

Effektiviteten på Stockholms Fondbörs



Ekonomiska Forskningsinstitutet vid Handelshögskolan i Stockholm
Adress: Sveavägen 65, Box 6501, 113 83 Stockholm. Tel. 08-736 01 20

- * grundades år 1929
- * är en vetenskaplig forskningsinstitution vid Handelshögskolan i Stockholm
- * bedriver teoretisk och empirisk forskning inom företagsekonomins och samhällsekonomins olika områden och ger i samband därmed avancerad utbildning
- * söker välja forskningsobjekt efter forskningsområdenas behov av teoretisk och praktisk vidareutveckling, projektens metodologiska intresse samt problemställningarnas generalitet
- * offentliggör alla forskningsresultat; detta sker i institutets skriftserier och seminarier, genom tidskriftsartiklar samt via undervisning vid Handelshögskolan och annorstädes samt ofta också i artikelform
- * består av ett 100-tal forskare, främst ekonomer men också psykologer, sociologer och statistiker
- * har organiserat sin forskningsverksamhet i följande sektioner och fristående program

A	Arbetslivs- och personalfrågor
B	Redovisning och finansiering
C	Ekonomisk analys och styrning
D	Distributionsekonomi, strukturekonomi och marknadspolitik
F	Förvaltningsekonomi
G	Ekonomisk geografi
I	Ekonomisk informationsbehandling
P	Ekonomisk psykologi
S	Samhällsekonomi
PMO	Forskningsprogrammet människa och organisation
FDR	Fonden för handels- och distributionsforskning
AFT	Avdelningen för forskningstillämpning

Ytterligare information om EFI:s pågående forskning och publicerade forskningsrapporter återfinns i institutets projektkatalog, som kan rekvideras direkt från EFI.

Effektiviteten på Stockholms Fondbörs

Kerstin Claesson



Akademisk avhandling för erhållande
av ekonomie doktorsexamen vid
Handelshögskolan i Stockholm
Stockholm 1987

© EFI och författaren
ISBN 91-7258-228-6
UDK 336.761.5(485)

gotab Stockholm 1987 86005

Förord

Under 1980-talet har Stockholms Fondbörs gått igenom en utveckling som inte har någon tidigare motsvarighet. Sedan början av januari 1980 har generalindex stigit med mer än 600 %. Omsättningen år 1986 var 19 gånger så stor som omsättningen år 1980.

Det säger sig självt att det har varit roligt att arbeta med ett forskningsprojekt om Stockholmsbörsens effektivitet under dessa år. Många människor har visat intresse och entusiasm inför projektet. Jag vill tacka dem alla.

Några måste dock få ett utförligare tack. Jan Wallanders Stiftelse för samhällsvetenskaplig forskning har lämnat generösa ekonomiska bidrag till projektet. Professor Bertil Näslund har varit min handledare. Hans stora kunskaper och hans positiva inställning har varit en värdefull tillgång.

Under arbetets gång har jag tillhört sektionen för Ekonomisk analys och styrning vid EFI. Jag vill tacka både nuvarande och tidigare arbetskamrater vid sektionen för all hjälp och allt stöd. Ett extra tack går till alla som deltog i de seminarier om projektet som hölls under våren 1986.

En av mina kolleger, Per Hiller, har betytt speciellt mycket. Jag har alltid kunnat diskutera mitt arbete med honom. Hans synpunkter har varit mycket värdefulla. Lika värdefullt har allt det stöd han givit mig varit.

Flera personer har hjälpt mig vid framställningen av slutmanuskriptet. Göran Fredriksson svarade för utskriften av en stor del av bokens figurer. Kerstin Lindskog stod för vissa kompletteringar i manuskriptet. Ruth Bogue granskade språket i den engelska sammanfattningen. Jag vill också tacka Marie Martinson, som utformade omslaget och administrerade tryckningen.

Stockholm i mars 1987

Kerstin Claesson

Innehållsförteckning

1. DEN EFFEKTIVA AKTIEMARKNADEN	1
1.1 Begreppet effektiv marknad	1
1.2 Den effektiva marknaden – definitioner och teorier	5
1.2.1 Definitioner av begreppet effektiv marknad	6
1.2.2 Teorier kring den effektiva marknaden	12
1.3 Tidigare internationell forskning	15
1.4 Tidigare forskning om effektivitet i Sverige	18
1.5 Varför forska om den svenska aktiemarknadens effektivitet idag?	25
2. UNDERSÖKNINGENS UPPLÄGGNING	27
2.1 Syfte och avgränsningar	27
2.2 Metodval	30
2.3 Delstudiernas uppläggning	34
2.4 Datainsamling	38
2.5 Beräkning av aktiernas avkastning	41
2.6 Beskrivning av avkastningarna	45
2.6.1 Bortfallet	45
2.6.2 Avkastningarnas storlek	47
2.6.3 Fördelningarnas utseende	51

3.	BEROENDEN I SERIEN AV AKTIEAVKASTNINGAR	56
3.1	Bakgrund	56
3.2	Autokorrelationsmodellen	58
3.2.1	Tidigare forskning	59
3.2.2	Undersökningens uppläggning	62
3.2.3	Resultat	65
3.2.4	Jämförelser med tidigare forskning	68
3.3	Löpor av avkastningar med samma tecken	72
3.3.1	Tidigare forskning	72
3.3.2	Resultat	74
3.3.3	Jämförelser med tidigare forskning	81
3.4	Sammanfattning och slutsatser	83
	Bilaga	86
4.	FILTERTEST	89
4.1	Filterregeln	89
4.2	Tidigare forskning	92
4.3	Undersökningens uppläggning	94
4.4	Resultat	97
4.5	Diskussion	102
4.6	Slutsatser	107
5.	VECKODAGSEFFEKTEN	108
5.1	Inledning	108
5.2	Veckodagseffektens orsaker	111
5.3	Veckodagseffekten i närmare belysning	114
5.4	Veckodagseffekten och effektiviteten	116
5.5	Veckodagseffekten i Sverige	117
5.6	Jämförelser med tidigare forskning	120
5.7	Sammanfattning och slutsatser	124
	Bilaga	125

6.	ÅRSSKIFTESEFFEKTEN	129
6.1	Inledning	129
6.2	Tidigare forskning	131
6.2.1	Årsskifteseffekten och skatterna	132
	Skattehypotesen	132
	Undersökningar på den amerikanska aktiemarknaden	134
	Undersökningar på andra länders aktiemarknader	140
	Är skatterna förklaringen till årsskifteseffekten?	144
6.2.2	Årsskifteseffekten och de små företagen	144
6.2.3	Andra förklaringar till årsskifteseffekten	148
6.4	Undersökningens uppläggning	149
6.5	Resultat	151
6.5.1	Totalt	151
6.5.2	Större och mindre företag	156
6.5.3	Företag med olika sannolikhet för skattetransaktioner	162
6.5.4	Indelning efter både storlek och sannolikhet för skatteförsäljning	168
6.6	Jämförelser med tidigare forskning	171
6.7	Sammanfattning och slutsatser	175
7.	EX-DAGSEFFEKTEN	178
7.1	Inledning	178
7.2	Tidigare forskning	179
7.3	Ex-dagarna och effektiviteten	186
7.4	Undersökningens uppläggning	187
7.5	Resultat	191
7.6	Jämförelser med tidigare forskning	199
7.7	Sammanfattning och slutsatser	201
8.	SLUTSATSER OCH FORTSATT FORSKNING	204
8.1	Hur effektiv har den svenska aktiemarknaden varit?	204
8.2	Resultatens betydelse	210
8.3	Fortsatt forskning	213

SUMMARY IN ENGLISH	215
LITTERATURFÖRTECKNING	231
FIGUR- OCH TABELLFÖRTECKNING	238

1. Den effektiva aktiemarknaden

"A market in which prices always
"fully reflect" available
information is called "efficient"."

Eugene F Fama (1970)

1.1 BEGREPPET EFFEKTIV MARKNAD

Många aktieplacere försöker handla efter principen "köp när aktien står lågt, sälj när den står högt". Den bygger på antagandet att det alltid finns aktier som är över- eller undervärderade. En placerare kan tjäna på att identifiera de undervärderade aktierna, köpa dessa och behålla dem till dess resten av marknaden upptäcker felvärderingen. Till sin hjälp har han eller hon den all den information som i olika former sprids om de olika börsföretagen.

Denna syn på aktiemarknadens prissättning förefaller självklar för många. Den står i kontrast till den marknad som beskrivs i det inledande citatet. På en effektiv aktiemarknad existerar inga felvärderade aktier. All tillgänglig information avspeglas alltid i aktiekurserna.

Den empiriska forskning som bedrivits på olika aktiemarknader har visat att just aktiemarknaden är ett mycket gott exempel på en effektiv marknad. Detta gäller i så gott som samtliga undersökta länder. Följaktligen har uppfattningen att aktiemarknaden är effektiv länge dominerat i vetenskapliga kretsar. Den har också legat till grund för teoriutvecklingen inom det finansiella området.

Det finns flera skäl till att det är rimligt att anta att aktiemarknaden bör vara effektivare än andra marknader. Det viktigaste skälet är aktiemarknadens goda tillgång på information. Informationen gäller både de företag som givit ut aktierna och aktiernas kurser. De senare sprids med en hastighet som knappast överträffas på någon annan marknad. De studeras av samma placerare som också följer den information som ges om de olika börsföretagen.

Keane (1983) nämner också andra skäl. Det är i princip bara en produkt, rätten till avkastning i utbyte mot risktagande, som handlas på aktiemarknaden. Enligt moderna teorier för prisbildningen på aktier är värdet av denna produkt oberoende av marknadsdeltagarnas preferenser. Aktiehandelns ökande internationalisering påverkar också dess egenskaper. På en helt internationell aktiemarknad kommer aktiens pris att granskas av placerare från hela världen.

Vilken betydelse har det då om aktiemarknaden är effektiv eller inte? Ur samhällsekonomisk synvinkel är aktiemarknaden en del av kapitalmarknaden. Dess uppgift är att förmedla kapital från sparare till placerare med investeringsmöjligheter. Det ligger i samhällets intresse att denna förmedling sker på ett så bra sätt som möjligt.

På en kapitalmarknad som fördelar kapitalet så bra som möjligt bestäms priset på det förmedlade kapitalet på så sätt att producenters och sparares marginalavkastning blir lika. Det blir lönsamt för sparare, som saknar investeringsmöjligheter som ger en högre förväntad avkastning än låneräntan, att låna ut sina pengar till producenter, som har sådana investeringsmöjligheter men saknar kapital. De sparade medlen kommer att överföras till produktiv verksamhet på ett sätt som hela samhället drar nytta av. Copeland & Weston (1983) kallar en sådan marknad för fördelningsmässigt effektiv.

En förutsättning för att marknaden ska ge riktiga signaler till placerarna är att all tillgänglig information är avspeglad i aktiekurserna. Effektivitet i fördelningsavseende är inte möjlig utan effektivitet i informationsavseende. Den senare typen av effektivitet är den som oftast förekommer i den empiriska forskningen. Skälet till

detta är att den är lättare att observera än vad effektivitet i fördelningsavseende är.

Den del av kapitalmarknaden som kommer att studeras i detta arbete är aktiemarknaden. Det kan förefalla som om det inte är speciellt intressant att studera just aktiemarknadens effektivitet. Transaktionerna på börsen innebär ju inte att nytt kapital förmedlas. Handeln sker med redan existerande aktier, och varje aktieköp innebär en samtidig försäljning.

En väl fungerande andrahandsmarknad för aktier är dock en förutsättning för att företagen ska kunna få in nytt kapital genom nyemissioner. En aktiebörs ändamål är att skapa goda omsättningsmöjligheter för de långsiktiga placeringar som vanliga aktier egentligen är. I en värld utan aktiebörs skulle företagen inte kunna få in lika mycket, om ens något, kapital genom att ge ut nya aktier. I längden skulle en ineffektivt fungerande aktiemarknad ge samma resultat. Om placerarna inte kan omsätta sina aktier till kurser som helt avspeglar den tillgängliga informationen minskar deras benägenhet att placera kapital i nyemitterade aktier.

En effektiv aktiemarknad är alltså värdefull ur samhällsekonomisk synpunkt. Den har dessutom konsekvenser för både de börsnoterade företagens och placerarnas handlande.

Det lönar sig t ex inte för ett företag att ändra redovisningsprinciperna för att visa upp ett mer fördelaktigt resultat. All tillgänglig information är ju redan avspeglad i aktiekursen, som inte kommer att reagera för några nyskapade finansiella illusioner.

En annan lärdom gäller prissättningen vid börsintroduktioner. En nyintroducerad akties kurs kommer att sättas av marknaden, på samma sätt som alla andra aktiers. Kursen kommer att avspegla all tillgänglig information om det nyintroducerade företaget. Detta medför att det inte är nödvändigt att sätta kursen vid en nyintroduktion så att den ger en rabatt jämfört med andra, likvärdiga aktier. Rabatten skapar för stor efterfrågan, och företaget får inte in så mycket nytt eget kapital som skulle vara möjligt.

På en effektiv marknad kan ingen placerare öka sin förväntade avkastning genom att samla in och analysera information om börsföretagen. Detta gäller både teknisk analys, där man studerar de historiska aktiekurserna i syfte att få fram trender för deras framtida utveckling, och fundamental analys, där man studerar den information som publiceras av företagen själva och av fackpressen. All tillgänglig information är ju redan avspeglad i aktiekurserna.

Ett vanligt missförstånd är att detta betyder att all information är irrelevant, och att placerarna kan välja aktier slumpmässigt. Man bör observera att det enda som hypotesen om den effektiva marknaden säger är att all tillgänglig information är avspeglad i aktiekurserna. Hypotesen säger ingenting om hur marknaden bestämmer en akties kurs, och därmed dess avkastning. Olika aktier kan ha olika stor förväntad avkastning också på en effektiv marknad. Om man tror att avkastningskillnaderna inte beror på slumpen, utan att de beror på skillnader i företagens egenskaper, är det av värde att följa med i informationsflödet. På så sätt kan man identifiera de aktier som har hög förväntad avkastning.

