

Handelshögskolan i Stockholm
Institutionen för redovisning och finansiering
Kandidatuppsats 15 ETC
Vårterminen 2013

Likviditetspremiens vara eller icke vara

Om likviditetspremiens existens på Stockholmsbörsen

Författare: Jens Bergquist (22188) & Linus Smedjegården (22187)
Handledare: Hanna Setterberg
Framläggning: 2013-05-27

Abstract

Background: Operating on the stock market is associated with risks. If a particular asset is not traded with the same frequency as the average market asset, this particular asset is exposed to a liquidity risk. It means that the investor might not be able to sell the asset at a desired time without incurring expensive transaction costs. The query is whether or not the investor is compensated with a liquidity premium for bearing the extra risk. Earlier studies on the Stockholm Stock Exchange have failed to prove that there is a relation between stock return and liquidity. Although, several foreign studies have concluded that this phenomenon exists.

Purpose: The purpose of this study is to investigate if a liquidity premium exists on the Stockholm Stock Exchange. If this is shown to be the case one have to consider an additional risk factor when investing in financial assets, and different trading philosophies may emerge. Furthermore this study wishes to verify whether or not three other factors affect stock return. The factors are market risk (Beta), firm size (ST) and book-to-market value (BM).

Method: This report uses the methodology of Datar, Naik and Radcliffe (1998). Financial data from the period 2000-01-01 to 2012-12-31 is collected and processed to form an appropriate sample for this study. The liquidity variable (OH) and the dependent excess return variable (JAV) are created along with the three variables mentioned above, followed by a GLS-regression to estimate the coefficients of the variables. Hypothesis tests are then used to evaluate the significance of the coefficients. The main conclusions of this study are made regarding the significance and size of these coefficients, particularly the liquidity coefficient.

Conclusion of thesis: This study concludes that it exists a liquidity premium on the Stockholm stock exchange. The regression analysis generates significant coefficients for all four variables used to explain the excess return.

Keywords: liquidity premium, stock turnover rate, Stockholm Stock Exchange, illiquidity discount, GLS-regression

Inledning.....	5
1.1 Bakgrund.....	5
1.2 Problem.....	5
1.3 Syfte.....	6
1.4 Avgränsning.....	6
1.5 Disposition.....	6
Tidigare forskning.....	7
2.1 Introduktion	7
2.2 Asset pricing and the bid-ask spread	7
2.3 Liquidity and stock returns: An alternative test.....	8
2.4 Test av likviditetspremien - med omsättningshastighet som proxy.....	8
2.5 Likviditetsstrategi på Stockholmbörsen	9
Teori.....	10
3.1 Prissättningsmodeller och dess variabler.....	10
3.2 Likviditet.....	12
3.3 Amihud och Mendelsons modell	12
3.3.1 Klienteleffekten	13
3.4 Omsättningshastighet som likviditetsmått.....	14
3.5 Grundläggande ekonometri – regressionsanalys och hypotestest	15
Metod.....	18
4.1 Forskningsansats.....	18
4.2 Urval	18
4.3 Datainsamling	19
4.4 Metodbeskrivning.....	19
4.4.1 Variabler	20
4.4.1.1 Omsättningshastighet.....	20
4.4.1.2 Bokfört värde dividerat med marknadsvärde	20
4.4.1.3 Företagsstorlek.....	21
4.4.1.4 Beta enligt CAPM	21
4.4.1.5 Aktieavkastning	21
4.4.2 Regressionsanalys.....	22
4.4.2.1 Multikollinearitet.....	23
4.4.2.2 Heteroskedasticitet.....	24
4.4.2.3 Autokorrelation.....	24
4.4.3 Hypotestest	25

4.5 Metodkvalitet	25
Resultat	27
5.1 Databeskrivning	27
5.2 Kontrollmätningar	27
5.2.1 Multikollinearitet	28
5.2.2 Heteroskedasticitet	28
5.2.3 Autokorrelation	29
5.3 Regressionsresultat	29
5.4 Hypotesresultat	30
Analys	31
6.1 Datamaterialet	31
6.2 Oberoende variabler	33
6.2.1 Kontrollvariabler	33
6.2.2 Omsättningshastigheten	35
6.2.3 Känslighetsanalys	36
6.3 Koppling till teorin	37
Slutsats	39
7.1 Inferens	39
7.2 Reliabilitet	39
7.3 Validitet	39
7.4 Generaliserbarhet	40
7.5 Förslag till vidare forskning	40
Referenser	42
8.1 Böcker	42
8.2 Artiklar och uppsatser	42
8.3 Elektroniska källor	43
Bilagor	44
Bilaga I	44
Bilaga II	45
Bilaga III	46
Bilaga IV	46
Bilaga V	47

Inledning

Under det inledande kapitlet förklaras bakgrunden till denna studie och varför området bedöms som intressant. Detta följs upp med att studiens frågeställning och syfte redogörs för läsaren. Efter att en förberedande avgränsning har beskrivits delges studiens disposition.

1.1 Bakgrund

Handel med aktier är behäftad med olika typer av risker. En aktie som omsätts med relativt låg frekvens innebär en ökad risk för innehavaren att utsättas för höga transaktionskostnader vid en försäljning. Alltså en risk att vid en önskad tidpunkt inte kunna sälja aktien till ett marknadsmässigt pris. Om två aktier är identiska sånär som på likviditeten kommer en rationellt agerande person, the economic man¹, att investera i den mer likvida aktien. För att väcka intresse att investera i den mer illikvida aktien krävs därför en högre förväntad avkastning. Med andra ord fordras att likviditet är prissatt på marknaden.

1.2 Problem

För att tydliggöra problemområdet följer här ett exempel. En investerare har införskaffat en aktie. När investeraren vill avyttra denna tillgång uppkommer ett problem. Det finns ingen köpare som är villig att betala ett marknadsmässigt pris för aktien. Investeraren måste nu gå ner i pris för att kunna sälja, och den risk som framhölls i föregående stycke är nu en realitet; investeraren får inte en marknadsmässig ersättning för sin tillgång.

Frågan är om dessa omständigheter har lett till att investeraren har förlorat pengar. Skulle denne ha tjänat på att investera i en mer lättsåld aktie? Eller har den mer svårsålda aktien genererat en högre avkastning vilken kompenserar för den avvikelse som uppstår gentemot marknadspriset vid försäljning? Det leder in på studiens frågeställning:

Existerar en likviditetspremie på Stockholmsbörsen?

¹ The economic man agerar alltid rationellt, strängt kalkylerande samt nyttomaximerande.

1.3 Syfte

Denna studie har uppkommit genom ett intresse för vilka faktorer som kan påverka aktiers utveckling. Särskilt har företeelsen *likviditet* funnits intressant. Följaktligen är studiens syfte att undersöka om likviditet är prissatt på den svenska aktiemarknaden. Detta har påvisats på utländska marknadsplatser men inte tidigare i Sverige. Då likviditet är ett existerande fenomen i teorin är utgångspunkten att det med rätt metod även kan påvisas på Stockholmsbörsen.

1.4 Avgränsning

Studien omfattar observationer som inhämtas från den finansiella databasen Thomson Reuters. Observationerna omfattar endast de aktier som varit noterade på Nasdaq OMX Stockholm (hädanefter "Stockholmsbörsen") under perioden 2000-2012.

1.5 Disposition

Efter detta introduktionskapitel följer kapitel 2 där tidigare forskning presenteras, både från den amerikanska och den svenska marknaden. Där granskas de mest relevanta studierna för denna undersökning. I kapitel 3 redogörs för begrepp samt teorier som ligger till grund för denna rapport. I det fjärde kapitlet beskrivs metoden samt hur de tillämpade variablerna beräknas. Därefter följer resultatet i kapitel 5, och analysen av detsamma i kapitel 6. Där ingår också en diskussion kring resultatets tillförlitlighet. Studien avslutas med slutsatser och förslag till vidare forskning i kapitel 7.

Tidigare forskning

Detta kapitel presenterar den tidigare forskning som är mest relevant för denna studie. Inledningsvis introduceras vilka resultat tidigare studier har uppvisat generellt, både internationellt och i Sverige. Därefter görs en grundligare genomgång av specifika studier.

2.1 Introduktion

Tidigare forskning på likviditet och dess påverkan på aktiehandeln har främst utförts på den amerikanska marknaden. Det finns också ett mindre antal artiklar inom området som berör marknader utanför USA, såsom den japanska och australiensiska. Generellt kan sägas att tidigare utländska studier ofta har funnit att likviditet är prissatt på den undersökta marknaden, medan man i Sverige har haft svårt att bekräfta fenomenet. Det bör dock konstateras att den forskning som utförts på den svenska marknaden är genomförd av universitetsstudenter som skriver sin kandidatuppsats.

Tidigare forskning är naturligtvis av stor vikt för studien. Den ger en rad upplysningar om vilka metoder som tillämpats tidigare, vilka problem som uppstått samt vilka fallgropar som ska undvikas. Dessutom ger det studien något att jämföra resultatet med.

2.2 *Asset pricing and the bid-ask spread* (Amihud och Mendelson 1986)

Amihud och Mendelsons (1986) studie på likviditet och aktieavkastning är en av de första som behandlar området och ligger därav till grund för ett stort antal studier som genomförts sedan dess. Amihud och Mendelson undersökte huruvida likviditet har någon inverkan på prissättningen av aktier på New York Stock Exchange under perioden 1961-1980. Som mått på likviditet använde de storleken på aktiens relativa spridning av köp- och säljpriser, där en stor relativ spridning innebär att aktien i fråga är illikvid och vice versa. Författarna applicerar en metod där de bygger portföljer med aktier som har rangordnats på likviditet och Beta.

Amihud och Mendelson lyckades visa att illikvida aktier prissätts lägre än i övrigt likvärdiga likvida aktier. Investerares krav på en högre avkastning för att vara villiga att bära den extra risk som det innebär att inneha illikvida aktier. De kom också fram till att den förväntade avkastningen på aktier, efter att man tagit hänsyn till den

relativa marknadsrisken, är en växande konkav funktion av den relativa köp/säljspridningen. Detta samband kallas *klienteleffekten*. Man undersökte också om *företagsstorlek* var en förklarande variabel, dock utan att finna statistisk signifikans.

2.3 Liquidity and stock returns: An alternative test (Datar, Naik och Radcliffe 1998)

Datar, Naik och Radcliffe (1998) gjorde precis som artikelnamnet antyder ett alternativt test till Amihud och Mendelsons (1986) studie. Till följd av att köp/säljspridningen hade börjat ifrågasättas som proxyvariabel för likviditet införde man ett nytt sätt att mäta denna företeelse, *aktieomsättningshastighet* (Petersen och Fialkowski 1994). De byggde tvärtemot Amihud och Mendelson (1986) inte några portföljer utan observerade utvecklingen för varje enskild aktie. Vid regressionsanalysen tillämpade de den generaliserade minsta kvadratmetoden (GLS-regression).

Resultatet antyder i enlighet med Amihud och Mendelson (1986) att ett samband mellan aktiers avkastning och likviditet existerar. De justerade inte bara för den relativa marknadsrisken och företagsstorleken, utan också för förhållandet mellan företagets bokförda värde och marknadsvärde (hädanefter ”*BM-värde*”).

