y., ve Mendelson, H. (1986). Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, 17, 223-249.

Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: Cross section and time series effects. *Journal of Financial Markets*, 5, 31–56.

Banz, R., ve Breen, W.J. (1986). Sample-dependent results using accounting and market data: some evidence. *Journal of Finance*, 41, 779-793.

Bekaert, G., Harvey, C. R., ve Lundblad, C. (2007). Liquidity and expected returns: Lessons from emerging markets. *Review of Financial Studies*, 20(6), 1783-1831.

Brennan, M. J., ve Subrahmanyam, A. (1996). Market microstructure and asset pricing on the compensation for illiquidity in stock returns. *Journal of Financial Economics*, 41, 441-464.

Brennan, M. J., Chordia, T., ve Subrahmanyam, A. (1998). Alternative factor specifications, security characteristics, and the cross-section of expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 49, 345-373.

Chan, H. W., ve Faff, R. W. (2005). Asset pricing and the illiquidity premium. *Financial Review*, 40, 429-458.

Chordia T., Subrahmanyam, A., ve Anshuman, V. R. (2001). Trading activity and expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 59, 3-32.

Datar, V. T., Naik, N. Y., ve Radcliffe, R. (1998). Liquidity and stock returns: An alternative test. *Journal of Financial Markets*, 1, 203-219.

Dimson, E. (1979). Risk measurement when shares are subject to infrequent trading. *Journal of Financial Economics*, 8, 197-226.

Doğanay, M. M. (2006). Fama-French üç faktör varlık fiyatlandırma modelinin İMKB’de uygulanması. *İktisat İşletme ve Finans*, 21(249), 61-71.

Elaswarapu, V. R., ve Reinganum, M. R. (1993). The seasonal behaviour of the liquidity premium in asset pricing. *Journal of Financial Economics*, 34, 373-386.

Fama, E. F., ve French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.

Fama, F., ve MacBeth, J. (1973). Risk, return and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81, 607-636.

Gibbons, M. R., Ross, S., ve Shanken, J. (1989). A test of the efficiency of a given portfolio. *Econometrica*, 57, 1121-1152.

Litzenberger, R., ve Ramaswamy, K. (1979). The effect of personal taxes and dividends on capital asset prices: Theory and empirical evidence. *Journal of Financial Economics*, 7, 163-196.

Marcelo, J. L. M., ve Quirós, M. M. (2006). The role of an illiquidity factor in asset pricing: Empirical evidence from the Spanish stock market. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 46, 254-267.

O'Hara, M. (2003). Presidential address: Liquidity and price discovery. *Journal of Finance*, 58, 1335-1354.

Pástor, L., ve Stambaugh, R. F. (2003). Liquidity risk and expected stock returns. *Journal of Political Economy*, 111, 642-685.

Rouwenhorst, K.G. (1999). Local returns factors and turnover in emerging markets. *Journal of Finance*, 54, 1439-1464.

Scholes, M., ve Williams, J. (1977). Estimating betas from nonsynchronous data. *Journal of Financial Economics*, 5, 309-328.

Spiegel, M., ve Wang, X. (2005). Cross-sectional variation in stock returns: Liquidity and idiosyncratic risk, *Çalışma Makalesi*.

## **Executive Summary**

### **I. Introduction**

Starting with the seminal paper by Amihud ve Mendelson (1986), researchers have examined the importance of liquidity in explaining the cross-section of asset returns. Given the multidimensional nature of liquidity, empirical studies have employed several different measures of it, including bid-ask spread, trading volume, share turnover and measures of price impact. While most of the prior research investigates liquidity as a characteristic that is relevant for pricing, there are also some studies that define market-wide liquidity and use it as a state variable that affects expected stock returns. Overall, the evidence is favorable but not unanimous.

It is notable that most of the empirical research has focused on the U.S. market, and there is limited evidence regarding the importance of liquidity in other markets. Thus, it is important to analyze other data sets to check the robustness of the available results. Bekaert, Harvey and Lundblad (2007) argue that liquidity effects may be particularly strong in emerging markets. They point out that poor liquidity is one of the main reasons that prevents foreign institutional investors from investing in emerging markets.

The purpose of this paper is to add the İstanbul Stock Exchange (ISE) to the short list of non-U.S. markets that have been examined. Using share turnover as a proxy for liquidity, it examines the relationship between liquidity and stock returns in two alternative ways. First, Fama and MacBeth (1973) cross-sectional regressions are employed with liquidity, market beta, size and book to market ratio serving as potential firm characteristics that may be relevant for pricing. Second, the role of liquidity is examined in a Fama and French (1993) framework by relying on factor mimicking portfolios.

## **II. Data and Methodology**

The sample period in this study covers 11 years, from January 1, 1997 through December 31, 2007. Company share price, trading volume, market capitalization and the number of shares outstanding data as well as the ISE 100 index values are gathered from Datastream. Risk-free interest rates are provided by the Turkish Treasury and book value of equity figures are obtained from the web page of the ISE. In order to ensure that investors have enough time to obtain and analyze accounting data, every year firm characteristics are determined based on publicly available data as of the end of June, which is 6 months after the typical fiscal year-end.