Ett viktigt problem vid test av hypotesen om en effektiv aktiemarknad har därmed antytts. För att kunna avgöra om det är möjligt att få en högre avkastning än den normala genom att dra nytta av någon form av information måste man ställa upp en modell för hur marknaden fastställer den normala avkastningen. Den avkastning som modellen förutsäger jämförs sedan med den verkliga avkastningen. Varje test blir ett samtidigt test av den modell som använts. Slutsatserna gäller bara under förutsättning att modellen är riktig.

Det är viktigt att komma ihåg att antagandet om en effektiv marknad i sig inte innehåller något antagande om hur prisbildningen på aktiemarknaden går till. Många missförstånd beror på att man blandat ihop begreppet effektiv marknad med den modell för avkastningarna som använts. Det är t ex helt möjligt att en marknad som är effektiv kan kännetecknas av mycket höga aktieavkastningar. Som framgått tidigare är det också möjligt, rentav troligt, att de förväntade avkastningarna normalt är olika stora för olika aktier. En effektiv aktiemarknad kan också ha aktiekurser som är mycket låga, t ex i förhållande till

aktiernas substansvärde, och en börskrasch kan inträffa också på en effektiv marknad.

Ett annat vanligt missförstånd är att aktörerna på en effektiv marknad kan göra perfekta förutsägelser av aktiernas framtida kurser. Även om den modell för prissättningen på aktier som används av marknaden skulle vara känd för alla marknadsdeltagare skulle perfekta prognoser inte vara möjliga. Ny information om företagen når ju marknaden med slumpmässiga tidsintervall, och varje gång detta sker anpassar sig aktiekurserna omedelbart.

Det är också lätt att blanda ihop begreppen effektiv marknad och perfekt marknad. Det senare begreppet är mer restriktivt än det förra. Det brukar innefatta antaganden om bland annat friktionsfria marknader (utan transaktionskostnader, med fullständigt delbara tillgångar och ingen begränsande lagstiftning), fri konkurrens på både produkt- och kapitalmarknader, fri och samtidig information till alla marknadsdeltagare samt att de alla är rationella och maximerar sin förväntade nytta. Antagandet om perfekta marknader används bl a vid härledning av modeller för prisbildningen på aktiemarknaden.

Det är alltså viktigt att hålla i minnet att det enda som hypotesen om en effektiv marknad uttalar sig om är informationen:

En marknad på vilken priserna alltid helt avspeglar tillgänglig information kallas effektiv.

1.2 DEN EFFEKTIVA MARKNADEN - DEFINITIONER OCH TEORIER

Fama (1970) påpekade att den definition av effektivitet som finns återgiven ovan är så allmänt hållen att den inte direkt kan användas som grund för empiriska undersökningar. Gemensamt för den tidiga forskning han ger en översikt över i sin artikel var att den saknade förankring i en bakomliggande teori. De första empiriska undersökningarna hade avslöjat att de mönster som ansågs självklara i de historiska serierna av aktiekurser inte hade några motsvarigheter i verkligheten. Detta resultat väckte stort intresse, och man började undersöka möjligheterna att förutsäga aktiekurser med hjälp av andra

typer av information än historiska aktiekurser. Fama (1970) gjorde ett av de första försöken att ge begreppet effektivitet en mer precis innebörd. Debatten om hur det ska definieras pågår fortfarande. Latham (1986) menade att ingen entydig definition ännu finns i litteraturen. Några av de definitioner som föreslagits kommer att redovisas nedan.

Effektivitetsbegreppet uppstod som en förklaring till aktiekursernas egenskaper. Alla definitioner av effektivitet ger någon form av beskrivning av aktiekurserna på en effektiv marknad. Frågan om vilka mekanismer på marknaden som kan tänkas ge upphov till effektivitet förblev länge outredd. Det utbildades en tradition om effektivitetens orsaker bland de forskare som gjorde empiriska undersökningar. En marknad antogs vara effektivare ju större dess omsättning var. Höga transaktions- och informationskostnader antogs också ibland vara menligt för effektiviteten. Dessa hypoteser hade dock inget stöd i någon teori. Först på senare år har en teoribildning på området tagit fart. Några av dessa teorier kommer att beskrivas i avsnitt 1.2.2.

1.2.1 Definitioner av begreppet effektiv marknad

Fama (1970) ville definiera en effektiv aktiemarknad som en marknad där aktiekurserna följer "fair game"-modellen. Den förväntade avvikelser mellan aktiens verkliga avkastning och den avkastning marknaden väntar sig med ledning av den tillgängliga informationen ska enligt denna modell vara noll. Låt

$$z_{j,t+1} = r_{j,t+1} - E(\tilde{r}_{j,t+1} | \Phi_t) \quad (1.1)$$

där $r_{j,t+1}$ är aktie j 's avkastning under perioden $t+1$. Avkastningen definieras som summan av aktiens värdestegring och dess utdelning under perioden, dividerad med aktiekursen vid periodens början. Φ_t är den informationsmängd som antas vara avspeglad i priset vid tidpunkten t . $E(\tilde{r}_{j,t+1} | \Phi_t)$ är den förväntade avkastningen vid tidpunkten t , där förväntan är bildad med ledning av Φ_t .

Fair game-modellen säger att

$$E(\tilde{z}_{j,t+1} \mid \Phi_t) = 0 \quad (1.2)$$

Modellen har blivit kritiserad på flera punkter. LeRoy (1976) menade att den är en tautologi, eftersom den kan tolkas som att avkastningens förväntade avvikelse från det förväntade värdet är noll. Denna tolkning är möjlig därför att modellen inte anger vilken information som ligger bakom den realiserade avkastningen.

Beaver (1981) ansåg att begreppet informationsmängd är oklart. De empiriska undersökningarna har alltid använt sig av ett urval av information, t ex alla utdelningsbeslut under en viss tidsperiod. I frånvaro av en teori är det inte helt klart vilka slutsatser man kan dra av en sådan undersökning. Gäller resultaten endast för de utdelningar som beslutades, eller ska de anses gälla för alla de utdelningsnivåer som a priori var möjliga?

Det är inte heller klart vad som menas med "den förväntade avkastningen" i en värld där placerarna får antas ha heterogena förväntningar. Slutligen är fair game-modellen uttryckt som ett villkor för enbart den förväntade avkastningen. Sannolikhetsfördelningens högre moment, t ex standardavvikelsen, omfattas inte av några villkor.

Den sista invändningen gäller inte den definition som Fama (1976) gav. Den inleds med en modell av prisbildningsprocessen. Den antas ske i två steg. I det första steget uppskattar marknadsaktörerna den simultana sannolikhetsfördelningen för aktiekurserna vid en framtida tidpunkt, t. Fama betecknar fördelningen med $f_m(p_{1,t}, \dots, p_{n,t} \mid \Phi_{t-1}^m)$. Vektorn $p_{1,t}, \dots, p_{n,t}$ är aktiekurserna vid tidpunkten t för de n aktierna på marknaden. Φ_{t-1}^m betecknar den informationsmängd som marknaden använder sig av vid uppskattningen, som antas ske vid nutidpunkten t-1. I det andra steget fastställs aktiekurserna vid t-1. Detta sker med hjälp av en jämviktsmodell, som visar vilken nivå kurserna bör ha idag givet sannolikhetsfördelningen $f_m(p_{1,t}, \dots, p_{n,t} \mid \Phi_{t-1}^m)$ och givet att marknaden idag ska vara i jämvikt, dvs att utbudet av aktier ska vara lika stort som efterfrågan.

På en effektiv aktiemarknad är, för det första,

$$\Phi_{t-1}^m = \Phi_{t-1} \quad (1.3)$$

Den informationsmängd som marknaden utnyttjar när den fastställer sannolikhetsfördelningen för de framtida aktiekurserna ska alltså vara identisk med hela den informationsmängd som existerar vid denna tidpunkt. Det andra villkoret är att

$$f_m(p_{1,t}, \dots, p_{n,t} | \Phi_{t-1}^m) = f(p_{1,t}, \dots, p_{n,t} | \Phi_{t-1}) \quad (1.4)$$

Detta villkor innebär att marknaden rätt kan tolka vad informationen innebär för sannolikhetsfördelningen för de framtida aktiepriserna. På en effektiv aktiemarknad är aktörerna alltså dels medvetna om all existerande information, dels har de förmåga att tolka den på ett riktigt sätt.

För att man ska kunna testa om en marknad är effektiv krävs som tidigare nämnts också ett antagande om den jämviktsmodell som bestämmer sambandet mellan aktiekurserna vid $t-1$ och marknadens sannolikhetsfördelning för aktiekurserna vid t . Ett första steg i uppställandet av modellen är att anta att villkoren för jämvikt kan uttryckas i form av den förväntade avkastningen mellan tidpunkterna $t-1$ och t , $E(\tilde{R}_{j,t})$. Omvandlat i avkastningstermer blir villkoret för en effektiv marknad att

$$E_m(\tilde{R}_{j,t} | \Phi_{t-1}^m) = E(\tilde{R}_{j,t} | \Phi_{t-1}) \quad (1.5)$$

I ord betyder detta att den avkastning marknaden väntar sig för aktie j är det verkliga förväntade värdet. När en effektiv marknad sätter dagens kurs för aktien är ju dess sannolikhetsfördelning för aktie j 's framtida kurs identisk med den verkliga sannolikhetsfördelningen. Detta innebär att också marknadens förväntade avkastning och den verkliga förväntade avkastningen är identiska.

Denna definition kan sammanfattas som att en effektiv marknad på ett korrekt sätt använder all tillgänglig information när den bedömer den simultana sannolikhetsfördelningen för framtida aktiekurser, som i sin

tur utgör utgångspunkten för dagens jämviktskurser. Inte heller denna version av definitionen är invändningsfri. Den löser inte problemet med hur placerarnas heterogena förväntningar omvandlas till marknadens entydiga förväntan, och den ger ingen klar definition av begreppet informationsmängd.

Jensen (1978, s 96) beskrev hypotesen om den effektiva marknaden på ett annat sätt. Han skrev:

"The proposition has been stated in many ways, but I believe that the simplest and most general way to express it is the following:

A market is efficient with respect to information set θ_t if it is impossible to make economic profits by trading^t on the basis of information set θ_t .

By economic profits, we mean the risk adjusted returns net of all costs."

Definitionen löser problemet med de heterogena förväntningarna. Inte heller Jensen definierar dock "informationsmängd". Definitionen bygger på begreppet "economic profits", som definieras som den riskjusterade avkastningen efter alla kostnader. Kostnaderna som avses är antagligen bl a transaktions- och informationskostnader. Jensen tar inte ställning till om det ska vara omöjligt att göra vinster vid enstaka tillfällen eller i genomsnitt, men man kanske kan anta att det senare avses.

Beaver (1981, s 28) bidrog med en helt ny definition, som var avsedd att ge en precisering av begreppet informationsmängd. Han skilde mellan signaleffektivitet (som benämndes y -effektivitet) och informationssystemseffektivitet (η -effektivitet). Definitionerna ser ut så här:

" y -efficiency

A securities market is efficient with respect to a signal y'_t if and only if the configuration of security prices (P_{it}) is the same as it would be in an otherwise identical economy (i.e. with an identical configuration of preferences and endowments) except that every individual receives y'_t as well as y_{it} .

η -efficiency

A securities market is efficient with respect to η'_t if and only if y -efficiency holds for every signal (y'_t) from η'_t ."

Enligt Beavers definition är marknaden effektiv med avseende på en viss signal om priserna är sådana som de skulle vara om alla aktörer också hade tillgång till signalen, förutom till den information, y_{it} , de redan har. Marknaden är effektiv med avseende på ett godtyckligt informationssystem om y -effektivitet gäller för varje möjlig signal från det.

Beavers definition är klar även när placerarna har heterogena förväntningar. Den är också tydligare i beskrivningen av informationen än de övriga. Däremot kan det vara svårt att tolka den empiriska forskningen mot bakgrund av definitionen. Många undersökningar är försök att, med hjälp av någon viss typ av information, identifiera aktier som har haft högre avkastning än normalt. Definitionen säger inget om huruvida sådana avkastningar är förenliga med en effektiv marknad eller ej.

Beaver (s 34) menar att oförmågan att få en övernormal avkastning är en möjlig följd av att marknaden är effektiv, men att den inte är någon lämplig definition av effektivitet. En sådan definition skulle inte ge någon möjlighet att skilja mellan information som alltid är avspeglad i aktiekurserna, och information som aldrig är det. Om det finns information som aldrig är avspeglad i aktiekurserna skulle marknaden enligt Beavers definition inte vara effektiv, medan existensen av sådan information inte är inkonsistent med effektivitet i t ex fair game-modellens mening.

Latham (1986) utgick ifrån Beavers definition, som han menar måste kompletteras. Den har nämligen inte delmängdsegenskapen, som innebär att en aktiemarknad som är effektiv med avseende på en viss informationsmängd med nödvändighet också är effektiv med avseende på en delmängd av denna information. Alla empiriska undersökningar är inriktade på en viss typ av information. Om man finner att marknaden varit ineffektiv t ex vid publiceringen av delårsrapporter brukar man dra slutsatsen att ineffektiviteten gäller allmänt tillgänglig,

publicerad information. Denna slutsats är inte möjlig om definitionen inte har delmängdsegenskapen.

Lathams definition har denna egenskap. Han kallar sin version av effektivitet för E-effektivitet, där E står för "equilibrium". Marknaden är E-effektiv med avseende på en informationsmängd om varken priser eller portföljinnehav skulle förändras om informationen blev känd för alla marknadsaktörer.