2.4 Test av likviditetspremien - med omsättningshastighet som proxy (Josefsson och Bommelin 2005)

Josefsson och Bommelin (2005) utförde sin studie med inspiration av ovan nämnda artiklar. Syftet var att utreda huruvida det finns belegg för en likviditetspremie på Stockholmsbörsen under perioden 1995-2005. Författarparet tillämpade samma oberoende variabler som Datar, Naik och Radcliffe (1998), det vill säga den relativa marknadsrisken, företagsstorlek, BM-värde samt likviditet i form av omsättningshastighet. Dessa skulle förklara den beroende variabeln justerad överavkastning, också kallad JAV. Den definierades som aktiens procentuella utveckling den senaste månaden subtraherat med den procentuella utvecklingen för Affärsvärldens generalindex den senaste månaden. Den definitionen applicerades dock inte av Datar, Naik och Radcliffe (1998), som begränsade den beroende variabel till aktiens utveckling den senaste månaden. Josefsson och Bommelin (2005) anammade inte heller metoden fullt ut då de tillämpade minsta kvadratmetoden (OLS-

regression) och likt Amihud och Mendelson (1986) byggde aktieportföljer baserade på likviditet.

Resultatet visade på ett signifikant positivt samband mellan likviditet och avkastning för två av tre portföljer. Problemet är att det strider mot teorin som finns på området om finansiell likviditet. Amihud och Mendelsons (1986) modell fastslår att sambandet mellan avkastning och likviditet är negativt. För den tredje portföljen gick det inte att påvisa att likviditetskoefficienten var statistiskt signifikant skild från noll.

2.5 Likviditetsstrategi på Stockholmsbörsen (Svartholm och Uhrberg 2012)

Svartholm och Uhrbergs (2012) studie liknar den av Josefsson och Bommelin (2005). De byggde liksom sina föregångare portföljer för att utreda om en likviditetspremie existerar på Stockholmsbörsen. Studien avser emellertid en delvis annan tidsperiod, 2003-2011. Den skiljer sig också till viss grad beträffande kontrollerande variabler samt beräkning av likviditetsvariabeln. Svartholm och Uhrberg (2012) kontrollerade inte BM-värdets betydelse för avkastningen. Likviditetsmåttet beräknades genom att dividera de tre senaste månadernas genomsnittliga omsättning med antal free floating² aktier. De är alltså aktier som inte ägs av någon med större rösträtt än 5 % i företaget. Free floating-aktierna är de aktier som anses vara tillgängliga för allmänheten. Definitionen av den beroende variabeln, JAV, är identisk med den Josefsson och Bommelin (2005) använde. Vid regressionsanalys tillämpades minsta kvadratmetoden.

Resultatet visade på ett positivt samband mellan avkastning och likviditet för en illikvid portfölj, medan det visade ett negativt samband för den likvida portföljen. Ingen av portföljernas koefficienter var dock statistiskt signifikanta på 5 %-nivån.

² Studien har inte funnit en bra svensk översättning på detta begrepp. Hädanefter används därför detta uttryck.

Teori

Detta kapitel är uppdelat i tre delar och står för den teoretiska bas som studien vilar på. I inledningen tar kapitlet upp prissättningsteori med utgångspunkt i CAPM-modellen samt hur Fama och French (1992 och 1993) vidareutvecklade denna till sin trefaktormodell. Trefaktormodellens oberoende variabler presenteras och leder in på ett resonemang om ytterligare prissatta variabler på aktiemarknaden. Därefter följer en definition av finansiell likviditet. I den andra delen ligger därför fokus på likviditetsteori. Det ges en överskådlig illustration av Amihud och Mendelsons modell samt en beskrivning av klienteleffekten som deriverats utifrån denna modell. Det redogörs också för omsättningshastighet som proxyvariabel för likviditet. Kapitlet avslutas med ett ekonometriavsnitt där grunderna bakom regressionsanalys och hypotestest förklaras.

3.1 Prissättningsmodeller och dess variabler

Capital Asset Pricing Model (CAPM) som utvecklades av Sharpe (1964), Lintner (1965) och Mossin (1966) är en vedertagen modell när det kommer till att beräkna en tillgångs förväntade avkastning. Modellen bygger på ett samband mellan tillgångens förväntade avkastning $E(r_i)$ över den riskfria räntan (r_f) och marknadens förväntade avkastning $E(r_m)$ över densamma. Tillgångens förväntade avkastning samvarierar med marknadsportföljens avkastning. Till vilken grad tillgången samvarierar med marknaden bestäms utav $Beta_i$. Forskare har dock kritiserat CAPM för att inte fungera i praktiken då den bygger på för många förenklingar. Bland annat har variabeln Beta inte bedömts vara tillräckligt omfattande för att på egen hand förklara en tillgångs förväntade avkastning.

$$E(r_i) = r_f + Beta_i(E(r_m) - r_f)$$

Fama och French (1992 och 1993) vidareutvecklade i sina två artiklar det resonemang CAPM bygger på och skapade sin *trefaktormodell*.

$$E(r_i) = r_f + Beta_i(E(r_m) - r_f) + S_i \times SMB + V_i \times HML + \alpha$$

De visade att om man inkorporerar ytterligare två faktorer i beräkningen av tillgångars förväntade avkastning får modellen en signifikant högre förklaringsgrad.

Faktorerna det rör sig om är företagsstorlek och BM-värde. Detta eftersom Fama och French (1992 och 1993) observerade att just små företag samt företag med ett högt BM-värde tenderar att prestera bättre än marknaden som helhet.

SMB- och HML-faktorerna beräknas utifrån kombinerade portföljer som består av aktier vilka har rankats efter företagsstorlek och BM-värde. SMB står för "small (företagsstorlek) minus big" och faktorns värde erhålls genom att subtrahera den genomsnittliga avkastningen för små företag med den genomsnittliga avkastningen för stora företag under den period man avser undersöka. Motsvarande förfarande tillämpas för att beräkna HML-faktorn som står för "high (BM-värde) minus low". Genomsnittlig avkastning för företag med högt BM-värde subtraheras med genomsnittlig avkastning för företag med lågt BM-värde. Därefter utförs en linjär regression med minsta kvadratmetoden för att bestämma riktningskoefficienterna S_i och V_i . Termen α ger uttryck åt funktionens skärningspunkt på y-axeln.

Trots tydliga signaler om att det föreligger ett samband mellan aktiens avkastning och företagsstorlek samt BM-värde har det inte kunnat förklaras till fullo. Rimligen är förklaringen att investerare kräver kompensation för den högre risken det innebär att investera i små företag och företag med högt BM-värde. Små företag är generellt känsligare än större företag för omvärldsförändringar såsom ränte- och konjunkturskiftningar, och därmed utsatta för högre risker. Att ha ett högt BM-värde³ innebär att företaget i sina finansiella rapporter har värderat sina tillgångar högre än vad marknaden gör i nuläget. Det medför att man står inför risken att inte kunna avyttra sina tillgångar till bokfört värde. Något som i förlängningen leder till reaförluster, sämre resultat och högre risk för konkurs (Bodie, Kane och Marcus 2011, 447-454).

Aktiers avkastning verkar alltså vara driven av de olika risker som tillgången är förknippad med. Fama och French (1992 och 1993) visade sammanfattningsvis, utöver vad som beskrivs i CAPM, på ytterligare två sådana faktorer. Det är vidare tänkbart att aktier är utsatta för ytterligare risker som har signifikant inverkan på avkastningen.

³ Med högt BM-värde avses värden som överstiger 1,0. I dessa fall anses företaget i fråga vara övervärderat.

3.2 Likviditet

Med likviditet avses betalningsförmåga eller medels tillgänglighet enligt Svenska akademins ordlista. Likviditet på den finansiella marknaden har en viss annan innebörd, även om det fortfarande rör sig om kapacitet att omsätta tillgångar till kontanter. Huruvida en aktie är likvid eller inte gestaltas huvudsakligen på tre sätt (Bodie, Kane och Marcus 2011, 334-338). Det rör sig dels om storleken på kostnaden som är förknippad med att delta i en transaktion, transaktionskostnaden. Dels rör det sig även om vilken påverkan en större affär har på aktiepriset. Priset på en likvid aktie som handlas till stora volymer varje dag kommer inte att påverkas nämnvärt av en enskild affär, medan fallet är det omvända för en illikvid aktie. Slutligen är det också av betydelse till vilken grad av omedelbarhet aktien kan säljas samtidigt som man undviker att försäljningspriset avviker från marknadspriset. Sammantaget detta kan det konstateras att en aktie ska anses likvid om den kan säljas snabbt och utan höga transaktionskostnader samtidigt som inte aktiepriset påverkas av en enskild affär. En i övrigt likvärdig illikvid aktie skulle följaktligen uppträda tvärtemot den likvida i de tre berörda fallen och skapa en illikviditetsrabatt för köparen. Illikviditetsrabatten kan exempelvis uttryckas som avvikelser mellan det pris säljaren måste acceptera för att åstadkomma en snabb affär och marknadspriset.

Ett sätt att se på transaktionskostnaden av en affär är spridningen av köp- och säljpriserna. Vid köp av en fullkomligt likvid aktie kommer det inte att uppstå några transaktionskostnader, spridningen mellan köp- och säljpriserna kommer följaktligen att vara noll. Detta inträffar dock bara i teorin. I verkligheten finns det värdepappershandlare som sätter en köp/sälj-spridning som ska kompensera för risken att aktien ska uppträda som den ovan beskrivna illikvida aktien. Ju större spridningen är desto större anses risken vara. Handel med illikvida aktier går alltså hand i hand med hög risk och höga transaktionskostnader (Bodie, Kane och Marcus 2011, 334-338).

3.3 Amihud och Mendelsons modell

Amihud och Mendelson (1986) skapade en fiktiv marknad för handel med finansiella tillgångar där marknadsgaranter konkurrerar fritt med varandra. På marknaden handlas $N+1$ olika likvida tillgångar till de av marknadsgaranterna angivna köp- och säljpriserna. Den relativa spridningen mellan köp- och säljkurserna benämns S_i och är

den kompensation marknadsgaranterna erhåller, med andra ord transaktionskostnaden. På marknaden existerar M olika investerartyper. Modellen säger att en investerare av typ- i kliver in på marknaden med en rikedom W_i , köper tillgångar till den angivna säljkursen och håller tillgångarna under en tidsperiod med slumpmässig längd. Vid slutet av investerarens innehavsperiod säljer denne tillbaka sina tillgångar till marknadsgaranterna vid de angivna köpkurserna och lämnar marknaden. För en mer omfattande beskrivning se Amihud och Mendelson (1986).

3.3.1 Klienteleffekten

Med hjälp av sin modell visade Amihud och Mendelson (1986) på ett samband som de kallar för klienteleffekten. Det fastställer att aktier med olika hög likviditet kommer att fördelas på olika klientel. De aktier som har stor relativspridning och alltså är illikvida, kommer att köpas av investerare med lång investeringshorisont, medan de likvida aktierna kommer att köpas av kortsiktiga investerare. Det beror på att de långsiktiga investerarna har längre tid på sig att amortera av transaktionskostnaderna än de kortsiktiga investerarna.