The role of liquidity is examined first by using the Fama and MacBeth (1973) two step method. This requires annual values of firm characteristics. All the firm characteristics used in this study, except market betas, are directly observable. In order to deal with the well-known errors-in-the-variables problem, the following standard procedure is used to obtain individual stock beta estimates. Every year as of the end of June stocks are sorted into decile portfolios according to their individual betas, which are calculated by using their monthly returns during the past 36 months. Since this process is repeated every year, the composition of these decile portfolios may change over time. Equal-weighted monthly portfolio returns over the whole sample period are used to calculate the betas of these decile portfolios. Every year as of the end of June, stocks are assigned the beta of the portfolio to which they belong for that particular year. This way the beta of a stock will change whenever it is assigned to a different portfolio.

The firm characteristics, which are determined as of the end of June, are used in 12 cross-sectional regressions of monthly returns from July of the same year to June of the following year. Given the fact that a period of 36 months is used to calculate initial

estimates of stock betas and explanatory variables are computed as of the end of June every year, the cross-sectional regression is performed for the 90 months available in the sample. Tests based on the resulting 90 sets of parameter estimates are used to determine which explanatory variables are, on average, priced in the ISE. The main model includes all four firm characteristics. Other models that contain a subset of characteristics are also estimated to check for robustness.

The role of liquidity is also examined by employing the Fama and French (1993) three-factor asset-pricing model augmented by the liquidity factor. For comparison purposes, alternative models that use a subset of the four factors are estimated. These are: 1) Simple CAPM, 2) The original Fama and French (1993) three-factor model and 3) A model that only includes factor mimicking portfolios for size, book-to-market value and liquidity.

In forming the mimicking portfolios, the sample companies are ranked on the particular characteristics as of the end of June every year and the sample is partitioned into two groups. This is done independently for size, book-to-market and liquidity. Eight value-weighted portfolios are constructed from the intersection of the two size, two book-to-market, and two liquidity groups. The factor mimicking portfolio returns are obtained by using the returns on these eight portfolios in the spirit of Fama and French (1993). A similar procedure is applied to get the portfolios to be used as dependent variables in the analyses. Specifically, 12 portfolios are formed from the intersection of the two size, two book-to-market, and three share turnover groups. Given the portfolio formation procedure, there are 114 months available in the sample. Each of the four models is evaluated based on the explanatory power of the model and the outcome of the Gibbons, Ross, and Shanken (1989) (GRS) test.

### III. Results

Overall, the following observations emerge from cross-sectional regressions. Neither market beta nor firm size can explain the cross-section in stock returns even in the absence of other factors. This finding is robust with respect to the inclusion of other factors in the cross-sectional regressions. But both book-to-market value and share turnover appear to have a strong significant effect on expected returns. Consistent with the findings in other markets, the former characteristic has a positive coefficient. The coefficient of share turnover is negative, indicating that increased liquidity is associated with lower required return.

Evaluating the four time series models based on their explanatory power reveal the following. First, the Fama and French three-factor model and its liquidity-augmented version perform equally well and they are superior to the other two models. Second, the fourth model that excludes excess market return shows the worst performance. This indicates that although this factor does not explain cross-sectional differences in stock returns, it is closely related to their time series variability.

In time-series regressions, a well-specified asset-pricing model should produce intercepts that are indistinguishable from zero. In this study, the evidence provided by intercept estimates is investigated in two ways. First, the estimates are examined to see if they display a systematic pattern. Notably, for both the simple CAPM and the Fama and French three-factor model, illiquid portfolios have larger intercepts than liquid portfolios, showing the existence of unexplained liquidity effect. This effect is not observed in the intercepts of the liquidity-augmented Fama and French model. Second, the estimated intercepts are used as inputs to the GRS test. For the CAPM and the Fama and French three-factor model, the hypothesis that the intercept terms are jointly

equal to zero is rejected. It is notable that adding the liquidity factor to the Fama and French three-factor model pushes the intercepts to zero. For this model, although four out of 12 intercept terms have significant t statistics, the GRS test cannot reject the hypothesis that the intercept terms are jointly equal to zero. Thus, GRS test suggests that there is no evidence that there remain omitted variables in the liquidity augmented three-factor model.

Prior literature has provided mixed evidence on the hypothesis that the relationship between liquidity and stock returns is mainly limited to the month of January. That being the case, it is examined next whether this hypothesis finds support in the data. For that purpose, the cross-sectional analysis is repeated after excluding all January observations. Similarly, time-series analysis is repeated by adding an interaction term, one that shows the interaction between the return on liquidity factor mimicking portfolio and a January dummy, to the liquidity-augmented Fama and French three-factor model. The findings show that the role of liquidity in pricing stock returns is not limited to the month of January.

#### **IV. Conclusion**

The analysis of the relationship between liquidity and stock returns by using data from the ISE reveals the following: The cross-sectional analysis identifies liquidity and book-market value as two firm characteristics that appear to contain information about variation in expected returns. There is no evidence in favor of the other two characteristics, namely the market beta and firm size. Time-series analysis based on the explanatory power of the model and the GRS test statistics indicates that the Fama and French (1993) three-factor asset-pricing model augmented by the liquidity factor fits the data well. Overall, this paper provides supporting evidence for the view that liquidity



plays a significant role, which is not limited to the month of January, in the pricing of stocks.