Ingen av de ovanstående definitionerna sätter aktiens kurs i relation till dess "verkliga värde". Aktiemarknaden är en av de få marknader där den handlade varan allmänt uppfattas ha ett objektivt värde, oberoende av aktörernas preferenser, förväntningar och handlande. I den amerikanska litteraturen benämns detta värde ibland "intrinsic worth", ibland "fundamental value".

Beaver (1981) resonerar kring begreppet och dess relation till effektiviteten. Problemet är att det på en ständigt växlande aktie-marknad inte går att uppnå enighet om hur stort detta värde är. Det är därför inte meningsfullt att lägga det till grund för en definition av effektivitet som ska användas som bakgrund till empirisk forskning. Aktiekursens förhållande till sitt "verkliga värde" på en effektiv marknad diskuteras dock i mer teoretiskt inriktad forskning, t ex av Summers (1986).

Någon allmänt accepterad mening om vilken definition som är den bästa kan inte sägas existera i dag. Vilken man väljer beror på sammanhanget. Några av de kriterier som ställts upp för en bra definition är att den ska kunna ge en grund för tolkningen av den empiriska forskningen, att den inte ska innehålla några oklarheter, att den ska lämpa sig för en värld där placerarna har heterogena förväntningar, att den ska kunna gälla för en godtycklig informationsmängd och att den ska ha delmängdsegenskapen. Vilket kriterium som är viktigast beror på i vilket sammanhang definitionen ska användas. I avsnitt 2.3 beskrivs den syn på effektiviteten som ligger bakom detta arbete.

1.2.2 Teorier kring den effektiva marknaden

De teorier som kommer att redovisas i detta avsnitt har som gemensamt kännetecken att de utgår ifrån en mycket förenklad modell av ekonomin i syfte att belysa någon av frågorna kring hur effektiviteten uppkommer. Som framgick i förra avsnittet är en intressant fråga hur placerarnas förväntningar, som i verkligheten måste antas vara heterogena, påverkar aktiekurserna. Copeland & Weston (1983) tar som exempel två placerare inför ett val i USA. Den ene vet att en republikan kommer att bli vald till president, den andre att kongressen kommer att få demokratisk majoritet. Kommer aktiekurserna att spegla denna information på så sätt att deras nivå är densamma som den skulle vara om samtliga placerare kände till båda dessa fakta? Marknaden sägs i så fall vara fullständigt aggregerande, en egenskap som är konsistent med effektivitet i Famas mening. Alternativet är att aktiekurserna endast avspeglar ett slags genomsnitt av den inverkan dessa båda förväntningar har var för sig.

Bland de forskare som antagit att priserna på aktiemarknaden betar sig på det senare sättet märks Rubinstein (1975) och Verrecchia (1980). Sådana aktiekurser kan under vissa förutsättningar uppfattas som effektiva. Rubinstein visade att ett nödvändigt och tillräckligt villkor för att en placerare ska uppfatta sådana aktiekurser som avspeglande all den information han eller hon har tillgång till är att placeraren har "consensus beliefs". Dessa förväntningar definieras som de som skulle ge de observerade jämviktspriserna, om det var så att placerarna hade homogena förväntningar. Verrecchia ställde upp en modell där marknaden under vissa förutsättningar kommer att uppfattas som effektiv av samtliga marknadsaktörer. Ingen enskild aktör kommer att ha mer precisa förväntningar än de som är avspeglade i "consensus beliefs", och därmed i priserna.

Många andra modeller på området bygger på hypotesen att aktörerna på aktiemarknaden har rationella förväntningar. Begreppet rationella förväntningar definierades av Muth (1961):

"I should like to suggest that expectations, since they are informed predictions of future events, are essentially the same as the predictions of the relevant economic theory."

Bland dessa modeller märks de som formulerats av Grossman (1976), Grossman & Stiglitz (1980) och Diamond & Verrecchia (1981).

Grossman (1976) analyserade en ekonomi där alla marknadsaktörer har någon information. Olika aktörer har dock olika information. Han kunde visa att aktiepriserna, under vissa antaganden, i jämvikt kommer att aggregera all den information aktörerna gemensamt innehar. Detta innebär att marknadens allokering av resurser inte kan förbättras, men det medför också en paradox: det kommer inte att finnas något skäl för en aktör att samla in och analysera information.

Grossman & Stiglitz (1980) analyserade denna paradox. I deras modell finns två placeringsmöjligheter: en riskfri och en riskfylld tillgång. Avkastningen på den senare varierar slumpmässigt från period till period. Avkastningen består av summan av två slumpvariabler, θ och ε . En placerare kan mot betalning observera värdet på θ . Alla placerare antas till att börja med vara identiska. En del av dem bestämmer sig för att betala, och får därmed observera θ . Efter detta beslut består marknaden av två klasser av placerare: informerade och oinformerade. I denna modell har alltså olika aktörer inte olika information, utan aktörerna har antingen tagit del av den information som finns eller också har de det inte. Informationen är med andra ord asymmetrisk.

De informerade placerarna kommer att basera sin efterfrågan på den riskfyllda tillgången på sin kännedom om värdet på θ och på priset, P . De oinformerades efterfrågan beror endast på P . I jämvikt är efterfrågan på den riskfyllda tillgången lika med utbudet, som betecknas x . När andelen informerade placerare hålls konstant kommer det att finnas en prisfunktion $P(\theta, x)$, som ger jämviktspriset vid olika värden på θ och x . Eftersom de oinformerade placerarna inte kan observera x kan de därmed inte heller genom att observera priset sluta sig till vilket värde θ har. Variationer i priset kan bero på att utbudet har förändrats. Utbudet fungerar som "noise" i modellen.

De oinformerade placerarna antas ha rationella förväntningar, vilket betyder att de lär sig hur sambandet mellan priset och sannolikhetsfördelningen för avkastningen ser ut. De kommer att använda sina

kunskaper när de bestämmer sin efterfrågan. Aktiekurserna sägs vara partiellt aggregerande, vilket innebär att de avslöjar något, men inte allt, av den information som finns.

Den andel placerare som väljer att informera sig bestäms inom modellen, genom att den förväntade nyttan i jämvikt ska vara lika stor för båda grupperna av placerare. Grossman & Stiglitz gör ett antal förutsägelser om jämviktens utseende vid olika andel informerade placerare, vid olika kostnader för informationsinhämtande, vid olika nivåer av "noise" etc. De bevisar dessa förutsägelser för fallet när alla placerare har konstant absolut riskaversion och slumpvariablerna är normalfördelade.

Grossman & Stiglitz menar att effektivitet, i bemärkelsen att all överhuvudtaget existerande information ska vara avspeglad i aktiekurserna, inte är möjlig. Om marknaden är effektiv och informationsinhämtande är förenat med en kostnad får de informerade placerarna ingen kompensation för sin information, eftersom den i frånvaron av "noise" kommer att vara perfekt avspeglad i aktiekurserna. Ingen placerare kommer därmed att vilja informera sig. Om alla placerare tänkte på det sättet skulle ingen information avspeglas i aktiekurserna. I denna situation kan placerarna få kompensation för att samla in information. Det kommer alltså inte att existera någon jämvikt. Grossman & Stiglitz anser att den enda marknad som kan vara effektiv i denna bemärkelse är den marknad där informationsinhämtande är gratis. På en sådan marknad saknar dock prissystemet egentlig funktion.

Diamond & Verrecchia (1981) formulerade en annan modell med hjälp av rationella förväntningar. Den gäller för fallet där informationen inte är asymmetrisk, utan där alla placerare har någon, men olika, information. Också i detta fall blir jämviktspriserna bara partiellt aggregerande, och marknadsaktörerna får kompensation för sitt informationsinhämtande.

Det finns också forskare som har försökt att förena en effektiv marknad med informationsinhämtande utan att använda sig av rationella förväntningar. Cornell & Roll (1981) formulerade en enkel spelteoretisk modell.

1.3 TIDIGARE INTERNATIONELL FORSKNING

Effektivitetsbegreppet har inspirerat mängder av empiriska forskningsprojekt. Det skulle föra för långt att här ge en fullständig bild av forskningen på detta område. En utmärkt översikt gavs av Fama (1970), och senare tids forskning har beskrivits av bland andra Copeland & Weston (1983) och Dyckman & Morse (1986). En översikt över forskning på de europeiska aktiemarknaderna ges av Hawawini (1984).

De empiriska undersökningarna brukar delas in i tre grupper: tester av den svaga, den halvstarka och den starka formen av hypotesen. I svag form-tester är det endast den information som finns i den historiska serien av aktiekurser som beaktas. Tester i halvstark form rör den information som finns allmänt tillgänglig, t ex i rapporter från företagen och i affärstidningar. Stark form-tester försöker besvara frågan om det finns ej publicerad information som inte är avspeglad i aktiekurserna. Det vanligaste tillvägagångssättet vid dessa test är att studera placerare som kan tänkas ha tillgång till sådan information, och se om avkastningen på deras tillgångar varit större än normalt.

Den information som studerades i de tidigaste empiriska undersökningarna på 1950- och 1960-talen var de historiska serierna av aktiekurser. Det var i princip två olika typer av svag form-tester som genomfördes. Den första ansatsen var att genomföra olika typer av statistiska test för att identifiera beroenden i aktiekursserien. Tanken var att om sådana beroenden existerade skulle de kunna utnyttjas av placerare. De statistiska test som användes var främst autokorrelationstest och vad som på engelska kallas runs tests, men också spektralanalys och Box-Jenkins-metoder har använts. De två förstnämnda teknikerna har använts också i denna undersökning, och något av forskningen på området beskrivs i kapitel 3. Den andra ansatsen var att direkt tillämpa olika tekniska analysmetoder för köp och försäljning av aktier för att se om detta gav en avkastning som var bättre än den normala. Den analysmetod som oftast förekommer är filterregeln. Den finns beskriven i kapitel 4, tillsammans med några av de undersökningar där den använts.

Så småningom började man studera också annan information, och göra test i halvstark form. När dessa test genomfördes hade teoribildningen på kapitalmarknadsområdet hunnit längre, och modellerna som används för att få fram den normala avkastningen är oftast sådana som kopplar samman aktiens avkastning med dess risk. Ett av de mest kända testen utfördes av Fama, Fisher, Jensen och Roll (1969). De studerade vad som händer med aktiekurserna vid en split, dvs när aktiernas nominella värde minskas. En mängd olika undersökningar har genomförts sedan dess. De informationstillfällen som oftast har studerats rör resultat (t ex i form av delårsrapporter och bokslutsmeddelanden), utdelningar och olika typer av emissioner.

Den grupp av placerare som oftast undersökts i stark form-tester är förvaltare av aktiefonder. Den mest kända av dessa undersökningar utfördes av Jensen (1968, 1969), som undersökte 115 amerikanska aktiefonder under åren 1955-64. Ungefär hälften av dessa studerades också under perioden 1945-54. Liksom sina efterföljare fann Jensen att fondförvaltarna, även före avdrag för förvaltningskostnader, inte hade uppnått bättre avkastning än den normala. Andra test av effektivitet i stark form har gällt insiders och börsmäklare.

Vilka slutsatser har man då dragit av denna forskning? Fama (1976, s 166) skrev:

"The evidence discussed so far is consistent with market efficiency in the sense that prices fully reflect publicly available information, such as past prices, splits, earnings announcements, etc., but there is also evidence that the market is not completely efficient, since corporate insiders and NYSE specialists apparently have access to information that is not fully reflected in prices. In practical terms, the evidence suggests that if an investor or investment counselor only has access to publicly available information, then the hypothesis that the market is efficient is an appropriate approximation to the world."

Hawawini (1984, s 1) sammanfattade resultaten av studierna av de europeiska aktiemarknaderna så här:

"The smaller size and lower level of trading activity that characterize European equity markets vis-à-vis the NYSE has often led to the casual conclusion that these markets, or at least some of the smaller ones, must be informationally inefficient." ... "Our review of the literature indicates that despite the peculiarities of European equity markets, the behavior of European stock prices is, with few exceptions, surprisingly similar to that of U.S. common stocks. This is true even for countries with extremely narrow equity markets such as Finland. The view that most European equity markets, particularly those of smaller countries, are informationally inefficient does not seem to be borne out by the data. We will see that most of the results of empirical tests performed on European common stock prices are generally in line with those reported by researchers who used U.S. data."

Hypotesen om en effektiv aktiemarknad tycktes alltså stämma in ganska bra på samtliga de undersökta aktiemarknaderna, möjligen med undantag för dess starka form. Under många år publicerades den ena undersökningen efter den andra som bekräftade detta. Vid slutet av 1970-talet kom dock något nytt in i den empiriska forskningen. Jensen skrev 1978 (s 95):

"I believe there is no other proposition in economics which has more solid empirical evidence supporting it than the Efficient Market Hypothesis. That hypothesis has been tested and, with very few exceptions, found consistent with the data in a wide variety of markets"... "Yet,"... "we seem to be entering a stage where widely scattered and as yet incohesive evidence is arising which seems to be inconsistent with the theory."

Jensens förutsägelse besannades. Sex år senare skrev Reinganum (1984, s 837):

"Discovery of exceptions rather than confirmation of rules has characterized empirical studies of equity markets for the past several years. The empirical exceptions, the so-called anomalies, seriously have challenged the simple structures constructed by asset pricing models."

Anomalierna upptäcktes i forskning som inte direkt var inriktad på aktiemarknadens effektivitet, men de har i dubbel bemärkelse betydelse för hypotesen om den effektiva marknaden. En del av de modeller för jämviktsprissättningen på aktiemarknaden som tidigare använts i empiriska undersökningar har nu börjat ifrågasättas. Så länge som man inte lyckas hitta orsakerna till anomalierna måste de dessutom

betraktas som tecken på att aktiemarknaden inte fungerar helt effektivt.