För att belysa amortering av transaktionskostnader ytterligare följer här ett exempel. Investerare A håller en aktie som denne omplacerar varje år. Investerare B håller också en aktie, men denne omplacerar istället aktien var tredje år. Pondera att transaktionskostnaden för varje tillfälle en aktie omplaceras är 1 krona, att diskonteringsräntan är 5 % och att omplaceringar kommer att ske i oändlig tid framöver. Investerarnas transaktionskostnader blir då följande:

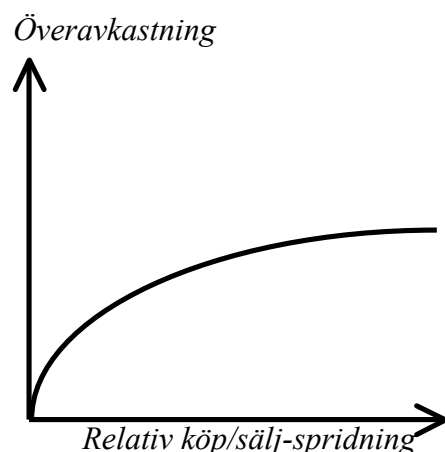
$$\text{Investerare A: } 1 + \frac{1}{0,05} = 21 \text{ kronor}$$

$$\text{Investerare B: } 1 + \frac{1}{1,05^3} + \frac{1}{1,05^6} + \frac{1}{1,05^9} + \frac{1}{1,05^{12}} + \dots + \frac{1}{1,05^\infty} \approx 7,34 \text{ kronor}$$

Som exemplet tydliggör blir transaktionskostnaderna högre ju oftare man omplaceras sin aktie. En investerare med längre placeringshorisont sitter därmed med trumf, givet att alla investerare agerar rationellt. Denne kommer kunna betala ett högre pris för både likvida och illikvida aktier än den kortsiktiga investeraren, och ändå göra en bättre affär. Därmed kommer den långsiktige investeraren kunna bjuda över den

kortsiktiga på alla tillgångar. Investerarna har dock begränsade resurser och kommer inte kunna köpa allt som erbjuds på marknaden, utan kommer prioritera de tillgångar som är mest gynnsamma. Till följd av detta kommer olika likvida aktier att fördelas på olika investerarklientel. Även om alla investerare föredrar aktier med låga transaktionskostnader värdesätts sådana högst av kortsiktiga investerare som ådrar sig transaktionskostnader i relativt större utsträckning. De långsiktiga investerarna kommer således att välja de aktier där de finner den högsta förväntade avkastningen, det vill säga de illikvida som dock är mer kostsamma att handla med. De illikvida aktierna kommer däremot generera ett likviditetspremium som överstiger de långsiktiga investerarnas förväntade transaktionskostnader. I jämvikt kommer följaktligen långsiktiga investerare hålla illikvida aktier medan de kortsiktiga kommer att hålla likvida aktier.

Konsekvensen av detta blir ett samband där förväntad avkastning är en växande och konkav funktion av relativspridningen. Då aktier med stor relativspridning handlas mindre frekvent kommer transaktionskostnaderna att amorteras över en längre tidsperiod, och därför blir marginaleffekten av en ökning i transaktionskostnaderna mindre slagkraftig. Om man antar att dessa aktier hålls av investerare med längre placeringshorisont får en ökad transaktionskostnad en relativt mindre effekt på förväntad avkastning, därav det konkava utseendet. Just konkaviteten är dock av mindre betydelse för denna studie. Fokus ligger istället på att funktionen är växande då det är detta som visar på likviditetspremiens existens.



3.4 Omsättningshastighet som likviditetsmått

Amihud och Mendelson (1986) använde aktiens relativspridning som mått på likviditet. Det har på senare tid publicerats artiklar som menar på att detta mått inte

nödvändigtvis är det mest lämpliga att använda som likviditetsindikator. Petersen och Fialkowski (1994) visar i sin studie att relativspridningen inte mäter de faktiska transaktionskostnaderna som uppstår vid en affär. Enligt dem sker endast en så liten andel som under 50 % av avsluten på New York Stock Exchange till de angivna köp- och säljpriserna. Detta styrks i en annan studie av Huang och Stoll (1996) vilka skattar korrelationen mellan den realiserade och den angivna spridningen. Resultatet visade att korrelationen inte var signifikant skild från noll, vilket indikerar att ett samband inte kan fastställas.

Ett likviditetsmått som tillämpas frekvent är aktieomsättningshastighet. Det beräknas genom att dividera omsatt volym med antal utstående aktier. En likvid aktie har per definition hög omsättningshastighet. Måttet i sig kan utan ansträngning knytas an till hur likviditet gestaltar sig, vilket beskrevs i avsnitt 3.2. Hög omsättningshastighet innebär att aktien handlas mycket i förhållande till antal utstående aktier. Detta betyder att det finns relativt många köpare, varpå säljaren kommer att kunna sälja aktien snabbt till ett marknadsmässigt pris. Priset kommer heller inte påverkas nämnvärt av en enskild affär eftersom antalet affärer är stort. Vidare innebär detta att handeln med aktien sker med såväl låg friktion som låga transaktionskostnader.

Denna studie har liksom Datar, Naik och Radcliffe (1998) valt att använda aktiens omsättningshastighet som likviditetsmått. Utöver ovan klarlagda argument kan också nämnas att det inte är lika avancerat att göra korrekta mätningar av omsättningshastighet som av den faktiska spridningen mellan köp- och säljkurser. Därför finns det bättre och framför allt mer tillförlitlig data på det här området.

3.5 Grundläggande ekonometri – regressionsanalys och hypotestest

Vid kvantitativa undersökningar av det slag som genomförs i denna studie är det frekvent förekommande att ta ekonometriska metoder till hjälp. Ett i sammanhanget etablerat verktyg är regressionsanalys där man prövar till vilken grad en eller flera oberoende variabler ($X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt}$) påverkar en beroende variabel (Y_t) vid ett antal olika tidpunkter ($t = 1, 2, \dots, n$). Funktionen av den multipla regressionen är uppbyggd enligt:

$$y_t = \alpha + \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2t} + \dots + \gamma_n x_{nt} + \varepsilon_t$$

Varje oberoende variabel viktas med hjälp av en riktningskoefficient (γ_n) som avgör till vilken grad den beroende variabeln påverkas. Denna koefficient är konstant. Regressionens alfa-värde (α) är likaså konstant och anger funktionens värde i det sällsynta fallet att samtliga oberoende variabler multiplicerat med respektive koefficient antar värdet noll samtidigt. Feltermen (ϵ_i) kan utläsas som summan av alla faktorer som inte separat antas påverka den beroende variabeln till den grad att de ska betraktas som variabler (Newbold, Carlson och Thorne 2010, 503-511).

Minsta kvadratmetoden är den regressionsmetod som används mest frekvent. I de fall standardantagandena⁴ för en regression håller, är metoden också den bästa linjära väntevärdesriktiga estimatoren (BLUE)⁵. I de fall då dessa antaganden inte håller i praktiken är dock inte minsta kvadratmetoden alltid den bäst lämpade (Gujarati 2004, 335-339).

Ett av problemen som kan uppkomma vid regressionsanalys är multikollinearitet. Multikollinearitet innebär att två eller fler av de oberoende variablerna är korrelerade, med andra ord samvarierar. Effekten av multikollinearitet är att de utsatta variablernas inverkan på den beroende variabeln inte blir lika exakt och att det då kan vara svårt att urskilja vilken effekt de individuella variablerna har. Vid multikollinearitet blir ofta de oberoende variablernas standardavvikelser höga, vilket kan leda till att man misslyckas med att förkasta en nollhypotes till följd av att konfidensintervallet blir större (Newbold, Carlson och Thorne 2010, 610-613).

Heteroskedasticitet uppstår när feltermens varians inte är konstant. Det innebär att den oförklarade variansen ökar eller minskar när den oberoende variabeln ökar eller minskar. Det medför att de oberoende variablernas varians kan över- eller underskattas vilket i förlängningen kan innebära att man drar felaktiga slutsatser utifrån resultatet (Newbold, Carlson och Thorne 2010, 613-618).

Problem med autokorrelation uppstår då feltermen är autokorrelerad. Det innebär att feltermen följer en typ av mönster, feltermerna är alltså korrelerade med varandra.

⁴ Med standardantagandena avses Gauss antaganden från 1821. Se Gujarati (2004, 66-75)

⁵ BLUE - Best linear unbiased estimator. Se Gujarati (2004, 79-81)

Detta problem medför, likt heteroskedasticitet, att variablernas varians uppskattas felaktigt vilket leder till ett svagare resultat (Newbold, Carlson och Thorne 2010, 618-628).

För att komma förbi problemen med eventuell heteroskedasticitet och autokorrelation använde sig Datar, Naik och Radcliffe (1998) av den generaliserade minsta kvadratmetoden enligt nedan. Enkelt uttryckt är minsta kvadratmetoden ett specialfall av den generaliserade minsta kvadratmetoden. Då samtliga standardantaganden håller kommer de generera samma resultat. Den generaliserade minsta kvadratmetoden placerar mer eller mindre vikt på ett estimat beroende på om det uppskattades mer eller mindre exakt. Minsta kvadratmetoden, å andra sidan, placerar lika vikt på samtliga estimat vilket innebär att den generaliserade minsta kvadratmetoden ger ett bättre resultat då standardantagandena inte håller. Den generaliserade minsta kvadratmetoden kan också generera ytterligare variabler för att justera resultatet för eventuell autokorrelation. Viktningen sker för varje oberoende variabel (k) enligt nedanstående för den generaliserade minsta kvadratmetoden.

$$\hat{y}_k = \sum_{t=1}^T Z_{kt} \hat{y}_{kt} \quad Z_{kt} = \frac{[Var(\hat{y}_{kt})]^{-1}}{\sum_{t=1}^T [Var(\hat{y}_{kt})]^{-1}}$$

I minsta kvadratmetoden används samma vikt för varje månatligt (t) estimat ($\hat{y}$).

$$\hat{y}_k = \sum_{t=1}^T \frac{1}{T} \hat{y}_{kt}$$

Efter att regressionen har genomförts används hypotestest för att kontrollera om en vald hypotes ska förkastas eller bibehållas. De relevanta testen i den här studien är huruvida de oberoende variablernas riktningskoefficienter är skilda från noll eller inte. Med andra ord ska testen utreda om de oberoende variablerna var och en för sig påverkar den beroende variabeln på valfri signifikansnivå. För att besluta om en hypotes ska förkastas eller inte divideras först den uppskattade riktningskoefficienten ($\hat{y}$) med dess uppskattade standardavvikelse ($\hat{s}$). Detta absolutvärde jämförs därefter med det kritiska värdet som beror på vald fördelning och signifikansnivå (Newbold, Carlson och Thorne 2010, 525-532).

Metod

Detta kapitel inleds med en kortfattad beskrivning av vilken forskningsansats studien följer. Vidare behandlas urvals- och datainsamlingsprocessen innan kapitlets huvudämne sätts i fokus, metodbeskrivningen. Kapitlet avslutas med en diskussion kring metodkvaliteten.

4.1 Forskningsansats

Studien ämnar följa en positivistisk vetenskapsteori. Hansson (2011, 149-163) beskriver att enligt positivismens teorier arbetar man utifrån säker kunskap vilken insamlats objektivt. Med den insamlade kunskapen skapas lagar och regler utifrån en påvisad regelbundenhet. Målet är att dessa regler går att generalisera och att de därmed skapar ett samband enligt orsak och verkan. Det är i linje med vad denna studie ämnar genomföra.

Studien tillämpar en kvantitativ metod vilket får till följd att graden av generaliserbarhet ökar. I många fall blir studien även mer objektiv. Det blir mindre utrymme för subjektiva tolkningar av resultatet och analysen görs efter statistiska och matematiska samband (Esaiasson et al. 2012, 197-208).

Studiens frågeställning har prövats på den svenska marknaden tidigare, men med andra metoder vilka skiljer sig från den som denna studie bygger på. Därav används en deduktiv ansats och inte en induktiv eftersom studien utgår ifrån tidigare forskning och teori. Detta ger metoden ett än mer objektivt synsätt vilket ökar möjligheten att kunna generalisera resultatet (Hansson 2011, 158).