Två av de mest kända anomalierna är veckodagseffekten och årsskiftes-effekten. Dessa innebär att aktieavkastningen varierar över tiden. Den amerikanska forskningen har visat att de sista betalkurserna på måndagar i genomsnitt är lägre än samma kurser på fredagar, samt att vissa aktiers avkastningar är högre än normalt i januari. Effekterna har varit så kraftiga att de har kunnat ge placerare en högre avkastning än normalt, vilket inte är förenligt med en effektiv marknad. Båda anomalierna har i denna undersökning nu också studerats på den svenska aktiemarknaden. Tidigare forskning finns utförligare beskriven i kapitlen 5 och 6.

Ex-dagseffekten är en mindre och mer nyupptäckt anomali. Den innebär att aktieavkastningarna beter sig på ett annat sätt än det normala kring de dagar då aktierna på börsen noteras exklusive utdelning, respektive efter aktieuppdelning (split) eller fondemission. Kapitel 7 innehåller resultatet av en undersökning av denna anomali på den svenska marknaden.

1.4 TIDIGARE FORSKNING OM EFFEKTIVITET I SVERIGE

Undersökningar som testat hypotesen om den effektiva aktiemarknaden i Sverige har utförts av Jennergren & Korsvold (1973,1974,1975), Jennergren (1975) och Forsgårdh & Herten (1975a, 1975b). De två första studierna gällde effektivitet i svag form, medan Forsgårdh & Herten testade den halvstarka formen.

Jennergren & Korsvold utförde autokorrelationstest och test av "runs" på ett urval av svenska och norska aktier under perioden 1967-71. Jennergren (1975) undersökte lönsamheten av en handlingsregel för köp och försäljningar av aktier, filterregeln, för de svenska aktierna i urvalet under samma tidsperiod. Eftersom dessa test har utförts också i denna studie beskrivs Jennergrens och Korsvolds undersökningar i kapitlen 3 och 4. Resultaten var inte entydiga, men jämfört med

studier på andra aktiemarknader tydde de på möjligheten att den svenska aktiemarknaden inte var effektiv ens i svag form.

Forsgårdh & Hertzens undersökning gäller effektiviteten i halvstark form. Den kommer att redovisas relativt utförligt här, eftersom den inte kommer att tas upp i något av de övriga kapitlen. Forsgårdh & Herten hade två huvudsyften med sin studie. Det första var att undersöka om redovisningsinformation har någon betydelse för kursbildningen på den svenska aktiemarknaden. Det andra var att empiriskt studera om kursbildningen i vissa avseenden är effektiv.

Redovisningsinformationens betydelse för kursbildningen undersöktes vid publiceringen av tre olika resultatrapporter under åren 1969 och 1970. I en förstudie studerades bokslutsbeskeden rörande 1968 års resultat, som publicerades i början av år 1969. Huvudundersökningen gällde delårsrapporterna under hösten 1969 och bokslutsbeskeden rörande 1969 års resultat i början av 1970.

Forsgårdh & Herten försökte förklara aktiekursens förändring kring publiceringstillfället med hjälp av den information som fanns i rapporten. Om detta är möjligt kan man sluta sig till att redovisningsinformationen har betydelse för aktiemarknaden.

Förändringar i aktiekurserna kring publiceringstillfället beror inte bara på ny redovisningsinformation. Aktiekursförändringarna måste först rensas från påverkan från mer generella ekonomiska faktorer. All information i rapporterna kan inte heller förväntas påverka aktiemarknaden, utan bara den del av den som är ny för marknaden. För att avgöra vad som var nytt i informationen mätte Forsgårdh & Herten marknadens förväntningar rörande resultatet före publiceringstidpunkten. Den del av aktiekursförändringen som kvarstod efter rensningen försökte de sedan förklara med hjälp av måttet på den nya informationen i rapporterna.

Aktiekurser från var fjärde fredag under åren 1967-1970 samlades först in. Därefter beräknades de månatliga avkastningarna. För att identifiera de normala avkastningarna under perioden kring publiceringen användes nedanstående modell.

$$\log R_{jt} = \alpha_j + \beta_j \cdot \log L_t + e_{jt} \quad (1.6)$$

där

$\log R_{jt}$ = den naturliga logaritmen för aktie j:s avkastning under månaden t

$\log L_t$ = den naturliga logaritmen för avkastningen på Affärsvärldens generalindex under samma månad

α_j, β_j = parametrar, som ska uppskattas för varje företag j

e_{jt} = residualen, dvs den del av $\log R_{jt}$ som inte förklaras av modellen

Vid skattningen av α_j och β_j uteslöts de månader då företaget hade publicerat någon form av redovisningsinformation. Skattningen kom då att ske med hjälp av ca 40 observationer.

När parametrarna var skattade kunde de aktiekursförändringar som eventuellt berodde på den nya informationen beräknas. Forsgårdh & Herten kallade dem de justerade kursändringarna, P_{jt}^a . De definierades som skillnaden mellan den verkliga avkastningen under den period publiceringen skedde och den normala avkastningen under samma period. Den senare fås fram genom att avkastningen på Affärsvärldens generalindex under perioden sätts in i modellen tillsammans med de skattade parametrarna α_j och β_j .

Det andra steget var att uppskatta vad som var nytt i den publicerade informationen. Forsgårdh & Herten antog att den svenska aktiemarknaden i slutet av 1960-talet stod under ett stort inflytande av ett relativt litet antal börsspecialister, som därför kunde anses som representativa för marknaden. I huvudundersökningen (förundersökningen) fick 37(22) personer från dags- och fackpress, banker, försäkringsbolag och andra kapitalmarknadsinstitutioner ange sina förväntningar avseende 1969(1968) års resultat för 21 (19) företag. Företagen valdes med hänsyn till att de skulle vara välkända för bedömarna, ha ett bokslutsår som sammanföll med kalenderåret och publicera rapporter vid lämpliga tidpunkter.

Resultatförväntningarna mättes genom att börsspecialisterna fick ange sannolikheter för olika resultatutfall, mätta i kronor per aktie.

Detta skedde vid tre tillfällen. Förundersökningens mätning ägde rum i januari 1969. I huvudundersökningen mättes förväntningarna före och efter delårsrapporternas publicering under hösten 1969.

De justerade kursändringarna förklaras sedan, i det tredje steget. Förklaringsmodellen testas i några olika utformningar. Den enklaste modellen i huvudundersökningen ser ut så här:

$$p_{jt}^a = a_0 + a_1 * \log (E_{j,m2} / E_{j,m1}) \quad (1.7)$$

Det är alltså en enkel regressionsmodell, där den beroende variabeln är den justerade kursändringen p_{jt}^a . Den beräknades över 15 överlappande tidsperioder. Samtliga började samma vecka som förväntningsmätningen. Den första slutar sex veckor före publiceringsveckan. Perioden förlängs sedan med en vecka i taget. Den sista slutar åtta veckor efter publiceringen. Vid publiceringen av bokslutsmeddelandena våren 1970 studerade Forsgårdh & Herten också förändringarna från dag till dag. I detta fall beräknas p_{jt}^a under elva perioder. Den första slutar tio dagar före publiceringsdagen. Varje ny period förlängs med en eller ett par dagar.

Den oberoende variabeln definieras som förändringen i marknadens kortsiktiga resultatförväntningar mellan de två förväntningsmätningarna. Den har samma värde under samtliga tidsperioder.

Vid publiceringen av bokslutsmeddelandena 1970 används det verkliga resultatet som mått på marknadens förväntningar vid tidpunkten m_2 . Motsvarande mått vid publiceringen av delårsrapporten hösten 1969 blir de aggregerade resultatförväntningarna vid den mätning som gjordes efter publiceringen. De aggregerade resultatförväntningarna fås fram genom att medelvärdet i varje börsspecialists sannolikhetsfördelning för resultatutfallet först räknas fram. Marknadens resultatförväntningar mäts sedan genom att dessa medelvärden summeras och divideras med antalet börsspecialister. Måttet på förväntningarna vid tidpunkten m_1 kommer i samtliga fall ifrån den mätning som gjordes före publiceringen.

Koefficienten a_1 var i samtliga fall positiv. Den är mycket liten för den första, kortaste tidsperioden och blir sedan successivt större. Ekvationernas förklaringsvärde, mätt med determinationskoefficienten R^2 , ligger under 0,3 för perioder som slutar före publiceringsveckan. Förändringen i resultatförväntningarna kan dock förklara ca 70 % av den justerade kursändringen för perioder som slutar vecka 0 eller efter publiceringen år 1969. År 1970 förklaras ca 60 % av den justerade kursändringen fram till och med andra veckan efter publiceringsdatum. Analysen av dagarna kring publiceringen 1970 visade att förklaringsvärdet stiger kraftigt när perioden avslutas dag 0, jämfört med om den avslutas någon av de närmast föregående dagarna.

I de utvidgade modellerna testas fler variabler. I en modell har Forsgårdh & Herten tagit med en variabel som avspeglar skillnaden i osäkerhet i marknadens resultatförväntningar mellan de två tidsperioderna. Koefficienten för denna blir dock inte signifikant.

Forsgårdh & Herten drar slutsatsen att redovisningsinformation har betydelse för kursbildningen på den svenska aktiemarknaden.

Det andra huvudsyftet med undersökningen var att studera effektiviteten. Då Forsgårdh & Herten hade visat att ny redovisningsinformation verkligen påverkar aktiekurserna valde de att också studera denna typ av information i effektivitetsundersökningen.

De använde till en början samma data och samma metod som i den ovan beskrivna undersökningen. Som mått på hur bra kurserna avspeglade den nya informationen använde de R^2 . Det visade sig att den största delen av kursanpassningen skedde i publiceringsveckan. R^2 steg då från 0,15 till 0,4. Författarna gjorde också en undersökning av kursanpassningen dagarna före och efter bokslutsmeddelandena 1970. Kursanpassningen skedde i huvudsak samma dag som bokslutsmeddelandet kom. De menar att resultaten stöder hypotesen att kursbildningen är effektiv.

Forsgårdh & Herten genomförde ytterligare en undersökning av effektiviteten. De utgick ifrån Fama (1970), som ställde upp tre tillräckliga (men inte nödvändiga) villkor för att aktiemarknaden ska vara

effektiv i stark form, dvs för att aktiekurserna ska avspegla all information som överhuvudtaget existerar. De är att inga transaktionskostnader existerar, att all för kursbildningen relevant information är tillgänglig för alla placerare utan kostnad samt att alla placerare på grundval av denna information gör samma värdering av aktiekursen och är eniga om sannolikhetsfördelningarna för framtida kurser. Forsgårdh & Herten koncentrerade sig på det andra villkoret, men studerade också om det tredje kan anses tillfredsställande uppfyllt.

Ett antal krav på informationssystemet, härledda från Famas tre villkor, testades. Det första av dessa var att alla aktieplacerare vid varje tidpunkt har tillgång till samma resultatinformation och att de dessutom har samma förmåga att tolka och värdera denna. Forsgårdh & Herten testar detta genom att beräkna de genomsnittliga prognosfelen (absolutvärdet av skillnaden mellan prognosens medelvärde och det verkliga utfallet) för varje börsspecialist vid de tre mätningarna. Genomsnittet av prognosfelen låg mellan 18,5 % och 32,6 % . Resultaten visade att knappast någon bedömare hade större förmåga än de övriga att förutsäga resultaten.

Ett annat krav är att informationen ska vara entydig, så att den inte misstolkas eller tolkas på olika sätt av olika placerare. Forsgårdh & Herten beräknade marknadens resultatförväntningar före och efter publiceringen av delårsrapporterna genom att aggregera börsspecialisternas sannolikhetsfördelningar över de olika resultatutfallen. Deras hypotes var att marknadens förväntningsbild efter delårsrapporternas publicering skulle ha mindre spridning och skevhet samt mindre tendens till bi- eller flermodalitet än före publiceringen. Resultaten visade att detta inte var fallet för alla företag. Flera av prognoserna var dessutom så olyckligt formulerade att de ledde till missförstånd hos börsspecialisterna.

Det sista kravet Forsgårdh & Herten testade var att marknaden ska ha tillgång till all existerande information. Det ska alltså inte ens internt i företagen finnas information som inte är avspeglad i aktiekurserna. De samlade in interna resultatprognoser från tiden för delårsrapporternas publicering från 21 företag. Dessa jämfördes sedan

med det verkliga resultatet. Samma jämförelse gjordes för börs-specialisternas prognoser både före och efter det att de hade tagit del av delårsrapporterna.

Börsspecialisternas prognosfel före delårsrapporterna visade sig bero på hur stor företagets resultatförändring var. Prognosfelen var små när resultatförändringarna var positiva och mindre än ca 30 %, men de var större för större resultatförbättringar och för de få resultatminskningar som förekom. Jämförelsen mellan börsexperternas och företagens prognosförmåga visade ingen större skillnad i träffsäkerhet så länge som resultatförbättringen var mindre än 100 %. Däremot hade börsspecialisterna en klart sämre förmåga att förutse stora resultatförändringar. Forsgårdh & Herten menade att den svenska aktiemarknaden i detta fall inte uppfyller effektivitetskravet.

Börsexperternas resultatprognoser förbättrades efter delårsrapporternas publicering. De var till och med lika träffsäkra som företagens egna prognoser, om jämförelsen begränsas till företag med en resultatförändring på mindre än 100 %. Fortfarande var dock företagens prognoser bättre i övriga fall. Detta visar att delårsrapporterna inte innehöll all existerande information, och att effektivitetskravet i dess strängaste utformning inte heller vid denna mättidpunkt var uppfyllt.

Forsgårdh & Herten framförde vissa reservationer när det gällde undersökningen av informationssystemets effektivitet. De menade att den inte ska ses som ett direkt test av marknadseffektiviteten i stark form, utan som en studie av hur väl vissa av de för effektivitet tillräckliga villkoren är uppfyllda på den svenska aktiemarknaden. Dessutom påpekar de att generaliseringar utöver de studerade företagen, börsspecialisterna och tidsperioderna inte kan göras. Antalet observationer, främst när det gäller företagen, är litet. Författarna ville därför se undersökningens resultat främst som ett underlag för hypoteser.

1.5 VARFÖR FORSKA OM DEN SVENSKA AKTIEMARKNADENS EFFEKTIVITET IDAG ?

Forsgårdh & Hertzens resultat var blandade när det gällde effektiviteten. De undersökningar av effektivitet i svag form som ungefär samtidigt gjordes av Jennergren och Korsvold visade dock upp resultat som vid en jämförelse med utländska undersökningar tydde på att den svenska aktiemarknadens effektivitet var sämre än de flesta andra aktiemarknaders.

Sedan dessa undersökningar genomfördes har aktiviteten på den svenska aktiemarknaden höjts. Detta fick sitt tydligaste uttryck genom den nu välkända omsättnings- och avkastningsökning som ägde rum mellan 1980 och 1983. Nyemissionsvolymen har också ökat. Det framgår av tabell 1.1, som visar nyemissionsvolymens utveckling de senaste åren.

Tabell 1.1 Nyemissionsvolymen 1978 - 1984 i miljoner kr.
Källa: Josefsson, tabell 2, s 117 i Myhrman (1985).

År	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984
Förlagslån m option							1548
Konvertibler	342	61	34	79	236	1322	349
Introduktioner	68	88	55	174	984	3636	3251
Nyemissioner	22	758	50	1405	2126	2131	4051
Utlandsemissioner		107		798	150	3904	86
Summa	432	1014	139	2456	3496	10993	9285

Aktiemarknaden utgör en ganska liten del av den svenska kapitalmarknaden. Tabellen ovan visar dock att allt mer riskkapital uppbringas denna väg. Tidigare i detta kapitel har det framgått vilka konsekvenser en ineffektiv aktiemarknad har för samhällsekonomin, för placerarna och för de börsnoterade företagen. Den ökade aktiviteten på aktiebörsen medför rimligen ett ökat intresse för om de tidigare forskningsresultatens indikationer på en relativt ineffektivt fungerande svensk aktiemarknad fortfarande är riktiga.

Under de senaste åren har den tidigare allmänt accepterade uppfattningen att den stora amerikanska aktiemarknaden är effektiv börjat ifrågasättas. Detta beror främst på de nyligen upptäckta anomalierna. Dessa har inte tidigare undersökts på den svenska marknaden. Om de existerar också i Sverige är detta av stort intresse från både praktisk och vetenskaplig synpunkt.

2. Undersökningens uppläggning

2.1 SYFTE OCH AVGRÄNSNINGAR

Undersökningens syfte är att ge en antydning om den svenska aktiemarknadens effektivitet under senare år.

Orsaken till att syftet är så försiktigt formulerat är att en enda undersökning aldrig kan bevisa att marknaden är effektiv eller ineffektiv. Även om man inte kan påvisa att marknaden varit ineffektiv med avseende på den information som undersökts, återstår en i princip oändlig mängd annan information att undersöka. Varje ny undersökning som inte kan förkasta hypotesen om den effektiva marknaden ger ytterligare stöd åt uppfattningen att hypotesen ger en rimlig beskrivning av aktiemarknadens sätt att fungera, men fram till ett slutgiltigt bevis går det aldrig att nå.

Möjligheten att ge ett avgörande svar begränsas också av att hypotesen kan väntas gälla endast i genomsnitt. En konstaterad avvikelse från effektivitet kan gälla enbart under den studerade tidsperioden, medan marknaden varit effektiv i ett längre tidsperspektiv. Av samma skäl kan ett resultat som ser ut att bekräfta hypotesen aldrig accepteras utan reservationer.

Forskningen kring hypotesen om den effektiva marknaden illustrerar hur kunskap ibland måste växa till steg för steg. Först när man har tillgång till ett större antal undersökningar, som gäller många olika typer av information och flera tidsperioder, kan man börja dra slutsatser med någon större säkerhet. Resultatet av en enstaka undersökning kan endast ge en indikation på vad svaret kommer att bli.

Denna undersökning är inget undantag. Vid det här laget finns det en mängd empiriska undersökningar, som kan ge en bakgrund för bedömningen av resultaten. Den övervägande delen av dem gäller dock den amerikanska aktiemarknaden. De mindre aktiemarknaderna är relativt dåligt utforskade. Denna undersökning bör därför ses som ett steg på vägen mot kunskap om den svenska aktiemarknadens effektivitet.

Den viktigaste avgränsningen är att frågan om effektiviteten inte kommer att kunna besvaras för alla aktier på den svenska marknaden. All datainsamling har fått göras speciellt för projektet. En datorbaserad bank av dagliga aktiekurser kunde inte letas upp när det inleddes. En insamling och datorisering av hela börsens A I-lista var inte möjlig för en tillräckligt lång tidsperiod. Ett antal företag fick därför väljas ut. Då alla aktier inte handlas varje dag, och många av de analysmetoder som används förutsätter en någorlunda obruten serie av dagliga aktiekurser, var det inte möjligt att göra ett slumpmässigt urval av aktier. I stället har de aktier som handlats mest under perioden valts ut. (I avsnitt 2.4 redovisas urvalskriterierna.)

Under senare år har de problem som uppstår då aktier inte handlas varje dag uppmärksammats allt mer i litteraturen. Idealt sett bör två olika aktiers avkastningar beräknas mellan samma klockslag för att vara fullt jämförbara. Endast i detta fall avspeglar de båda avkastningarna marknaden reaktion på samma händelser. I verkligheten är detta aldrig fallet. Även om aktierna handlas varje dag sker detta vid olika tidpunkter. Dagens sista betalkurs kan vara registrerad redan vid förmiddagens upprop. Den kan också härröra från en transaktion som skedde alldeles innan börsen stängdes. En daglig avkastning, som beräknas utifrån två dagars sista betalkurser, kan alltså gälla en period som antingen är längre eller kortare än en dag. Detta innebär att två olika aktiers dagliga avkastningar mycket sällan är beräknade över exakt samma tidsperiod. Fisher (1966) var en av de första som uppmärksammade detta problem, och Dimson (1979) ger en översikt över litteraturen på området.

Om en aktie inte handlats varje dag förvärras problemet. Om man beräknar avkastningen mellan de dagar aktien handlats kommer vissa

avkastningar att vara beräknade över flera dagar. Om man, i stället för den betalkurs som saknas, använder t ex ett genomsnitt av upp- och sällkurs kan någon annan typ av snedvridning uppkomma.

De aktier som inte är med i urvalet är de som handlats minst. Det förefaller inte sannolikt att dessa aktiers avkastningar har samma egenskaper som de mer handlade aktiernas.

Det finns ytterligare en omständighet som kan styrka denna förmodan. En av de anomalier som under senare år upptäckts på den amerikanska aktiemarknaden är den s k småföretagseffekten. Den består i att de små företagens aktier har haft en större avkastning än de större företagens, även efter en justering för den större risk de mindre företagens aktier ofta är förknippade med. Det är fullt möjligt att småföretagseffekten existerar också på den svenska aktiemarknaden.

Frågan om den svenska aktiemarknadens effektivitet kan därför besvaras endast för de företag som valts ut. Eftersom de tillsammans representerar en stor andel av börsvärdet, och har valts med tanke på att de ska vara de företag som har störst allmänt intresse, är inte det svar som ges ointressant. Det är dock möjligt att resten av den svenska aktiemarknaden skulle visa upp andra resultat när det gäller effektiviteten än vad de undersökta aktierna gör.

Några slutsatser om effektiviteten under andra tidsperioder än den undersökta kommer inte heller att dras. Undersökningsperioden är (som längst) januari 1978 - maj 1985, vilket betyder att den omfattar en mycket speciell period i Stockholmsbörsens historia. Omsättnings- och avkastningsökningen under denna tid har dock förmodligen medfört att intresset för om aktiemarknaden är effektiv eller inte är större just när det gäller de senaste åren, vilket gör denna avgränsning mindre allvarlig.

2.2 METODVAL

Undersökningen består av sex delstudier. Var och en är inriktad på en viss typ av information. Förklaringen till de många delstudierna gavs i förra avsnittet. Resultaten av flera olika undersökningar kan ge ett säkrare svar på frågan om effektiviteten än vad en enda undersökning kan ge.

Den bild av den amerikanska aktiemarknadens effektivitet som nu kommit fram visar dessutom att effektivitet inte är en fråga om antingen - eller. Det finns inte längre något, vare sig teoretiskt eller empiriskt, skäl att tro att en aktiemarknad är effektiv i stark form, dvs att all överhuvudtaget existerande information ögonblickligen avspeglas i aktiekurserna. Frågan blir i stället hur stora avvikelserna från effektivitet är. Effektiviteten får mätas längs en gråskala, där resultaten från studier av flera olika typer av information vägs samman.

Hur ska då de olika delstudierna väljas? Av resonemanget ovan framgår att det inte verkar meningsfullt att utföra några undersökningar av den starka formen av effektivitet. Om en sådan undersökning skulle tyda på ineffektiviteter är resultatet inte oväntat. Om undersökningen å andra sidan inte kan påvisa några avvikelser från effektivitet är det svårt att trots detta dra slutsatsen att marknaden är effektiv i stark form.

Många olika typer av undersökningar har gjorts för att testa de svaga och halvstarka formerna av effektivitet. Kriteriet för vilka av dessa undersökningstyper som ska väljas är enkelt: välj de metoder som har bästa möjligheten att ge ett utslagsgivande resultat! Det är tyvärr inte så enkelt att bedöma de olika testens förmåga i detta avseende. Det man har att gå efter är resultaten av tidigare undersökningar i andra länder. Att en viss typ av undersökning aldrig givit någon indikation på ineffektivitet kan bero på att alla undersökta aktiemarknader varit effektiva i detta avseende, och inte på att undersökningen inte är utslagsgivande. I vilket fall som helst är det sannolikt att den inte heller på den svenska aktiemarknaden kommer att visa på någon ineffektivitet.

En konstaterad ineffektivitet blir mer övertygande om den på ett enkelt sätt kan utnyttjas av en placerare. Undersökningsmetoder som kräver komplicerade beräkningar eller subjektiva bedömningar är därför mindre intressanta. Slutligen inverkar också det faktum att varje test av effektivitet också är ett test av en jämviktsmodell av aktieprisbildningen. Ju svagare antaganden som krävs, desto säkrare blir resultatet.

Om man väljer undersökningar som tidigare utförts i Sverige kan detta arbete ge ett bidrag till bilden av den svenska aktiemarknadens effektivitet över tiden, trots avgränsningen till den studerade perioden.

I förra kapitlet framgick att fyra undersökningar tidigare gjorts i Sverige. Tre av dessa gäller den svaga formen av effektivitet, nämligen autokorrelationstest, test av "runs" samt test av filterregeln. Undersökningen av marknadens reaktion på resultatmeddelanden gäller den halvstarka formen. De tre första kommer att utföras också i denna studie.

Det finns ganska få undersökningsmetoder att välja mellan när det gäller den svaga formen av effektivitet. De tre som har valts för denna studie är de som använts oftast.

En annan metod är att använda spektralanalys för att försöka identifiera cykler i aktiekursserierna. Detta gjordes först av Granger & Morgenstern (1963), men undersökningen gav få signifikanta resultat.

Theil & Leenders (1965) utförde en annan typ av undersökning på den holländska aktiebörsen. De försökte använda proportionen aktiekurser som en viss dag steg, sjönk resp var oförändrade för att förutsäga motsvarande proportioner nästa dag. Resultaten överensstämde med dem som hade kommit fram med de andra metoderna - den holländska marknaden var inte helt effektiv.

Dessa två test har senare utförts också på andra marknader. Hawawini (1984) nämner nio tillämpningar av spektralanalys och fyra tillämpningar av Theil & Leenders metodik. Resultaten liknade i allmänhet dem som kommit fram med de tre andra metoderna på samma marknader.

En intressant undersökning gjordes av Niederhoffer & Osborne (1973). De hade tillgång till transaktionsdata, dvs aktiekurser från samtliga transaktioner under en viss tidsperiod. De fann att sannolikheten för att aktiepriset skulle sjunka (stiga) vid en viss transaktion, givet att priset stigit (sjunkit) vid förra transaktionen, var två till tre gånger större än sannolikheten för att priset skulle fortsätta i samma riktning. Detta tyder på vissa avvikelser från effektivitet i svag form på verkligt kort sikt.

Slutligen kan man också testa andra handlingsregler för aktieköp och -försäljningar än filterregeln. Levy (1967) formulerade en handlingsregel baserad på relativ styrka, dvs aktiens kursuppgång jämfört med andra aktiers. Regeln har varit föremål för en del intresse bland akademiker. Bland praktiker har, åtminstone i Sverige, point-and-figure-metoden och regler baserade t ex på glidande medeltal betraktats som intressantare.

Valet avgjordes främst av jämförelsemöjligheterna. En invändning mot valet av filterregeln är att den inte tycks ha någon spridning i praktiken. Ett test av den mer spridda point-and-figure-metoden skulle vara intressantare ur praktisk synpunkt. Denna metod finns dock i olika utformningar, som samtliga innehåller ett visst mått av subjektiva bedömningar. Det är därför svårt att formulera ett utslagsgivande test. Den betydligt enklare filterregeln bygger på samma grundläggande tanke, nämligen att aktiekursernas utveckling går så långsamt att man kan förutsäga riktningen på kommande kursförändringar genom att observera tidigare förändringar.

De övriga delstudierna i undersökningen gäller tre anomalier: veckodags-, årsskiftes- och ex-dagseffekterna. Då de är relativt nyupptäckta har de inte ingått bland de test som traditionellt klassificerats som test av den svaga, halvstarka respektive den starka formen av effektivitet. Gemensamt för svag form-test är att den enda

information som krävs som indata är den historiska serien av aktiekurser. För att undersöka de tre anomalierna måste man ha tillgång till ytterligare information, nämligen uppgifter om veckodagar, när årsskiftet infallit samt när de olika aktierna noterats exklusive utdelning respektive delrätt. Undersökningen av årsskifteseffekten kräver dessutom tillgång till uppgifter om företagens storlek. All denna information är allmänt tillgänglig. Det verkar därför naturligtast att klassificera dessa tre delstudier som test av den halvstarka formen av effektivitet.