4.2 Urval

Vid urvalet av vilka aktier som ingår i studien har ett antal kriterier tagits hänsyn till. Studien fokuserar på de aktier som har varit noterade på Stockholmsbörsens tre listor Small Cap, Mid Cap och Large Cap⁶ under den valda perioden 2000-01-01 till 2012-12-31. Företag inom bank-, fastighet- och försäkringssektorn⁷ har exkluderats i linje

⁶ Innan 2006 benämndes dessa listor A- respektive O-listan.

⁷ De företagen som exkluderats återfinns i följande index OMXS Financials, OMXS Banks, OMXS Real Estate, OMXS Real Estate Investment & Services och OMXS Financial Services. Dessa index som NASDAQ OMX Nordic tillhandahåller är således studiens definition för företag inom bank-, fastighet- och försäkringssektorn.

med tidigare forskning, då dessa har en annan finansieringsstruktur som kan påverka studiens resultat negativt (Datar, Naik och Radcliffe 1998).

Studien använder sig av månatlig data vilket innebär att varje företag kan bidra med som mest 156 observationer. Under vissa månader har en del aktier uteslutits då de inte uppfyller de specifika krav som ställs för att generera de olika variablerna. Dessa krav förklaras under respektive variabelavsnitt.

4.3 Datainsamling

Insamlad data brukar delas in i två kategorier; primär- och sekundärdata. Primärdata har inhämtats direkt från originalkällan, vilket ofta sker genom intervjuer, enkäter eller experiment. Sekundärdata har inhämtats från en andrahand som i tidigare led har samlat in datamaterialet. Denna kategori av data hämtas främst in från böcker, tidskrifter eller databaser (Esaiasson et al. 2012, 283).

Samtlig data som används i denna studie har inhämtats från finansiella databaser vilket gör den till sekundärdata. Aktiedatan har inhämtats från den finansiella databasen Thomson Reuters via klienten Datastream på dagsbasis för den valda perioden, samt för de fem år som föregick perioden. De ytterligare fem åren av data har samlats in som underlag för generering av betavariabeln. Aktiedatan omfattar varje individuell akties omsättning, antal utestående aktier, justerat eget kapital, aktiepris samt total aktieavkastning.

Ett index för Stockholmsbörsens utveckling har inhämtats från Affärsvärlden, mer specifikt Affärsvärldens generalindex (AFGX). Från Riksbanken har även den 10-åriga statsobligationsräntan inhämtats vilket enligt Lundblad (2012) anses som en referensränta för en riskfri investering.

4.4 Metodbeskrivning

Metoden denna studie använder för att kontrollera huruvida likviditet är prissatt på den svenska marknaden är i linje med den Datar, Naik och Radcliffe (1998) tillämpade.

4.4.1 Variabler

All insamlad data har omarbetats till månatlig data för att kunna beräkna variablerna till studien korrekt. Nedan följer en beskrivning av hur varje variabel beräknats samt hur de ska tolkas. Detta för att bidra till studiens reliabilitet så att en liknande studie kan genomföras i framtiden. De variabler som används i denna studie är aktiernas omsättningshastighet (OH), bokfört eget kapital dividerat med marknadsvärde (BM), företagsstorlek (ST), marknadsrisk (Beta) samt aktiernas justerade överavkastning (JAV).

4.4.1.1 Omsättningshastighet

Studiens likviditetsmått är som tidigare nämnt aktiernas omsättningshastighet (OH). Omsättningshastigheten har beräknats för varje månad (t) genom att dividera medelvärdet av antal omsatta aktier (O) för de tre föregående månaderna med antal utestående aktier (AA). I de fall antalet aktier har varierat över de tre föregående månaderna, exempelvis till följd av en aktiesplit, har aktien exkluderats från studien under denna tid. Likaså exkluderas de observationer inom den högsta och lägsta percentilen av omsättningshastigheten för att påvisa att studiens resultat inte drivs av några extremvärden.

$$OH_t = \frac{((O_{t-1} + O_{t-2} + O_{t-3})/3)}{AA_t}$$

4.4.1.2 Bokfört värde dividerat med marknadsvärde

Företagets egna kapital justerat för obeskattade reserver (B) divideras med företagets marknadsvärde. Företagets marknadsvärde, också kallat börsvärde, beräknas genom att företagets aktiekurs (P) multipliceras med antalet utestående aktier (AA). För att skapa en brytpunkt vid 1,0, och belysa huruvida företaget anses över- eller undervärderat, beräknas den naturliga logaritmen av den ovan beskrivna kvoten. Ett negativt värde indikerar då att företaget kan vara övervärderat och ett positivt att företaget är undervärderat. I de få fall ett företags bokförda egna kapital var negativt exkluderas aktien under den perioden.

$$BM_t = \ln\left(\frac{B_t}{P_t \times AA_t}\right)$$

4.4.1.3 Företagsstorlek

Företagets storlek (ST) anses vara densamma som dess marknadsvärde. Marknadsvärdet beräknas på samma sätt som i tidigare stycke; företagets aktiekurs (P) multiplicerat med antalet utestående aktier (AA). För att minska denna variabels spridning samt ge den ett exponentiellt utseende beräknas den naturliga logaritmen av produkten.

$$ST_t = \ln(P_t \times AA_t)$$

4.4.1.4 Beta enligt CAPM

Samtliga aktiers (i) månatliga (t) Beta beräknas enligt nedanstående formel.

$$Beta_{it} = \frac{Cov(r_i, r_m)}{Var(r_m)}$$

Denna variabel återspeglar aktiernas marknadsrisk, med andra ord hur aktiens avkastning (r_i) beror på marknadens utveckling (r_m). Marknadens utveckling likställs med Affärsvärldens generalindex (AFGX). För att beräkna avkastningen på AFGX används formeln nedan där (t) är det sista värdet för varje månad.

$$r_{mt} = \frac{(AFGX_t - AFGX_{t-1})}{AFGX_{t-1}}$$

Samtliga betavärden har beräknats med 60 månaders observationer. Regressionen av dessa observationer utfördes med minsta kvadratmetoden. I de fall aktien ännu inte varit noterad under 60 månader exkluderades de första 60 observationerna. Om en aktie exempelvis noterades 1997-01-01 kommer dess observationer exkluderas från urvalet under de två första åren. Detta på grund av att variabeln Beta inte gick att beräkna med 60 observationer som underlag fram tills dess. Om ett bolag avnoterades under perioden kommer det inkluderas i urvalet fram tills dess att avnoteringen skedde.

4.4.1.5 Aktieavkastning

Den beroende variabeln i studiens regression är aktiernas justerade överavkastning (JAV). Variabeln visar vilken avkastning aktierna har genererat över den riskfria räntan (r_f). Aktiernas avkastning är beräknad med hjälp av ett individuellt

avkastningsindex (AI) från Thomson Reuters klient Datastream. Detta index påverkas inte av varken en aktiesplit eller någon liknande händelse som inverkar på priset (P) men inte på bolagets värde. Indexet justerar för utdelningar (U) samtidigt som det tar hänsyn till förändringar i aktiepriset. Det innebär att indexet inkluderar både direkt och indirekt avkastning.

$$AI_t = AI_{t-1} \times \frac{P_t}{P_{t-1}}$$

Då (t) är dagen efter en utdelning används istället formeln:

$$AI_t = AI_{t-1} \times \frac{(P_t + U_t)}{P_{t-1}}$$

Från detta avkastningsindex (AI) subtraheras den riskfria räntan (r_f) för att räkna ut aktiernas justerade överavkastning (JAV).

$$JAV_t = AI_t - r_{ft}$$

Orsaken till att den riskfria räntan subtraheras är på grund av att denna inte ska uppträda i regressionens konstant vilket den annars gör enligt teorin (Bodie, Kane och Marcus 2011, 447-454).

4.4.2 Regressionsanalys

I denna studie används regressionsanalys för att avgöra huruvida det existerar en likviditetspremie på Stockholmsbörsen. Mer specifikt tillämpas den generaliserade minsta kvadratmetoden likt Datar, Naik och Radcliffe (1998). Med hjälp av denna estimeras en empirisk modell enligt:

$$JAV_{it} = \hat{\alpha} + \hat{\gamma}_1 OH_{it} + \hat{\gamma}_2 BM_{it} + \hat{\gamma}_3 ST_{it} + \hat{\gamma}_3 \beta_{it} + \varepsilon_{it}$$

JAV_{it} är den justerade överavkastningen för en aktie (i) under månad (t). De oberoende variablerna är aktiens egenskaper i form av omsättningshastighet, BM-värde, företagsstorlek och marknadsrisk. Orsaken till att den generaliserade minsta

kvadratmetoden tillämpas är att det med hjälp av denna är möjligt att korrigera för autokorrelation och heteroskedasticitet (Gujarati 2004, 394-398 477-484). För att säkerställa att den generaliserade minsta kvadratmetoden tillämpas på ett korrekt sätt och att resultatet är tillförlitligt görs mätningar för multikollinearitet, heteroskedasticitet och autokorrelation.

4.4.2.1 Multikollinearitet

VIF-test⁸ är ett bra verktyg för att bestämma graden av multikollinearitet. Det första steget är att för varje oberoende variabel (x_i) ställa upp en regression enligt minsta kvadratmetoden med resterande oberoende variabler som förklarande variabler.

$$x_i = \alpha + \hat{\gamma}_1 x_1 + \hat{\gamma}_2 x_2 + \hat{\gamma}_3 x_3$$

Regressionens förklaringsgrad (R^2) används därefter för att beräkna VIF-värdet.

$$VIF_i = \frac{1}{1 - R_i^2}$$

VIF-värdet tar värden mellan ett och oändligheten eftersom förklaringsgraden antar ett värde mellan 1 och 0. Ett VIF-värde på 1 innebär att det inte föreligger någon korrelation överhuvudtaget. En allmänt accepterad norm är att då VIF-värdet överstiger 5,0 blir multikollinearitet ett problem (Gujarati 2004, 362-363).

I de fall graden av multikollinearitet är problematiskt hög kommer den empiriska modellen revideras för att komma till rätta med problemet. Att exkludera en eller flera av de oberoende variablerna är oftast den enklaste lösningen men kan leda till en snedvriden modell. En annan lösning är att istället skriva om formeln vilket går att göra på två sätt. Antingen försöker man hitta nya variabler som inte korrelerar med varandra. Det kan dock vara svårt. Den bästa lösningen brukar istället vara att lägga till nya variabler som består av en funktion av de tidigare korrelerade variablerna (Gujarati 2004, 364-369).

⁸ Med VIF avses Variance Inflation Factor. Fritt översatt variansens uppräkningsfaktor.