Den halvstarka formen är den som studerats mest. Det finns ett stort antal undersökningstyper att välja mellan. Dyckman & Morse (1986) ger en utförlig översikt över dessa. Många av dem gäller olika typer av redovisningsinformation. Det finns också undersökningar av aktiemarknadens reaktion på ändrade redovisningsprinciper. Exempel på halvstarka test som inte gäller redovisningsinformation är undersökningar av marknadens reaktion på aktieuppdelningar (splits), på tillkännagivanden av utdelningens storlek samt på artiklar i affärspressen.

Valet av de tre anomalierna motiveras främst av att de är enkla att undersöka, förstå och utnyttja. Endast svaga antaganden om jämviktsavkastningens egenskaper är nödvändiga. Det var också en fördel att samma databas som i svag form-undersökningarna kunde användas, utan någon större insamling av kompletterande data. Slutligen bidrog också det faktum att denna typ av forskning befinner sig vid forskningsfronten. Anomalierna har fått stor uppmärksamhet i den internationella forskningen under de senaste åren. Här fanns chansen att för första gången se om de existerar också i Sverige.

Det finns några andra anomalier som också är intressanta, t ex småföretagseffekten och P/E-effekten. En undersökning av småföretagseffekten kräver tillgång till aktiekurser för Stockholmsbörsens minsta företag. Dessa företag är i allmänhet de som handlas minst, vilket ger upphov till mätproblem. Också en undersökning av P/E-effekten skulle kräva en större kompletterande datainsamling än de tre anomalier som valts.

Ett annat alternativ hade varit att upprepa Forsgårdh & Hertzens (1975a) undersökning av effektiviteten i samband med företagens publicering av bokslutsrapporter. Detta skulle dock ha blivit för tidskrävande. Deras undersökning genomfördes ju av två personer. De använde dessutom en mycket tidskrävande metod för att mäta marknadens förväntningar. En replikering skulle ha fått ske med en annan metod, vilket begränsar jämförelsemöjligheterna.

2.3 DELSTUDIERNAS UPPLÄGGNING

I de följande kapitlen kommer delstudierna att redovisas. Varje delstudie är inriktad på ett visst sätt att analysera en viss sorts information. Frågan som ska besvaras är om aktiemarknaden varit effektiv med hänsyn till denna information, vilket för tillbaka till diskussionen i avsnitt 1.2 om hur begreppet effektivitet ska definieras.

Det kriterium för en bra definition som är viktigast i detta sammanhang är att den ska ge en god grund för tolkningen av de empiriska resultaten. Dyckman & Morse (1986) menar att det finns två olika typer av definitioner. Dels finns det definitioner som relaterar effektiviteten till hur nära de observerade och de förväntade aktiekurserna befinner sig varandra, dels finns det definitioner som är inriktade på hur pass spridd informationen är bland placerarna. Famas (1970,1976) två definitioner är exempel på den förra typen. Problemet med dessa är att de förväntade aktiekurserna inte kan observeras, även om man kan göra antaganden om deras egenskaper. De definitioner som föreslogs av Beaver (1981) och Latham (1986) tillhör den senare typen. De relaterar effektiviteten till om de observerade priserna, respektive priserna och portföljerna, är desamma som om informationen var känd av alla placerare.

Dyckman & Morse (1986) menar att marknaden enligt Beaver (1981) definitionsmässigt är effektiv när det gäller allmänt tillgänglig information. Detta måste då också gälla för Lathams version av definitionen. Detta gör det naturligtvis svårt att motivera, och ännu svårare att tolka, empiriska undersökningar av effektivitet i svag och

halvstark form. Detta medför att den andra typen av definition är det enda alternativet i detta sammanhang.

Samtidigt finns i nästan varje undersöknings bakgrund frågan om en påvisad ineffektivitet kan utnyttjas ekonomiskt. Om så är fallet brukar man anta att placerarna kommer att eliminera den när den blir allmänt känd. En ineffektivitet som inte går att utnyttja är inte lika intressant, då den förmodligen är för liten för att ha någon betydelse. Av detta följer att den effektivitet som många empiriska undersökningar är inriktade på kanske kan sägas vara en modifierad form av Jensens (1978) definition av effektivitet:

Marknaden är effektiv med avseende på informationsmängden θ_t om det på lång sikt är omöjligt att göra någon ekonomisk vinst genom att handla på grundval av informationen i θ_t .

Jämfört med Jensens definition har orden "på lång sikt" lagts till. De markerar att marknaden är effektiv endast i genomsnitt. Vad som är "ekonomisk vinst" avgörs genom att den verkliga avkastningen jämförs med den avkastning som förutsägs av den modell för den normala avkastningen som man antagit. Om avvikelserna är tillräckligt stora, och sådana att de skulle kunna utnyttjas av placerare, föreligger en ineffektivitet.

Det är Famas "fair game"-modell som ligger närmast denna syn på effektiviteten. Det är endast den förväntade avkastningen som undersöks, inte något av fördelningens högre moment. Det är också avvikelserna mellan den verkliga avkastningen och dess förväntade värde som studeras. Den förväntade avkastningen kan inte observeras. I stället gör man ett antagande om dess egenskaper.

En konsekvens av att en avvikelse bara betraktas som intressant om den har ekonomisk betydelse är att undersökningen i ett avseende skiljer sig från de flesta andra undersökningar på området: ingen statistisk hypotesprövning kommer att genomföras.

Autokorrelationskoefficienter brukar annars jämföras med sina uppskattade standardfel. Skillnaden mellan förväntat och verkligt antal "runs" jämförs med standardfelet för det förväntade antalet. F-test

och t-test brukar användas i test av de olika anomalierna. Endast filtertesten brukar göras utan statistisk hypotesprövning.

Dessa test är dock förknippade med åtminstone ett problem. De amerikanska undersökningarna sker oftast med ett mycket stort data-underlag. Det stora antalet observationer gör att även mycket små ineffektiviteter oftast blir signifikanta. Detta stämmer dåligt med uppfattningen att en ineffektivitet bara är intressant om den har ekonomisk betydelse.

Man kan kanske också hävda att statistisk hypotesprövning är förknippad med ytterligare ett problem i detta sammanhang. Det är den statistiska process som givit upphov till den observerade serien av aktiekurser som är föremål för statistisk slutledning. Eftersom denna process måste antas pågå kontinuerligt, i alla fall under den tid som börsern är öppen, innebär den begränsade tillgången på aktiekursnoteringar ett urvalsproblem. Dagens sista betalkurs, som brukar användas i de flesta undersökningar, kan knappast försvaras som överensstämmande med någon godtagbar statistisk urvalsprincip.

Dessa två problem var orsaken till att några hypotesprövande test inte kom att genomföras. I efterhand kan man konstatera att detta trots allt hade kunnat göras. En läsare som inte instämmer i resonemanget ovan tycker kanske att testen underlättar bedömningen av resultaten. Det är dock min förhoppning att diskussionen av resultatens ekonomiska signifikans ska kunna fylla den funktionen.

Närmast följer en diskussion av datainsamlingen och, i avsnitt 2.6, en beskrivning av de aktieavkastningar som använts som indata i fem av sex delstudier. (Filtertesten gjordes direkt på aktiekurserna.) Kapitel 3 och 4 handlar om undersökningarna av den svaga formen av effektivitet. Kapitel 3 behandlar de två delstudier som gjordes för att avgöra om det existerar beroenden i statistisk mening mellan på varandra följande aktiekurser, beräkningarna av autokorrelationskoefficienter och av "runs". Kapitel 4 är en redovisning av filtertesten. De tre följande kapitlen handlar om de tre anomalierna. Ämnet för kapitel 5 är veckodagseffekten, kapitel 6 behandlar årsskifteeffekten och kapitel 7 ex-dagseffekten.

Kapitlen är disponerade på ungefär samma sätt. De inleds med en genomgång av tidigare forskning. På denna punkt är ambitionsnivån olika hög i svag form-kapitlen respektive i kapitlen om anomalier.

I det förra fallet består litteraturen av någon eller några föregångsundersökningar, gjorda i USA på 1960-talet, samt ett stort antal replikeringar, utförda under senare tid på andra marknader. Då varken testmetoder eller tolkningarna av testen förändrats nämnvärt under åren, och eftersom Hawawini (1984) ger en utförlig översikt över undersökningsresultaten, är litteraturgenomgången i detta fall inte fullständig. Den har begränsats till de amerikanska föregångsundersökningarna och, som kontrast, de undersökningar som genomförts i de nordiska länderna. På detta sätt kan resultaten från den mest effektiva marknaden jämföras med några av de största ineffektiviteter som hittats, och de svenska resultaten placeras in på skalan.

Litteraturgenomgången är fullständigare när det gäller anomalier. Detta har naturligtvis underlättats av att de var i stort sett okända fram till 1980-talets början. Just nu pågår en intensiv debatt om anomaliernas orsaker. Denna debatt är intressant, eftersom en konstaterad anomali är ett tecken på att marknaden inte är effektiv endast om någon orsak till anomalin inte kan påvisas. Den kommer därför att redovisas relativt utförligt. Inlägg publicerade efter juli 1986 har dock inte hunnit komma med.

Efter litteraturgenomgången följer i varje kapitel en beskrivning av hur delstudien är upplagd. Samtliga analyser har skett med datorhjälp. Beskrivningen av avkastningarnas egenskaper i avsnitt 2.6 samt autokorrelationsundersökningen har skett med hjälp av standardpaketet SPSS. I de övriga delstudierna har egna program använts. Resultaten redovisas sedan, och jämförs med tidigare undersökningars resultat. Till sist dras slutsatser om resultatens betydelse för effektiviteten.

I kapitel 8 förs delstudiernas resultat samman till en sammanfattande bild av den svenska aktiemarknadens effektivitet. Kapitlet innehåller också en diskussion av resultatens betydelse samt en utblick mot aktuella forskningsfrågor.

2.4 DATAINSAMLING

Valet av tidsperiod och företag skedde i början av år 1983. Det styrdes av en uppskattning av tidsåtgången för datainsamlingen. En avvägning mellan tidsperiodens längd och antalet företag i urvalet fick göras.

Valet av tidsperiod påverkades av en önskan att göra jämförelser mellan förhållandena före och efter aktivitetsökningen på Stockholmsbörsen. De första indikationerna på en ökad aktivitet kom under senhösten 1980. Det föreföll lämpligt att inleda undersökningen år 1978.

Antalet insamlade aktiekurser, ca 50, bestämdes sedan, efter en uppskattning av tidsåtgången för insamlingen. De valda undersökningsmetoderna förutsatte dagliga data. Urvalet skedde med huvudmålet att undersökningen skulle ge en bild av effektiviteten för de största aktierna på Stockholmsbörsen. Mer exakt användes följande kriterier:

1. Företaget skulle ha varit noterat på A I-listan på Stockholms Pondbörs officiella kurslista för aktier under hela perioden från 1978. Detta motiverades av dataåtkomlighets- och jämförbarhetskrav. Ett av de valda företagen, Fagersta, föll bort från A I-listan i början av september 1983, dvs efter det att insamlingen av tidigare års aktiekurser i stort sett var avslutad. Två företag, Billerud och Kema Nobel, föll bort i början av år 1985.
2. Eftersom uppgifter om vilka aktier som haft minst antal dagar utan handel inte fanns tillgängliga fick urvalet ske med hjälp av andra kriterier. De största aktierna identifierades genom en sammanvägning av varje akties genomsnittliga omsättning (antal/dag), dess andel av det totala börsvärdet samt antalet aktieägare i företaget. Denna sammanvägning gjordes för vart och ett av åren 1978-82. De företag som konsekvent hade haft höga värden valdes ut.
3. Samtliga företag som fanns med i Jennergren & Korsvolds (1973) undersökning, och som varit noterade hela perioden, skulle finnas med, så jämförelser kunde göras. Detta medförde att någon enstaka aktie,

som inte tillhörde de största, tillkom. Av de 30 svenska aktierna i Jennergren & Korsvolds studie finns 25 med i urvalet.

Dessa kriterier ledde till det urval på 45 företag som finns i tabell 2.1. Alfa Laval, MoDo, SKF och Volvo representeras av både A- och B-aktien, vilket för SKF:s del också var fallet i Jennergren & Korsvolds undersökning. Detta gör det möjligt att undersöka om det finns några effektivitetsskillnader mellan aktieslagen. Det slutliga urvalet kom alltså att omfatta 49 aktiekurser. Vid slutet av år 1983 svarade företagen i urvalet för ca 70 % av det totala marknadsvärdet av företagen på A I- och A II-listorna.

Tabell 2.1 Företag och aktieslag i urvalet. Företagens namn är de som de hade i slutet av 1984.

ABV bu	Kema Nobel A
Aga A bu	Korsnäs-Marma A
Ahlsell A bu	MoDo A bu
Alfa Laval A bu	MoDo B fr
Alfa Laval B fria	Papyrus
Asea A bu	Pharmacia B bu
Astra bu	PLM A bu
Atlas Copco fr	Providentia A bu
Billerud	Ratos
Bofors bu	Saab-Scania A bu
Boliden A bu	J S Saba A
Cardo bu	Sandvik A
Custos A	SCA B bu
Electrolux B fr	SE-banken A bu
Ericsson B fr	Skandia fr
Esselte A bu	Skanska B bu
Euroc	SKF A bu
Fagersta	SKF B bu
Fläkt	Stora Kopparberg bu
Götabanken bu	Svenska Handelsbanken bu
Holmen A bu	Swedish Match B fr
Hufvudstaden A bu	Uddeholm
Iggesund	Volvo A bu
Industrivärden	Volvo B bu
Investor A bu	

Företagen företräds av det aktieslag som hade den största omsättningen när urvalet gjordes. Under de senaste åren har allt fler aktieslag särredovisats på kurslistan. De aktieslag som står angivna i tabellen

är de som fanns på kurslistan i slutet av 1984. Under tidigare år har motsvarande aktiekurs kanske redovisats tillsammans med något annat aktieslag. När särredovisningen infördes valdes det aktieslag som då hade störst omsättning.

De flesta kursnoteringarna har tagits från Stockholms Fondbörs officiella kurslista för aktier m m (A-listan). Fjärde kvartalet 1982 samt enstaka dagar i början av 1983 har hämtats från FINDATA. Från och med den 20/5 1983 har kurserna tagits från Dagens Nyheters börssida, som i sin tur får dem från börsens dator via FINDATA. Några enstaka dagar har fått kompletteras från tidningarna Dagens Industri, Veckans Affärer eller Affärsvärlden.

Varje dag sker oftast flera transaktioner i varje aktie. Aktiekursen kan variera mellan transaktionerna, vilket ger ett urvalsproblem. Vilken av dessa noteringar ska anses representera dagens kurs?

Eftersom kurserna togs från den officiella kurslistan begränsades valmöjligheterna till de noteringar som finns upptagna på den. Två typer av aktiekurser finns: slutkurser, som inte behöver härstamma från någon transaktion, och betalkurser. Jag har ansett att betalkurserna är intressantare, och valt bland dem. De betalkurser som finns är de högsta och lägsta från uppropet, efterbörsen respektive utanför börsen samt dagens sista betalkurs på börsen. Jag har valt att samla in dagens sista betalkurs, som möjligen kan anses som något mer representativ för dagens transaktioner på börsen än de övriga noteringarna.

Ett studium av kurslistan avslöjar att kolumnen för dagens sista betalkurs kan vara tom, även om aktien har omsatts under dagen. I sådana fall finns oftast bara en högsta notering, och inte någon lägsta notering, på efterbörsen. Denna har då använts i stället. I de (ca 975) fall då både högsta och lägsta notering på efterbörsen existerar har slumpstalstabell använts för val mellan dessa.

De insamlade aktiekurserna har sedan överförts till dator och kontrollerats med hjälp av både kontrollprogram och fullständig korrekturläsning.

Förutom aktiekurser har andra data som behövs för beräkningen av aktiernas avkastning samlats in. Det är tre olika typer av data: utdelningsbelopp och datum då aktien noteras exklusive utdelning, datum för och detaljer om fondemissioner, nyemissioner och aktieuppdelningar (splits) samt, slutligen, detaljer om olika typer av erbjudanden, riktade till företagets aktieägare. Erbjudandena gäller antingen olika former av konvertibla lån eller inköpsrätter för aktier i andra företag.

Utdelningsbelopp och datum för notering utan utdelning har samlats in från samma källor som använts för kurserna, liksom datum för fond- och nyemissioner samt erbjudanden till aktieägarna. Detaljer om emissioner och erbjudanden har hämtats från årsredovisningar, Öhmans Börsguide samt affärstidningarna.

Databasen har uppdaterats under arbetets gång, vilket medfört att delstudierna gäller delvis olika tidsperioder. De flesta undersökningarna, inklusive beskrivningen av avkastningarnas egenskaper i avsnitt 2.6, gäller tidsperioden 1978 - 1984. Filtertesten har genomförts för perioden 1978 - 1983. Årsskiftes- och ex-dagseffekterna har studerats under perioden januari 1978 till och med maj 1985. Den sista versionen av databasen innehåller 90 062 noteringar.

2.5 BERÄKNING AV AKTIERNAS AVKASTNING

I samtliga delstudier utom filtertesten har dataunderlaget varit de dagliga avkastningarna. Vid beräkningen av aktiernas avkastning från en transaktionsdag till nästa har fyra olika typer av justeringar av aktiekurserna först genomförts:

1. Utdelning

Om aktien dag $t+1$ noteras utan utdelning har hela utdelningsbeloppet lagts till aktiekursen dag $t+1$, när avkastningen från dag t till dag $t+1$ beräknas. Denna justering är den enda som förekommer i litteraturen. Den görs av bl a Fama (1965) och Jennergren & Korsvold (1973). Den är inte invändningsfri, eftersom det inte är säkert att aktiekursen sjunker med hela utdelningsbeloppet. Detta utreds närmare i kapitel 7.

2. Fondemission

När aktien dag $t+1$ noteras utan delrätt, dvs efter fondemission, justeras kursen dag $t+1$ uppåt för att bli jämförbar med kursen dag t . Som exempel medför en fondemission 1:4 att kursen dag $t+1$ multipliceras med $5/4 = 1,25$. Samma justering genomförs vid aktieuppdelning (split).

3. Nyemission

Vid nyemission måste kursen dag $t+1$ justeras för differensen mellan teckningskursen och kursen dagen före emissionen. En nyemission 1:4 à 100 kr medför att kursen dag t minskas med 100 kr. Detta belopp divideras sedan med 5. Det framräknade värdet läggs till kursen dag $t+1$, som sedan är jämförbar med den verkliga kursen dag t . Samma justering som vid nyemission har genomförts vid de tillfällen företagen givit ut konvertibla skuldebrev, riktade till aktieägarna.

4. Inköpserbjudanden i andra företag.

Ett erbjudande till aktieägarna att köpa aktier i ett annat företag måste anses ha ett värde, eftersom inköpsrätten har ett värde den dag den noteras separat från aktien. Tyvärr har jag inte haft tillgång till dessa noteringar. I stället har jag utgått ifrån att den bästa uppskattningen är aktiekursens förändring, och satt den justerade avkastningen mellan dag t och dag $t+1$ till noll. Denna justeringsmetod är naturligtvis mycket grov, eftersom aktiekursens förändring

mellan dessa dagar också beror på andra faktorer än att inköpsrätten avskiljs. Det är dock bara ca 15 avkastningar som berörs.

När dessa justeringar är genomförda kan de dagliga avkastningarna beräknas. I litteraturen förekommer två former av avkastningar: procentuella och logaritmiska. Procentuell avkastning definieras som

$$r_t = \frac{(p_t - p_{t-1}) + d}{p_{t-1}} \quad (2.1)$$

där d är eventuell utdelning under perioden $t-1$ till t , p_t aktiens kurs vid slutet av perioden och p_{t-1} kursen vid inledningen av perioden. Om man multiplicerar med 100 blir avkastningen uttryckt i procent. I fortsättningen av avsnittet definieras r_t dock som ovan. Logaritmisk avkastning definieras som

$$r'_t = \ln(p_t + d) - \ln(p_{t-1}) = \ln \left(\frac{p_t + d}{p_{t-1}} \right) \quad (2.2)$$

Man kan i formeln observera att r'_t är lika med $\ln(1 + r_t)$. Den procentuella och den logaritmiska avkastningen har alltså följande samband:

$$(1 + r_t) = e^{r'_t} \quad (2.3)$$

En akties kursändring över en längre period, t ex en månad, är summan av de dagliga kursändringarna. Månadens procentuella avkastning, R_m , fås fram genom multiplikation:

$$(1 + R_m) = (1 + r_1) * (1 + r_2) * \dots * (1 + r_{20}) \quad (2.4)$$

Månaden antas bestå av 20 börsdagar. För logaritmiska avkastningar är sambandet däremot additivt:

$$\ln(1 + R_m) = \ln(1 + r_1) + \ln(1 + r_2) + \dots + \ln(1 + r_{20}) \quad (2.5)$$

Enligt Fama (1976) var det just additiviteten som var skälet till att de tidigaste empiriska undersökningarna ofta gjordes med logaritmiska

avkastningar. Om man antar att på varandra följande dagliga procentuella avkastningar är oberoende och kommer ur identiska sannolikhetsfördelningar, kommer också på varandra följande värden av $\ln(1+r_t)$ att ha dessa två egenskaper. Centrala gränsvärdessatsen säger då att månadens avkastning, $\ln(1+R_m)$, som är summan av de dagliga logaritmiska avkastningarna, kommer att vara approximativt normalfördelad när antalet underliggande, kortare perioder är stort. Antagandet om normalfördelning är ibland nödvändigt för de statistiska inferenser som gjorts i undersökningarna.

Om man inte ska genomföra någon statistisk hypotesprövning är det svårt att se något skäl till att föredra den ena beräkningsmetoden framför den andra. För att på bästa sätt kunna göra jämförelser med tidigare forskning har jag i varje delstudie använt den beräkningsmetod som dominerat i de tidigare undersökningarna på området. Detta betyder att det endast är autokorrelationsundersökningen som kommer att ske med logaritmiska avkastningar som underlag.

Som framgått tidigare är det bortfall som orsakas av att alla aktier inte handlas varje dag ett problem när man ska beräkna dagliga avkastningar på den svenska aktiemarknaden. En daglig avkastning bör ju vara beräknad över en dag, med undantag av avkastningen mellan fredag och måndag. Om aktien inte handlats en viss dag kan någon daglig avkastning inte beräknas vare sig till bortfallsdagen eller till dagen efter. Detta betyder att bortfallet blir större för avkastningarna än för kurserna.

Ett sätt att lösa problemet är att fylla ut någon av tidsserierna av kurser eller avkastningar med någon form av interpolerade data. Detta har dock inte gjorts. Det som ska studeras är ju om det funnits någon information i de verkliga aktiekurserna på Stockholmsbörsen som skulle kunna ha använts för att förutsäga framtida kurser. Interpolering skulle föra in konstgjorda beroenden bland aktiekurserna, och kanske leda till felaktiga slutsatser.

I stället har jag följt Jennergren & Korsvold (1973), och som huvudregel beräknat inte dagliga avkastningar, utan avkastningar mellan på varandra följande dagar med transaktioner. Detta innebär

att vissa avkastningar är beräknade över flera dagar. Målet har dock varit att studera hur detta påverkar resultaten, och därför har långtidsavkastningarna ibland rensats bort. Detta beskrivs närmare i respektive kapitel.

2.6 BESKRIVNING AV AVKASTNINGARNA

Perioden 1978-1984 har haft 1 736 börsdagar, dvs i genomsnitt 248 per år. Den understa raden i tabell 2.2 på nästa sida visar hur de fördelat sig över åren. Det låga antalet börsdagar år 1983 beror på att börsen var stängd några extra dagar under våren.

2.6.1 Bortfallet

Det är bara två aktier, Ericsson och Electrolux, som handlats varje dag. Tabell 2.2 visar hur många dagar det inte varit någon handel i varje aktie, per år och totalt. Tolv aktier har ett totalt bortfall på tio dagar eller mindre. Ytterligare tjugotre ligger under hundra dagar. Trettiofem av de fyrtionio aktierna har alltså haft ett mindre bortfall än 5,8 % ($100/1736$) av dagarna.

Fem aktier (ABV, Alfa Laval A, Custos, Investor och Korsnäs) har haft ett bortfall på mellan 125 och 153 dagar. Fem andra (Bofors, Holmen, Iggesund, Ratos och Volvo B) har haft ett bortfall som varit ungefär dubbelt så stort, mellan 239 och 308 dagar. Slutligen har fyra av aktierna handlats 80 % eller mindre av alla börsdagar. Det är Hufvudstaden (bortfall 408 dagar), Fagersta (474 dagar), J S Saba (548 dagar) och MoDo A (647 dagar). Fagerstas bortfall förklaras till största delen av att aktien avregistrerades från börsen i september 1983, och alltså inte finns med efter denna tidpunkt. MoDo A, som handlats under 63 % av alla börsdagar, har det största bortfallet.

Medelvärden för de enskilda årens bortfall finns också i tabell 2.2. Den ökade aktiviteten på börsen avspeglas i ett sjunkande genomsnittligt antal bortfallsdagar, med någon ökning 1982 och 1984. Den kan också ses i tabell 2.3, som visar några mått på det genomsnittliga

Tabell 2.2 Börsdagar utan handel, per år och totalt.

Aktie	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	Totalt
ABV	32	51	19	5	14	0	10	131
Aga	7	9	3	7	0	2	8	36
Ahlsell	13	21	17	3	22	1	0	77
Alfa A	33	24	21	17	15	8	17	135
Alfa B	11	5	1	2	4	0	0	23
Asea	0	0	0	0	1	0	0	1
Astra	14	17	6	4	0	1	0	42
Atlas Copco	1	1	0	2	0	0	0	4
Billerud	6	4	5	1	0	1	4	21
Bofors	41	50	51	14	25	28	30	239
Boliden	0	1	4	1	0	1	0	7
Cardo	10	5	6	6	1	0	0	28
Custos	25	27	35	15	26	18	7	153
Electrolux	0	0	0	0	0	0	0	0
Ericsson	0	0	0	0	0	0	0	0
Esselte	44	19	7	2	0	0	18	90
Euroc	24	21	19	7	6	3	13	93
Fagersta	47	55	9	5	15	96	*)	474
Fläkt	28	8	7	4	2	5	30	84
Götabanken	46	30	6	2	2	0	7	93
Holmen	68	82	43	17	26	3	18	257
Hufvudstaden	148	100	53	30	18	18	41	408
Iggesund	58	37	16	40	87	15	55	308
Industrivärden	29	23	13	9	9	1	9	93
Investor	33	42	17	19	7	3	4	125
Kema Nobel	5	5	3	3	1	11	30	58
Korsnäs	46	28	13	6	15	6	35	149
MoDo A	70	128	96	86	113	54	100	647
MoDo B	1	2	4	0	0	1	2	10
Papyrus	3	1	1	2	2	0	1	10
Pharmacia	24	20	4	5	0	0	0	53
PLM	8	2	1	1	0	0	0	12
Providentia	18	28	5	11	3	0	2	67
Ratos	85	93	43	10	23	3	2	259
Saab	1	2	0	0	0	0	0	3
J S Saba	151	117	95	50	28	62	45	548
Sandvik	12	16	4	3	1	7	18	61
SCA	5	6	0	3	0	0	0	14
SE-banken	0	1	0	2	0	0	0	3
Skandia	4	5	1	6	9	0	3	28
Skanska	13	7	3	3	1	0	0	27
SKF A	7	0	1	11	7	7	7	40
SKF B	0	0	0	0	1	0	62	63
Stora Kopparberg	1	5	7	3	6	5	11	38
SHB	0	2	0	2	0	0	0	4
Swedish Match	1	0	0	1	0	1	0	3
Uddeholm	1	1	0	0	0	1	3	6
Volvo A	2	1	3	0	0	2	4	12
Volvo B	74	65	75	46	19	0	0	279
Medelvärde	25,5	23,8	14,6	9,5	10,4	7,4	12,4	108
Börsdagar	250	246	251	249	252	241	247	1736

*) Fagersta var inte noterat på A I-listan under 1984.

bortfallet de enskilda åren och totalt. 1978 hade tre fjärdedelar av företagen ett bortfall på 15 % eller mindre (37/250) av det totala antalet börsdagar. Värdet sjunker med åren, med samma undantag som ovan. Lägst är det 1983, då tre fjärdedelar av företagen hade ett bortfall på tre procent eller mindre.