4.4.2.2 Heteroskedasticitet

För att upptäcka eventuell heteroskedasticitet används Whites generella heteroskedasticitetstest. Fördelen med detta test är att det inte bygger på antagandet om att feltermerna är normalfördelade. En förenklad beskrivning av hur testet utförs följer nedan i fyra steg. I steg ett utförs en regression där feltermerna ($\hat{\varepsilon}_i$) samlas in.

$$Y_i = \gamma_1 + \gamma_2 X_{2i} + \gamma_3 X_{3i} + \varepsilon_i$$

I steg två erhålls förklaringsgraden (R^2) från nedanstående regression.

$$\hat{\varepsilon}_i^2 = \alpha_1 + \alpha_2 X_{2i} + \alpha_3 X_{3i} + \alpha_4 X_{2i}^2 + \alpha_5 X_{3i}^2 + \alpha_6 X_{2i} X_{3i} + u_i$$

I steg tre ställs en nollhypotes upp om att det råder homoskedasticitet, vilket är motsatsen till heteroskedasticitet. Asymptotiskt följer R^2 multiplicerat med urvalets storlek (n) en chi-två-fördelning med lika många frihetsgrader som antalet regressorer i steg två subtraherat med 1. I exemplet ovan blir antalet frihetsgrader 5.

$$n \times R^2 \xrightarrow{d} \chi^2_{df}$$

I det slutgiltiga steget jämförs det erhållna chi-två-värdet med det kritiska värdet vid vald signifikansnivå. I de fall det erhållna värdet inte överstiger den kritiska nivån är slutsatsen att heteroskedasticitet inte föreligger. För korrigering av heteroskedasticitet används generaliserade minsta kvadratmetoden enligt Gujarati (2004, 394-400 413-415).

4.4.2.3 Autokorrelation

Woolridge (2001, 282-283) har utvecklat ett bra test för autokorrelation på paneldata vilket beskrivs översiktligt nedan. Från en regression enligt minsta kvadratmetoden sparas feltermerna enligt den empiriska modell som studien utgår ifrån.

$$JAV_{it} = \hat{\alpha} + \hat{\gamma}_1 OH_{it} + \hat{\gamma}_2 BM_{it} + \hat{\gamma}_3 ST_{it} + \hat{\gamma}_3 \beta_{it} + \varepsilon_{it}$$

Därefter genomförs en ny regression enligt minsta kvadratmetoden, där man skattar riktningskoefficienten för feltermernas korrelation.

$$\hat{\varepsilon}_{it} = \hat{\rho}_1 \hat{\varepsilon}_{i,t-1} + u_{it}$$

Enligt antagandena för modeller med fixa effekter går det att härleda följande:

$$\text{Corr}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{i,t-1}) = -,5$$

Det innebär att under nollhypotesen då autokorrelation ej råder ska $\hat{\rho}_1 = -,5$. Nollhypotesen följer därefter ett vanligt f-test där f-värdet jämförs mot det kritiska värdet på vald signifikansnivå. Jämförelsen används för att ta ett beslut huruvida nollhypotesen ska förkastas eller bibehållas. För korrigering av autokorrelation används generaliserade minsta kvadratmetoden enligt Gujarati (2004, 477-484).

4.4.3 Hypotestest

För att besvara frågeställningen huruvida det existerar en likviditetspremie på Stockholmsbörsen tillämpas ett hypotestest. Enligt teorin bör riktningskoefficienten för likviditetsvariabeln vara negativ. Denna studie undersöker om empirin stämmer överens med teorin, varför ett dubbelsidigt hypotestest genomförs. Test utförs på samtliga variabler (i) för att ta reda på om deras skattade riktningskoefficienter är skilda från noll.

$$H_0: \hat{\gamma}_i = 0$$

$$H_1: \hat{\gamma}_i \neq 0$$

Om nollhypotesen kan förkastas är det statistiskt signifikant att den oberoende variabeln påverkar den beroende variabeln. För att kunna fastställa att det existerar en likviditetspremie på Stockholmsbörsen ska således riktningskoefficienten för omsättningshastigheten vara skild från noll (Newbold, Carlson och Thorne 2010, 525-532).

4.5 Metodkvalitet

Metoden bygger på välrenommerad forskning och teori om likviditet. Likaså är den ekonometrisk grund stabil och anses hålla hög kvalitet. Det finns dock alltid områden som kan förbättras vilka belyses nedan.

En av bristerna i metoden är att det finns flera icke redovisade variabler som påverkar aktiens avkastning. En sådan variabel kan exempelvis vara aktiens tidigare rörelse och prestation, också kallat momentum. Empiriskt har det visat sig att aktier som genererat positiv överavkastning de senaste månaderna besitter stor sannolikhet att likaså göra det följande månad (Berk och DeMarzo 2011, 432-434). Då studien inte inkluderar samtliga variabler som inverkar på avkastningen är det svårt att uppskatta likviditetsvariabelns verkliga effekt. Problemet med att inkludera samtliga variabler är dels att regressionen blir för avancerad, dels att alla variabler som faktiskt påverkar avkastningen ännu inte är kända. Eftersom tidigare forskning på området har tillämpat samma variabler som denna studie anses detta dock vara acceptabelt.

En annan mer övergripande brist inom liknande forskningsområden, och även för denna studie, är att Fama och Frenchs faktorer inte är teoretiskt förankrade. Dessa tillämpas ofta som standardvariabler vid studier rörande aktieavkastning trots att de inte är förankrade i teorin. De har dock påvisats vara väletablerade i empirin och kan därför anses vara en indikator för risk (Bodie, Kane och Marcus 2011, 447-453).

I studien används omsättningshastighet som proxy för aktiens likviditet. Då likviditet inte går att observera på samma sätt som exempelvis företagsstorlek måste en proxy användas i ett försök att spegla den verkliga likviditeten. Detta är en uppenbar brist då likviditeten endast går att uppskatta, vilket leder till försvårade omständigheter kring att fastslå om en likviditetspremie existerar på Stockholmsbörsen eller inte. Dock är aktiens omsättningshastighet en vedertagen proxy för att uppskatta likviditet varpå det förefaller acceptabelt att tillämpa den (Datar, Naik och Radcliffe 1998).

Slutligen anses urvalet vara tillräckligt stort för att kunna dra relevanta slutsatser. Vad beträffar resultatets generaliserbarhet bör det uppmärksammas att studien endast undersöker den valda perioden och inte ser till hela populationen. Likaså ska det tas i beaktande att mindre svenska listor såsom First North, NGM och Aktietorget har exkluderats. Delar av materialet har bearbetats manuellt vilket också kan ses som en potentiell felkälla. Sammanfattningsvis bedöms dock materialet och metoden hålla en hög kvalitet.

Resultat

Resultatdelen inleds med att beskriva egenskaper hos såväl de oberoende som den beroende variabeln. Avsnittet om kontrollmätningar behandlar därefter tester för multikollinearitet, heteroskedasticitet samt autokorrelation. Slutligen redogör kapitlet för regressions- samt hypotestestresultat vilka är helt avgörande för besvara studiens frågeställning.

5.1 Databeskrivning

Metoden har genererat bearbetad data enligt följande:

Tabell 5-1. Beskrivning av erhållen data

Variabel	JAV	Beta	ST	BM	OH
Antal observationer	28 862	28 862	28 862	28 862	28 862
Standardavvikelse	0,150	0,558	2,286	1,081	0,225
Minimum	-0,971	-1,816	12,766	-7,337	0,000
10:e percentilen	-0,169	0,291	17,817	-1,637	0,003
25:e percentilen	-0,097	0,506	19,035	-1,076	0,010
Median	-0,035	0,793	20,442	-0,492	0,032
Medelvärde	-0,028	0,883	20,640	-0,465	0,086
75:e percentilen	0,029	1,173	22,222	0,078	0,086
90:e percentilen	0,109	1,608	23,922	0,743	0,187
Maximum	8,357	5,349	28,041	5,092	8,291

Totalt matchade 28 862 observationer de uppställda kriterierna. Det innebär 185 observationer per månad erhöles i genomsnitt⁹. Att exkludera den översta och understa percentilen resulterade i att maximum- och minimumvärdet för omsättningshastigheten justerades från 6 291 % respektive 0 % per månad till 829 % respektive 0,007 % per månad.

5.2 Kontrollmätningar

Nedan följer resultatet av de kontrollmätningar som har genomförts på datamaterialet. Mätningar har utförts för att kontrollera huruvida det råder multikollinearitet, heteroskedasticitet och/eller autokorrelation.

⁹ 28 862 observationer dividerat med 156 månader ger cirka 185 observationer per månad.

5.2.1 Multikollinearitet

För respektive oberoende variabel genomfördes ett VIF-test enligt beskrivningen i avsnitt 4.4.2.1. För detaljer kring varje separat regression se Bilaga I. I tabell 5-2 har resultatet av varje separat VIF-test sammanställts.

Tabell 5-2. VIF-värde för respektive oberoende variabel

Beroende variabel	Oberoende variabel och respektive VIF-värde				
	Beta	ST	BM	OH	Medelvärde
Beta	-	1,08	1,03	1,04	1,05
ST	1,01	-	1,00	1,01	1,01
BM	1,02	1,06	-	1,05	1,04
OH	1,02	1,05	1,03	-	1,04

Ingen av de oberoende variablerna har ett VIF-värde som överstiger 5,0 vilket är gränsen då multikollinearitet ses som ett problem. Resultatet visar således att graden av multikollinearitet är mycket låg.

5.2.2 Heteroskedasticitet

Datamaterialet testades för heteroskedasticitet med Whites generella heteroskedasticitetstest. Det observerade chi-två-värdet är 787,30 för datamaterialet¹⁰. Vid 14 frihetsgrader och på 5 % signifikansnivå ges ett kritiskt värde på 23,68. I Whites test provas därefter nollhypotesen att feltermen är homoskedastisk.

H_0 : Feltermen är homoskedastisk

H_1 : Feltermen är inte homoskedastisk

Beslutsregel: Förkasta H_0 om $\chi^2_{obs} > \chi^2_{krit}$

Det observerade chi-två-värdet 787,30 är större än det kritiska värdet 23,68. Det innebär att nollhypotesen förkastas och att hypotesen att feltermen inte är homoskedastisk accepteras. Det visar på att datamaterialet lider av heteroskedasticitet. Korrigering av detta sker enligt vad som tidigare beskrivits i avsnitt 4.4.2.2.

¹⁰ För bakomliggande regression av chi-två-värdet se Bilaga II.

5.2.3 Autokorrelation

Woolridges test för autokorrelation observerade ett f-värde på 23,73¹¹. Antalet frihetsgrader är 347 i nämnaren och 1 i täljaren. För en f-fördelning med dessa frihetsgrader ges ett kritiskt värde på 3,84 på 5 % signifikansnivå. Detta testas mot nollhypotesen att feltermerna inte är korrelerade.

H_0 : Feltermerna är inte korrelerade

H_1 : Feltermerna är korrelerade

Beslutsregel: Förkasta H_0 om $F_{obs} > F_{krit}$

Det observerade f-värdet 23,73 är större än det kritiska värdet 3,84. Detta innebär att nollhypotesen förkastas och att hypotesen om att feltermerna är korrelerade accepteras. Det visar på att datamaterialet lider av autokorrelation. Korrigering av detta sker enligt vad som tidigare beskrivits i avsnitt 4.4.2.3.

5.3 Regressionsresultat

Kontrollmätningarna upptäckte heteroskedasticitet och autokorrelation i datamaterialet. På grund av detta används generella minsta kvadratmetoden vilken är konstruerad för att justera för dessa egenskaper. I tabell 5-3 visas resultatet för regressionen som ligger till grund för hypotestesten.

Tabell 5-3. Regressionsresultat för den beroende variabeln JAV

Oberoende variabler	Koefficient	Standard-avvikelse	z-värde	95 % Konfidensintervall	
Beta	0,0056	0,0016	3,40	0,00236	0,00880
ST	-0,0009	0,0004	-2,18	-0,00165	-0,00009
BM	0,0034	0,0008	4,13	0,00178	0,00499
OH	-0,0092	0,0043	-2,13	-0,01766	-0,00071
Konstanten	-0,0129	0,0080	-1,61	-0,02856	0,00280

I det fall aktiens beta ökar med 1 visar resultatet att aktiens avkastning bör öka med 0,56 % per månad. Om aktiens omsättningshastighet ökar från 1 % per månad till 100 % per månad bör aktiens avkastning minska med 0,92 % per månad, och så vidare.

¹¹ För bakomliggande regression av f-värdet se Bilaga III.

5.4 Hypotesresultat

För samtliga oberoende variabler genomfördes hypotestest på huruvida deras skattade riktningskoefficienter var skilda från noll. Den generella minsta kvadratmetoden justerar datamaterialet så att det följer en standardiserad normalfördelning. Under dessa förutsättningar beräknas ett z-värde enligt nedanstående formel där den skattade standardavvikelsen betecknas ($\hat{s}$) och den skattade riktningskoefficienten ($\hat{\gamma}$). Samtliga variabler (i) testas enligt tidigare uppställda hypotestest. I tabell 5-4 presenteras de sammanställda resultaten för hypotestesten på 5 % signifikansnivå.

$$H_0: \hat{\gamma}_i = 0$$

$$H_1: \hat{\gamma}_i \neq 0$$

Beslutsregel: Förkasta H_0 om $|Z_{obs}| > Z_{krit}$

$$Z_{obs} = \frac{\hat{\gamma}_i - 0}{\hat{s}_i}$$

Tabell 5-4. Hypotestestsresultat

Oberoende variabler	$\hat{\gamma}_i$	$\hat{s}_i$	Z_{obs}	Z_{krit}	Förkasta H_0
Beta	0,0056	0,0016	3,40	1,96	JA
ST	-0,0009	0,0004	-2,18	1,96	JA
BM	0,0034	0,0008	4,13	1,96	JA
OH	-0,0092	0,0043	-2,13	1,96	JA

Resultatet visar på att samtliga oberoende variablers riktningskoefficienter är statistiskt signifikant skilda från noll. Testerna indikerar alltså på att det existerar en likviditetspremie på Stockholmsbörsen. Samtliga resultat analyseras vidare i nästa kapitel.

Analys

I analysen bekantas läsaren med den av studien applicerade urvalsprocessen. Det följs upp av ett resonemang kring kontrolltesterna samt deras precision. Kapitlet omfattar också analyser av likviditetsvariabeln och de övriga kontrollvariablerna samt känslighetsanalys. Avslutningsvis görs relevanta kopplingar till teori.

6.1 Datamaterialet

För att kunna föra en diskussion kring urvalet och urvalsprocessen följer här en genomgång av hur databearbetningen har utförts. I Thomson Reuters klient Datastream identifierades 36 507 observationer som innehöll fullständig data samt hänfördes till korrekt period. Efter att finansiella bolag hade exkluderats återstod 31 684 observationer. Ytterligare 634 observationer avlägsnades då urvalet justerades för de yttersta percentilerna för likviditetsvariabeln. Slutligen uteslöts 2 188 observationer på grund av förändringar i antal utestående aktier och/eller negativt bokfört eget kapital. Det slutgiltiga datamaterialet innehåller således 28 862 observationer.

Vid en jämförelse med de tidigare svenska undersökningarna på området kan följande observationer göras gällande datamaterialet. Det är tydligt att periodens längd är snarlik över de två uppsatserna och denna studie. Josefsson och Bommelin (2005) undersöker dock en period som startar cirka fem år tidigare än perioden i denna studie. De tidigare undersökningarna genomförde inte samma bearbetning av urvalet som denna studie utförde. De kontrollerade endast att urvalet inkluderade maximalt en aktie per företag, något som inte har tagits hänsyn till i denna studie.

Urvalet tillförlitlighet i denna studie har kontrollerats genom manuella avstämningar mot andra källor¹². Dessa utfördes för de tio största och minsta värdena för respektive variabel. Avstämningarna visade på konformitet med klienten Datastream i samtliga fall. Svartholm och Uhrberg (2012) använde också Thomson Reuters klient Datastream för insamling av data varpå deras observationer bör hålla samma kvalitet som de i denna studie.

¹² Justerat bokfört eget kapital och antal utestående aktier jämfördes mot kvartals- och årsredovisningar för respektive aktie. Omsättningen utav antalet aktier, aktiepriset och avkastningsindexet jämfördes mot NASDAQ OMX.

Heteroskedasticitet identifierades i en av tre portföljer i Josefsson och Bommelins (2005) studie. I övrigt fann ingen av de svenska undersökningarna några tecken på vare sig multikollinearitet, heteroskedasticitet eller autokorrelation. Då denna studie behandlar paneldata förväntas datamaterialet lida av heteroskedasticitet och autokorrelation. Paneldata besitter egenskaper av både tidsserie- och tvärsnittsdata. Vid användning av tvärsnittsdata är sannolikheten stor att heteroskedasticitet uppenbarar sig (Gujarati 2004, 391-392). Detta eftersom tvärsnittsdata behandlar en populations olika typer av individer (aktier) som i sin tur besitter olika typer av egenskaper vilka inte alltid fångas upp av studiens oberoende variabler.

När en studie använder tidsseriedata är sannolikheten stor att autokorrelation föreligger (Newbold, Carlson och Thorne 2010, 618-619). Vid analys av tidsseriedata representerar feltermen effekten av alla övriga faktorer som inte fångas upp av de oberoende variablerna. Påverkan från övriga faktorer kan vara relativt jämbördig över flera tidsperioder, således är det troligt att feltermerna är korrelerade över tiden.

Resultaten från Whites generella heteroskedasticitetstest och Woolridges test för autokorrelation talar sitt tydliga språk då såväl heteroskedasticitet som autokorrelation är statistiskt signifikant förekommande i studiens urval på både 5 % och 1 % signifikansnivå. Uppställningen av testen anses ha skett enligt korrekta specifikationer varpå testernas resultat bör kunna fastställas. Det finns dock potentiella orsaker till att heteroskedasticitet kan uppenbara sig även då populationen inte lider av heteroskedasticitet. Ett sådant fall kan uppstå då den data som samlats in inte är korrekt uppmätt, att eventuella extremvärden påverkar kraftigt eller att den empiriska modellen och dess variabler har specificerats felaktigt (Gujarati 2004, 389-391). Likaså kan autokorrelation uppenbara sig om modellen och dess variabler har specificerats felaktigt (Gujarati 2004, 445-446). Att studiens data skulle vara av bristande kvalitet anses föga sannolikt då dessa värden är enkla att mäta samt härrör från en pålitlig databas. Angående påverkan från extremvärden har dessa exkluderats ur studien för likviditetsvariabeln, då denna variabel är fokus för studien. Motsvarande värden för resterande variabler har kontrollerats mot andra källor för att upptäcka eventuella felaktigheter, utan att några sådana har kunnat identifieras. Huruvida studiens empiriska modell med variabler avviker per definition från den ”verkliga” modellen är svårare att svara på. Vad som dock kan sägas är att de

oberoende variablerna Beta, ST och BM är mycket användbara som förklarande variabler för aktieavkastning (Bodie, Kane och Marcus 2011, 445-453). Därför anses det skäligt att ställa upp den empiriska modellen i enlighet med denna studie för kontroll av likviditetspremiens existens. Då de potentiella orsakerna till oegentligheter i ovan nämnda kontrolltester har uteslutits fastslås att heteroskedasticitet och autokorrelation råder i studiens urval. Orsaken till att heteroskedasticitet och autokorrelation ej upptäcktes i de tidigare svenska studierna är troligen att den beroende variabeln har beräknats annorlunda. Dennes inverkan på studiernas resultat förklaras mer ingående under avsnitt 6.2.1.

Till skillnad från heteroskedasticitet och autokorrelation råder alltid multikollinearitet. Däremot är inte alltid multikollinearitet ett problem då det påverkar resultatet i olika omfattning beroende på dess grad. Risken för att ett VIF-test visar ett felaktigt resultat anses som mycket låg. Däremot är gränsdragning för när multikollinearitet ska klassificeras som hög och problematisk svår att genomföra enligt Gujarati (2004, 1231). Då resultaten från studiens VIF-test är mycket låga konstateras med hög sannolikhet att multikollinearitet inte är något problem.

6.2 Oberoende variabler

I följande del analyseras resultatet för de variabler vars funktion är att spegla tidigare kända faktorer som påverkar aktieavkastningen. Dessa kontrollvariabler ligger till grund för att studien ska fånga likviditetsfaktorns verkliga påverkan på aktieavkastningen. Resultatet för likviditetsvariabeln analyseras i avsnittet därpå.

6.2.1 Kontrollvariabler

Kontrolltesterna fann stöd för heteroskedasticitet och autokorrelation vilket fick till följd att generaliserade minsta kvadratmetoden tillämpades för att justera för dessa egenskaper. Resultatet från regressionen som presenteras i tabell 5-3 anses vara tillförlitligt då diskuterade kontrolltester har genomförts på datamaterialet.

Angående de oberoende variablerna stipulerar tidigare forskning att BM föregås av en positiv riktningskoefficient medan ST föregås av en negativ sådan. Variabeln Beta är förknippad med en positiv riktningskoefficient. I den här studien har koefficienterna för dessa variabler alla antagit önskad riktning.

Vidare utreds om de skattade koefficienterna är av tillräcklig storlek för att variablerna ska ha relevant inverkan på den justerade överavkastningen. En oberoende variabels koefficient som endast förklarar en marginell del av aktieavkastningen har enligt studiens uppfattning inte relevant inverkan. För att belysa de skattade koefficienternas effekt på den justerade överavkastningen delges ett par exempel i tabell 6-1. I tabellen har koefficienterna multiplicerats med maximum och minimum för respektive variabel, detta för att illustrera variablernas påverkan i ytterlighet.

Tabell 6-1. Variablernas påverkan i ytterlighet

Oberoende variabler	Koefficient	Max	Min	Avkastning max	Avkastning min
Beta	0,0056	5,34	-1,82	2,98 %	-1,01 %
ST	-0,0009	28,04	12,77	-2,44 %	-1,11 %
BM	0,0034	5,09	-7,34	1,72 %	-2,48 %
OH	-0,0092	8,29	0,00	-7,62 %	-0,00 %

Ur tabellen går det att utläsa att storleken på koefficienterna definitivt är relevanta för aktieavkastningen. Denna tabell är i viss mån extrem men visar icke desto mindre att de oberoende variablerna har en betydande inverkan på den beroende variabeln.

Angående hypotestesten och kontrollvariablernas statistiska signifikans presenteras ett relativt enhetligt resultat. Samtliga variablers skattade koefficienter är signifikant skilda från noll på 5 %-nivå, och koefficienterna för variablerna Beta samt BM är även signifikanta på 1 %-nivå. Med bakgrund i vad som fastställts i teori och gjorts känt i tidigare forskning är detta resultat inte förvånande. Vad som däremot förefaller förvånande är de resultat som de tidigare undersökningarna på den svenska marknaden erhöll. Variablernas inverkan fanns nästan uteslutande icke statistiskt signifikanta. I det enstaka fall statistisk signifikans erhöles var det på ett negativt förhållande mellan avkastning och Beta, vilket helt motsätter sig teorin som finns på området.

Vad som skulle kunna förklara att denna studies resultat är i linje med teorin, i kontrast till tidigare undersökningar på den svenska marknaden, är beräkningen av den beroende variabeln JAV. De tidigare undersökningarna har subtraherat

utvecklingen av marknadsindexet (AFGX) från aktiernas avkastning medan denna studie har subtraherat den riskfria räntan. Genom att subtrahera marknadsindexet från avkastningen blir modellen felaktigt specificerad och användbarheten minskar således radikalt enligt denna studies uppfattning. Det blir följaktligen svårt att hitta något samband för undersökningarnas variabler.

Användbarheten i deras empiriska modeller minskar eftersom de oberoende variablerna har definierats som att de ska förklara aktiens totala avkastning. När variablerna inte ges möjlighet att förklara den totala avkastningen på grund av att marknadsavkastningen har subtraherats sjunker användbarheten. Då de oberoende variablerna, främst Beta som beror på marknadsavkastningen, inte justeras för marknadsindexet likt den beroende variabeln blir modellen felaktigt balanserad. Detta är troligen anledningen till att undersökningarna inte finner något statistiskt signifikant samband.

Skillnaden med att istället subtrahera den riskfria räntan är att då representerar den beroende variabeln marknadsriskpremien istället för att representera en eventuell överavkastning mot marknaden. Orsaken till att denna studie väljer att subtrahera något från aktieavkastningen är för att minimera konstanten som enligt teorin annars antar värdet av den riskfria räntan. På så sätt är modellen för denna studie fortfarande balanserad och användbar.

Konstanten i studiens regression visar sig inte signifikant skild från noll på varken 1, 5 eller 10 % signifikansnivå. Detta följer teorin om att konstanten bör vara noll då den riskfria räntan har subtraherats från aktieavkastningen. Datar, Naik och Radcliffe (1998) subtraherade inte den riskfria räntan vilket är den troliga förklaringen till att de fick en statistiskt signifikant konstant.

6.2.2 Omsättningshastigheten

Den variabel som står i centrum för denna studie är omsättningshastigheten (OH). Den skattade koefficienten är enligt resultatet signifikant negativ vilket är i linje med tidigare forskning och teori. Koefficienten är även av sådan storlek att den har relevant inverkan på JAV, vilket illustreras i tabell 6-1. Beträffande hypotestestet förkastas nollhypotesen att den skattade koefficienten är lika med noll på 5 %

signifikansnivå. Däremot vid en signifikansnivå på 1 % går nollhypotesen inte längre att förkasta.

En negativ riktningskoefficient som är signifikant skild från noll är i linje med internationell forskning samt teori. Det strider dock mot tidigare undersökningarna på den svenska marknaden vilka inte fann någon statistiskt signifikant likviditetspremie. Orsaken till de skilda resultaten antas vara de tidigare svenska studiernas felaktigt uppställda modell.

För att ytterligare belysa studiens resultat samt ge ökad förståelse för vilken inverkan variabeln OH får på variabeln JAV följer här ett exempel. Koefficienten för omsättningshastighet skattades till -0,009. Detta innebär att en minskning på 1 % i omsättningshastighet genererar en högre avkastning med 0,9 punkter per månad i genomsnitt. En uppskattning av likviditetspremien kan beräknas genom att omsättningshastigheten för en likvid aktie subtraheras med omsättningshastigheten för en illikvid aktie¹³, vilket ger ett värde på cirka 18 %. Detta innebär att skillnaden i avkastning för en likvid och illikvid aktie är cirka 16,2 punkter per månad. På ett helt år uppgår detta till en differens på cirka 1,94 %. För Datar, Naik och Radcliffe (1998) uppgick denna premie till 3,25 % årligen¹⁴.

6.2.3 Känslighetsanalys

För att kontrollera resultatets robusthet har känslighetsanalyser genomförts vilka innebar en utökning av datamaterialet i två avseenden. Dels inkluderades de finansiella bolagen och dels inkluderades omsättningshastighetens extremvärden.

I Bilaga IV presenteras resultatet för den regression då samtliga bolag på Stockholmsbörsen har inkluderats, alltså även de finansiella. Resultatet visade att samtliga oberoende variabelers skattade koefficienter fortfarande var signifikant skilda från noll. De väsentliga skillnaderna gentemot studiens primära resultat var att variabeln BM erhöll en större koefficient med ett högre z-värde, och att variabeln Beta erhöll en något mindre koefficient med ett lägre z-värde. Skillnaderna som

¹³ Definitionen på en likvid respektive en illikvid aktie är hämtat från Datar, Naik och Radcliffe (1998) som beskriver en likvid aktie som den 90-percentilen och en illikvid som den 10-percentilen av omsättningshastigheten i sitt urval.

¹⁴ För att nå samma nivå på likviditetspremien krävs att 95-percentilen respektive 5-percentilen används som definition för den likvida och illikvida aktien.

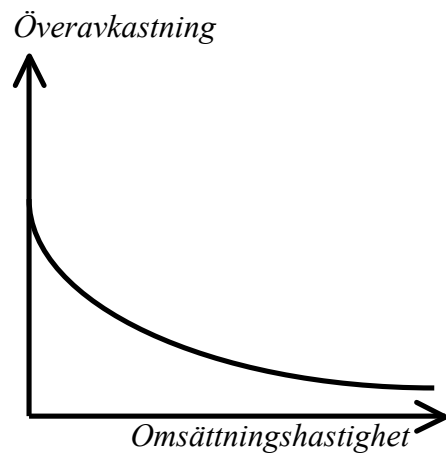
uppstod kan som tidigare beskrivit bero på de finansiella bolagens avvikande finansieringsstruktur. Då inga andra väsentliga skillnader mellan resultaten observerades anses det primära resultatet vara robust.

I Bilaga V presenteras resultatet för den regressionen då omsättningshastighetens extremvärden har inkluderats. Avvikelsen från studiens primära resultat var liten. Dock erhöll likviditetsvariabelns riktningskoefficient ett något lägre $|z\text{-värde}|$ vilket fick konsekvensen att koefficienten inte längre var signifikant på 5 % signifikansnivå. Gränsen för signifikans återfinns istället på 5,4 %-nivån. Orsaken till förändringen är att något av omsättningshastighetens extremvärden snedvrider resultatet. Detta eftersom större värden har förmågan att inverka på resultatet i större utsträckning. Det primära resultatets robusthet anses inte påverkas nämnvärt till följd av denna analys då det endast handlar om en mindre förändring. Den skattade koefficienten är trots allt signifikant på 5,4 % signifikansnivå vilket ligger väldigt nära studiens gräns för signifikans på 5 %.

6.3 Koppling till teorin

Slutligen återstår diskussionen kring denna studies proxy för likviditet. Är aktieomsättningshastighet det bästa måttet på likviditet? Troligen är svaret nej. Studiens syfte är dock inte heller att identifiera det bästa likviditetsmåttet. Därför lämnas denna fråga obesvarad, men det kan alltså konstateras att omsättningshastighet är en välanvänd proxy för likviditet. Den står dessutom på stabil grund i teorin och har vid upprepade tillfällen bidragit till förväntade resultat. Därför anses det acceptabelt att tillämpa omsättningshastigheten för att identifiera en eventuell likviditetspremie.

I avsnitt 3.3.1 proklamerar att studien inte i första hand avser testa konkaviteten i den funktion som Amihud och Mendelson (1986) ställde upp i sin artikel, utan snarare huruvida funktionen är växande eller inte. Då omsättningshastighet används som proxyvariabel istället för köp och sälj-spridning förändras denna grafs utseende. Motsvarande graf för denna studie blir således inversen av Amihud och Mendelsons graf.



Skillnaden beror på att likviditeten tidigare minskade för ökande värden på x-axeln medan den i det här fallet ökar. Då riktningskoefficienten för omsättningshastighet i studien är negativ är sambandet i linje med teorin och således även analogt med vad Amihud och Mendelson (1986) uppdagade. Dessutom antyder detta samband att Amihud och Mendelsons modell samt klienteleffekt håller. De aktier som har låg omsättningshastighet och alltså är illikvida, kommer att köpas av investerare med lång investeringshorisont, medan de likvida aktierna med hög omsättningshastighet kommer att köpas av kortsiktiga investerare.

Slutsats

Studiens frågeställning lyder: Existerar en likviditetspremie på Stockholmsbörsen?

Denna studies slutsats är: Ja, det existerar en likviditetspremie på Stockholmsbörsen under den studerade tidsperioden.

7.1 Inferens

Enligt ekonometrisk teori kan endast slutsatser dras då signifikanta resultat har uppnåtts. Studiens samtliga oberoende variablers skattade koefficienter visade sig vara statistiskt signifikant skilda från noll. Den valda undersökningsperioden anses vara tillräckligt lång och nära i tiden för att resultatet ska kunna besvara frågeställningen. Frågan som bör ställas är huruvida studiens urval representerade populationen som önskades testas; är hela Stockholmsbörsen representerad i urvalet? Som tidigare beskrivits har finansiella bolag exkluderats från studien i enlighet med tidigare forskning. Dessa inkluderades emellertid i känslighetsanalysen där skillnaderna i resultateten ansågs ringa. Därför kan studiens urval anses vara förhållandevis representativt för Stockholmsbörsen. Till följd av detta dras slutsatsen att det existerar en likviditetspremie på Stockholmsbörsen för den undersökta perioden. I de fall en likvid aktie jämförs med en illikvid aktie uppskattas skillnaden i avkastning uppgå till cirka 1,94 % årligen.

7.2 Reliabilitet

För de mätningar och tester som genomförts i studien anses reliabiliteten i mätningarna, det vill säga tillförlitligheten, vara hög. Skulle samma insamlingsmetod utföras vid ett senare tillfälle finns det ingen anledning att tro att urvalet skulle se annorlunda ut. Den största potentiella felkällan anses vara den mänskliga faktorn då största risken för fel återfinns i de sekvenser då urvalet bearbetas manuellt. Genom att kontinuerligt kontrollera de olika beräkningarna samt diskutera dess rimlighet har denna risk minimerats. Om fel har upptäckts har dessa konsekvent korrigerats. Det anses därför föreligga hög reliabilitet i studien och resultatet bör således bli detsamma vid försök att upprepa studien.

7.3 Validitet

Validiteten för denna studie, det vill säga huruvida modellen mäter det som avses mätas, kan diskuteras. Vad som är centralt för hög validitet är hur tolkning och modellering av variablerna har genomförts. Kontrollvariablerna och den empiriska

modellen följer tidigare forskning och teori varpå validiteten för dessa anses tillfredsställande. Hur väl omsättningshastighet faktiskt lyckas fånga den verkliga likviditeten är svårt att konstatera. Det är mycket sannolikt att den verkliga likviditeten inte speglas fullt ut i studiens likviditetsvariabel. Om så är fallet, är det även svårt att uppskatta huruvida omsättningshastighet över- eller underskattar den verkliga likviditeten. Dock anses variabeln fånga likviditet i tillfredsställande utsträckning, varpå omsättningshastighet bedöms acceptabel att tillämpa som proxy. Den bedömningen baseras främst på att proxyn är väl förankrad i teorin. Därför anses även studiens övergripande validitet vara fullt acceptabel.

7.4 Generaliserbarhet

Möjligheten att generalisera studiens resultat över andra populationer och tidsperioder anses vara begränsad. Studiens resultat anses kunna generaliseras över hela Stockholmsbörsen. Generaliserbarheten anses däremot inte vara tillräckligt god för att kunna dra slutsatsen att det existerar likviditetspremier på andra svenska eller utländska marknadsplatser. Detta trots att det enligt teorin existerar en likviditetspremie även på dessa marknader. Studiens resultat kan inte heller generaliseras till andra tidsperioder än den som har studerats.

7.5 Förslag till vidare forskning

Området likviditet är fortfarande relativt oupptäckt och tillgänglig forskning är fortfarande tämligen ung. Vidare forskning skulle förslagsvis kunna undersöka om det är möjligt att estimerar en ännu bättre variabel för likviditet.

Att utveckla en ny likviditetsvariabel är förvisso inte enkelt. Ett förslag är att fortsätta använda aktiers omsättning och att antingen likt Svartholm och Uhrberg (2012) justera för antalet tillgängliga aktier för allmänheten eller ta hänsyn till aktiernas orderdjup.

Ett annat förslag är att addera fler förklarande variabler till modellen. Förslagsvis kan metodiken i denna studie agera förebild för en undersökning som avser utreda om en femte variabel existerar. Den femte variabeln skulle exempelvis kunna vara momentum vilken beskrivs i avsnitt 4.5. Ett annat alternativ är skapa dummyvariabler som fångar upp om ett bolags aktier även handlas på en utländsk marknad. Likaså kan

det vara intressant att undersöka om det faktum att ett företag har olika aktieslag utsående på samma marknad har någon inverkan på resultatet.

Vidare forskning skulle även kunna undersöka huruvida det existerar en likviditetspremie på övriga svenska marknadsplatser, såsom Aktietorget och NGM. Dessa studiers resultat skulle senare kunna jämföras med liknande undersökningar på Stockholmsbörsen, för att visa på likheter och skillnader ur ett likviditetsperspektiv.

Referenser

8.1 Böcker

Berk, Jonathan, DeMarzo, Peter. 2011. *Corporate Finance*. 2. uppl. Boston: Pearson Education.

Bodie, Zvi, Kane, Alex, Marcus, Alan J.. 2011. *Investments and Portfolio Management*. 9. uppl. New York: McGraw-Hill Higher Education.

Esaiasson, Peter, Gilljam, Mikael, Oscarsson, Henrik, Wängnerud, Lena. 2012. *Metodpraktikan – Konsten att studera samhälle, individ och marknad*. 4. uppl. Stockholm: Nordstedts Juridik.

Gujarati, Damodar N.. 2004. *Basic Econometrics*. 4. uppl. New York: McGraw-Hill Higher Education.

Hansson, Bengt. 2011. *Skapa vetande – Vetenskapsteori från grunden*. Lund: Studentlitteratur AB.

Newbold, Paul, Carlson, William L., Thorne, Betty. 2011. *Statistics for Business and Economics*. 7. uppl. New Jersey: Pearson Education.

Woolridge, Jeffery M.. 2001. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 1. uppl. Cambridge: The MIT Press.

8.2 Artiklar och uppsatser

Amihud, Yakov, Mendelson, Haim. 1986. *Asset pricing and the bid-ask spread*. Journal of Financial Economics 17 (2): 223-249.

Datar, Vinay T., Naik, Narayan Y., Radcliffe, Robert. 1998. *Liquidity and stock returns: An alternative test*. Journal of Financial Markets 1 (2): 203-219.

Fama, Eugene F., French, Kenneth R.. 1992. *The cross-section of expected stock returns*. The Journal of Finance 47 (2): 427-465.

Fama, Eugene F., French, Kenneth R.. 1993. *Common risk factors in the returns on stocks and bonds*. Journal of Financial Economics 33 (1): 3-56.

Huang, Roger D., Stoll, Hans R.. 1996. *Dealer versus auction markets: A paired comparison of execution on NASDAQ and the NYSE*. Journal of Financial Economics 41 (3): 313-357.

Josefsson, Erik, Bommelin, Niklas. 2005. *Test av likviditetspremien – Med omsättningshastighet som proxy*. Stockholms universitet.

Lintner, John. 1965. *The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets*. Review of Economics and Statistics 47 (1): 13-25.

Lundblad, Peter. 2012. *Riskpremien på den svenska aktiemarknaden*. PWC.

Mossin, Jan. 1966. *Equilibrium in capital asset market*. *Econometrica* 34 (4): 768-783.

Petersen, Mitchell A., Fialkowski, David. 1994. *Posted versus effective spreads: Good prices or bad quotes*. *Journal of Financial Economics* 35 (3): 269-292.

Sharpe, William. 1964. *Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk*. *Journal of Finance* 19 (3): 425-442.

Svartholm, Per, Uhrberg, Magnus. 2012. *Likviditetsstrategi på Stockholmsbörsen – En studie om likviditetspremiens existens och dess eventuella överavkastning*. Linköpings universitet.

8.3 Elektroniska källor

Affärsvärlden.

[http://bors.affarsvarlden.se/afvbors.sv/site/index/index_info.page?magic=\(cc%20\(info%20\(tab%20hist](http://bors.affarsvarlden.se/afvbors.sv/site/index/index_info.page?magic=(cc%20(info%20(tab%20hist)

(Data hämtad 2013-03-19)

Nasdaq OMX Stockholm.

<http://www.nasdaqomxnordic.com/aktier/>
<http://www.nasdaqomxnordic.com/aktier/historiskakurser/>
<http://www.nasdaqomxnordic.com/index/>

(Data hämtad 2013-04-12)

Riksbanken.

<http://www.riksbank.se/sv/Rantor-och-valutakurser/Sok-rantor-och-valutakurser/>

(Data hämtad 2013-03-19)

Svenska akademins ordlista.

http://www.svenskaakademien.se/svenska_spraket/svenska_akademiens_ordlista/saol_pa_natet/ordlista

(Information hämtad 2013-05-12).

Thomson Reuters.

Med klienten Datastream delges man tillgång till Thomson Reuters databas.

http://thomsonreuters.com/products_services/financial/financial_products/az/datastream/

(Data hämtad 2013-03-19 och 2013-04-10)

Bilagor

Bilaga I

Nedan återfinns varje separat regression som ligger till grund för VIF-testen.

Linjär regression genom minsta kvadratmetoden				Antal observationer	28 862
Beroende variabel OH				F(3, 28 858)	357,73
				Sannolikt > F	0,0000
				R ²	0,0440
				Root MSE	,21952
Oberoende variabel	Koefficient	Robust standard-avvikelse	t-värde	95 % Konfidensintervall	
Beta	0,0189734	0,002706	7,01	0,0136695	0,0242774
ST	0,0196552	0,0007358	26,71	0,018213	0,0210974
BM	0,0035531	0,0013491	2,63	0,0009088	0,0061974
Konstanten	-0,3346171	0,0139106	-24,05	-0,3618827	-0,3073516

Linjär regression genom minsta kvadratmetoden				Antal observationer	28 862
Beroende variabel BM				F(3, 28 858)	252,48
				Sannolikt > F	0,0000
				R ²	0,0334
				Root MSE	1,0626
Oberoende variabel	Koefficient	Robust standard-avvikelse	t-värde	95 % Konfidensintervall	
OH	0,0832458	0,0320466	2,6	0,020433	0,1460586
Beta	-0,0439167	0,0113657	-3,86	-0,066194	-0,0216393
ST	-0,0855772	0,0032586	-26,26	-0,0919642	-0,0791901
Konstanten	1,333155	0,0684254	19,48	1,199038	1,467271

Linjär regression genom minsta kvadratmetoden				Antal observationer	28 862
Beroende variabel ST				F(3, 28 858)	441,90
				Sannolikt > F	0,0000
				R ²	0,0874
				Root MSE	2,1836
Oberoende variabel	Koefficient	Robust standard-avvikelse	t-värde	95 % Konfidensintervall	
BM	-0,3614025	0,0130343	-27,73	-0,3869504	-0,3358547
OH	1,944769	0,2116765	9,19	1,529874	2,359665
Beta	0,498862	0,0270119	18,47	0,4459174	0,5518066
Konstanten	19,86393	0,0299751	662,68	19,80518	19,92269

Linjär regression genom minsta kvadratmetoden				Antal observationer	28 862
Beroende variabel				F(3, 28 858)	243,22
Beta				Sannolikt > F	0,0000
				R²	0,0235
				Root MSE	,55121
Oberoende variabel	Koefficient	Robust standard-avvikelse	t-värde	95 % Konfidensintervall	
ST	0,0317883	0,0016347	19,45	0,0285843	0,0349924
BM	-0,0118182	0,0030702	-3,85	-0,0178359	-0,0058004
OH	0,1196254	0,0147028	8,14	0,0908073	0,1484436
Konstanten	0,2115472	0,0334867	6,32	0,1459117	0,2771828

Bilaga II

Nedan återfinns resultatet för den regression som ligger till grund för chi-två värdet i Whites generella heteroskedasticitetstest.

Linjär regression genom minsta kvadratmetoden med Anova tabell				Antal observationer	28 862
Beroende variabel				F(3, 28 858)	8,98
JAV				Sannolikt > F	0,0000
				R²	0,0012
				Justerat R²	0,0011
				Root MSE	,15014
Oberoende variabel	Koefficient	Standard-avvikelse	t-värde	95 % Konfidensintervall	
Beta	0,0056787	0,0016034	3,54	0,002536	0,0088213
ST	-0,000946	0,0004047	-2,34	-0,0017393	-0,0001527
BM	0,0026842	0,0008318	3,23	0,0010539	0,0043145
OH	-0,0093438	0,004026	-2,32	-0,0172349	-0,0014527
Konstanten	-0,0116634	0,0082176	-1,42	-0,0277702	0,0044435
Anova Tabell					
Källa	Summan av kvadraterna (SS)		Frihets-grader	Medelkvadrat (MS)	
Modellen	0,809591973		4	0,202397993	
Feltermen	650,464315		28 857	0,022540954	
Totalt	651,273907		28 861	0,022565882	

Bilaga III

Nedan återfinns resultatet för den regression som ligger till grund för f-värdet i Woolridges test för autokorrelation.

Linjär regression genom minsta kvadratmetoden				Antal observationer	27 870
Beroende variabel JAV				F(3, 28 858)	40,78
				Sannolikt > F	0,0000
				R ²	0,1586
				Root MSE	,18782
Oberoende variabel	Koefficient	Robust standard-avvikelse	t-värde	95 % Konfidensintervall	
Beta, D1	0,2492706	0,1217433	2,05	0,009823	0,4887182
ST, D1	-0,0977976	0,0137657	-7,1	-0,1248722	-0,0707229
BM, D1	0,2630595	0,0257953	10,2	0,2123247	0,3137943
OH, D1	-0,0561447	0,0351512	-1,6	-0,1252809	0,0129916
Egenskaper					
p-värde		1,68e-06			
Frihetsgrader täljare		1			
Frihetsgrader nämnare		23,7371213			
f-värde		347			
Skattad koefficient tidsförskjutna felvärden		-0,408474095			

Bilaga IV

Nedan återfinns resultatet från den GLS-regression där även finansiella bolag har inkluderats.

Oberoende variabler	Koefficient	Standard-avvikelse	z-värde	95 % Konfidensintervall	
Beta	0,0034	0,0014	2,33	0,00054	0,00620
ST	-0,0007	0,0003	-2,16	-0,00143	-0,00007
BM	0,0035	0,0007	4,88	0,00207	0,00485
OH	-0,0077	0,0038	-2,01	-0,01520	-0,00020
Konstanten	-0,0133	0,0071	-1,88	-0,02710	0,00060

Bilaga V

Nedan återfinns resultatet från den GLS-regression där även den högsta och lägsta percentilen av variabeln omsättningshastighet (OH) har inkluderats.

Oberoende variabler	Koefficient	Standard-avvikelse	z-värde	95 % Konfidensintervall	
Beta	0,0055	0,0016	3,38	0,00230	0,00865
ST	-0,0009	0,0004	-2,34	-0,00169	-0,00015
BM	0,0031	0,0007	4,38	0,00172	0,00450
OH	-0,0066	0,0034	-1,93	-0,01322	0,00011
Konstanten	-0,0119	0,0079	-1,50	-0,02745	0,00361