Tabell 2.3 Genomsnittligt antal börsdagar utan handel, per år och totalt.

	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	Totalt
Största värde	151,0	128,0	96,0	86,0	113,0	96,0	100,0	647
Kvartil 3	37,0	29,0	17,0	10,5	15,0	5,5	17,7	133
Median	12,0	8,0	5,0	3,0	2,0	1,0	3,5	53
Kvartil 1	1,0	1,5	1,0	1,5	0,0	0,0	0,0	11
Minsta värde	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0

Om man håller i minnet att bortfallet minskar över åren kan man i tabell 2.2 se att det i stort sett är samma aktier som har haft högt respektive lågt bortfall alla år. Korrelationen mellan på varandra följande års bortfall för de enskilda aktierna ligger mellan 0,91 (1978-79) och 0,73 (1983-84) med undantag av koefficienten år 1982-83. Om Fagersta, som föll bort hösten 1983, inte tas med blir denna koefficient 0,68. Några aktier, t ex Götabanken och Volvo B, har ett bortfall som sjunker snabbare än medelvärdet.

2.6.2 Avkastningarnas storlek

I tabell 2.4 på nästa sida finns några olika mått på avkastningarnas storlek. De dagliga avkastningarnas medelvärde är mycket litet. Tabellens första kolumn visar den genomsnittliga dagliga avkastningen, mätt i procent. I snitt över alla aktier är den 0,137 %. Avkastningarna är både negativa och positiva, vilket medför att de tar ut varandra vid medelvärdesberäkningen. Den minsta dagliga avkastning

Tabell 2.4 Olika mått på avkastningen under perioden 1978-1984.

Aktie	Medel- avkast- ning (%)	Medel- avkast- ning, en dag (%)	Absolut- belopp, en dag (%)	Summa log- avkast- ning
ABV	0,111	0,130	1,227	1,502
Aga	0,104	0,109	0,999	1,569
Ahlsell	0,086	0,078	1,291	1,115
Alfa Laval A	0,095	0,126	1,135	1,262
Alfa Laval B	0,076	0,074	1,170	1,038
Asea	0,136	0,134	1,248	2,087
Astra	0,141	0,127	1,154	2,197
Atlas	0,059	0,052	1,308	0,710
Billerud	0,182	0,159	1,633	2,624
Bofors	0,136	0,152	0,850	1,834
Boliden	0,164	0,134	1,609	2,381
Cardo	0,102	0,080	1,079	1,484
Custos	0,133	0,146	0,953	1,912
Electrolux	0,101	0,087	1,157	1,510
Ericsson	0,093	0,079	1,199	1,364
Esselte	0,118	0,125	1,064	1,717
Euroc	0,110	0,129	1,190	1,553
Fagersta	0,212	0,225	1,870	2,157
Fläkt	0,091	0,108	1,316	1,321
Götabanken	0,111	0,103	1,143	1,585
Holmen	0,157	0,207	1,405	1,981
Hufvudstaden	0,166	0,129	1,261	1,921
Iggesund	0,157	0,218	1,417	1,810
Industrivärden	0,114	0,116	1,105	1,626
Investor	0,150	0,161	1,083	2,181
Kema Nobel	0,174	0,146	1,311	2,537
Korsnäs	0,139	0,147	1,045	1,958
MoDo A	0,261	0,488	1,924	2,329
MoDo B	0,155	0,148	1,827	2,157
Papyrus	0,139	0,123	1,490	1,997
Pharmacia	0,161	0,152	1,325	2,458
PLM	0,126	0,131	1,349	1,945
Providentia	0,136	0,151	1,086	2,053
Ratos	0,174	0,159	1,279	2,227
Saab	0,175	0,149	1,310	2,730
J S Saba	0,288	0,209	1,864	2,737
Sandvik	0,067	0,075	1,034	0,913
SCA	0,123	0,123	1,303	1,855
SE-Banken	0,089	0,083	0,904	1,398
Skandia	0,120	0,117	1,040	1,828
Skanska	0,129	0,100	0,853	2,039
SKF A	0,127	0,146	1,348	1,836
SKF B	0,124	0,124	1,479	1,740
St Kopparberg	0,136	0,134	1,163	2,062
SHB	0,108	0,106	1,054	1,654
Swedish Match	0,105	0,110	1,347	1,521
Uddeholm	0,169	0,134	1,755	2,335
Volvo A	0,178	0,165	1,308	2,761
Volvo B	0,195	0,158	1,367	2,543
Medelvärde	0,137	0,138	1,278	1,879

som förekommit är -21,3 %, och den största 35,7 %. I genomsnitt, över de 49 aktierna, är det minsta värdet -10,22 % och det största 14,79 %. De flesta värden ligger mycket närmare noll.

Alla aktier har haft en positiv medelavkastning. Störst är J S Sabas, 0,29 %, och minst Atlas Copcos, 0,06 %. Dessa medelvärden måste dock tolkas med försiktighet. De är beräknade som summan av alla enskilda avkastningar, dividerad med antalet observationer. Eftersom en del avkastningar är beräknade över flera dagar är inte alla aktiers medelvärden direkt jämförbara. Antag t ex att en akties kurs ökar med 5 % fem kalenderdagar i rad. Det gör också en annan akties kurs, men denna handlas bara varannan dag. Den första aktiens medelavkastning är 5 %. Om den andra aktien har tre dagar med transaktioner kan man beräkna två avkastningar. Båda blir 10,25 %. Aktiens medelavkastning blir alltså högre än den första aktiens enbart därför att den inte handlats alla dagar.

Mer meningsfulla medelvärden får man genom att sortera bort avkastningar som är beräknade över mer än en dag. I samband med undersökningen av veckodagseffekten beräknades sådana medelvärden. De inbegriper inte avkastningar över bortfalls- eller helgdagar. Avkastningar som beräknats utifrån aktiekurser som justerats för t ex utdelningar eller emissioner har inte heller tagits med. Avkastningar beräknade över veckoslut är däremot med. (De kan studeras separat i kapitel 5.) Medelvärdena finns i andra kolumnen i tabell 2.4.

Endagsavkastningarnas medelvärde är 0,138 %, vilket är obetydligt högre än för alla avkastningar. Det har dock påverkats av att medelvärdet för aktien med högst bortfall, MoDo A, stiger från 0,26 % till 0,49 % när antalet observationer sjunker från 1 088 till 734. Endagsgenomsnittet för de övriga aktierna blir 0,131 %.

Båda medelvärdena är mycket små tal. Absolutbeloppen av endagsavkastningarna ger en bättre bild av hur stora de dagliga variationerna är. Genomsnittliga värden finns i tredje kolumnen i tabell 2.4. Aktiekurserna har i genomsnitt rört sig 1,3 % per dag. De enskilda företagen har värden mellan 0,85 % (Bofors, Skanska) och 1,9 %

(MoDo A). Återigen är det tre företag med mycket stort bortfall (J S Saba, Fagersta och MoDo A) som har de största värdena, trots att flerdagsavkastningarna inte är med.

Inget av de tre hittills nämnda måtten ger en bra uppfattning om vilken avkastning en aktieägare verkligen haft under de sju åren. I förra avsnittet såg vi att avkastningen över en längre tidsperiod är summan av de dagliga logaritmiska avkastningarna under tidsperioden ifråga. Denna beräkningsmetod fungerar bra för det enda företag, Uddeholm, som inte haft några utdelningar eller nyemissioner under perioden. Summan av de logaritmiska avkastningarna finns i fjärde kolumnen i tabell 2.4. För Uddeholm är den 2,33537. Avkastningen är alltså lika med $e^{2,33537}$, vilket är ungefär 10,33. En aktie som köptes till dagens sista transaktionskurs den 2/1 1978, 36 kr, steg alltså till $36 * 10,33 \approx 372$ kr, vilket också var motsvarande kurs den 28/12 1984. Den nominella avkastningen under sjuårsperioden var 933 %, vilket motsvarar en årlig avkastning på 39,6 %.

När en aktie haft utdelning, nyemissioner eller erbjudanden till aktieägarna motsvarar summan av de logaritmiska avkastningarna däremot inte den avkastning som aktieägaren haft. Det beror på att aktiens kurs de dagar den noteras exklusive utdelning eller teckningsrätt sjunker med värdet av dessa förmåner. Summan av avkastningarna kommer inte att inbegripa dessa värden. De tillfaller dock aktieägaren. Summan av de logaritmiska avkastningarna kommer att underskatta aktieägarens avkastning. De värden som finns i tabell 2.4 kan dock användas som en uppskattning av den del av avkastningen som uppkommit genom att aktiens värde stigit.

I kapitel 4 finns ett försök att uppskatta aktieägarens totala avkastning under perioden 1978–1983. Resultaten finns i tabell 4.1, s 98.

Tabell 2.5 ger genomsnittliga avkastningsmått för de sju åren. Som jämförelse ges också förändringen i Affärsvärldens generalindex. De två första medelvärdena är genomsnitt över avkastningar, medan de två sista är medelvärden för företag. Trots detta följer de fyra måtten varandra.

Tabell 2.5 Medelavkastning de enskilda åren. Om inget annat anges är avkastningarna beräknade i procent.

År	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984
Medelvärde, alla avkastningar	0,105	0,043	0,130	0,213	0,158	0,282	-0,003
Medelvärde, endags- avkastningar	0,084	0,053	0,121	0,200	0,182	0,288	-0,028
Medelvärde, summan av alla logavkastningar	19,8	6,5	27,1	45,5	33,8	59,6	-4,5
Förändring i Affärsvärldens generalindex	13,9	-0,5	22,6	56,9	35,0	65,8	-11,2

2.6.3 Fördelningarnas utseende

För att komplettera måtten på avkastningarnas genomsnittliga storlek i förra avsnittet kan man beräkna hur de fördelat sig på olika storleksklasser. Fördelningarnas utseende har studerats ganska mycket i litteraturen. Den fråga man försökt besvara är oftast om avkastningarna kan anses vara normalfördelade. Eftersom statistiska test här inte kommer att utföras är frågan inte av direkt intresse. En kort beskrivning av fördelningarnas utseende kan ändå vara motiverad. Den kan bland annat ge en bild av bortfallets inverkan.

Några mått på fördelningarnas utseende finns i tabell 2.6 på nästa sida. Måtten är beräknade utifrån logaritmiska avkastningar, vilket är det vanliga i undersökningar av denna typ.

Ett första mått på fördelningens utseende är dess spridning. Standardavvikelsen har mätts både för avkastningarna från transaktion till transaktion och för endagsavkastningarna. Den förra finns i första kolumnen i tabell 2.6. Den är i genomsnitt 1,94. Endagsavkastningarnas motsvarande värde är 1,88. Det är samma aktier (MoDo A, J S Saba

Tabell 2.6 Beskrivningsmått för fördelningarna av avkastningar 1978-84.

Aktie	Standard- avvikelse	Toppig- het	Skevhet
ABV	1,885	4,069	0,195
Aga	1,493	4,696	0,211
Ahlsell	1,927	9,034	0,653
Alfa Laval A	1,767	5,422	0,179
Alfa Laval B	1,730	4,913	0,182
Asea	1,764	6,958	0,640
Astra	1,718	4,110	0,488
Atlas Copco	1,877	3,133	0,423
Billerud	2,399	3,833	0,457
Bofors	1,615	7,828	1,061
Boliden	2,297	6,167	0,744
Cardo	1,720	5,669	0,308
Custos	1,580	10,291	-0,753
Electrolux	1,644	5,043	0,580
Ericsson	1,698	3,118	0,502
Esselte	1,630	4,009	0,017
Euroc	1,765	2,791	0,049
Fagersta	2,844	4,374	0,494
Fläkt	2,054	9,186	-0,046
Götabanken	1,700	5,247	-0,600
Holmen	2,090	2,702	0,055
Hufvudstaden	2,055	8,080	0,625
Iggesund	2,444	22,568	0,662
Industrivärden	1,730	8,684	-0,325
Investor	1,685	6,038	-0,525
Kema Nobel	2,112	13,751	1,254
Korsnäs	1,746	17,113	1,297
MoDo A	3,200	5,124	-0,721
MoDo B	2,509	2,579	0,374
Papyrus	2,169	4,660	0,552
Pharmacia	1,947	5,688	0,764
PLM	2,022	4,376	-0,151
Providentia	1,615	3,061	-0,005
Ratos	2,116	30,424	2,131
Saab	1,830	1,695	0,300
J S Saba	3,237	11,137	1,154
Sandvik	1,603	7,067	0,557
SCA	1,806	2,292	0,167
SE-Banken	1,307	3,019	-0,126
Skandia	1,612	6,585	0,055
Skanska	1,365	16,640	1,728
SKF A	1,952	1,808	0,105
SKF B	2,013	1,090	0,203
St Kopparberg	1,672	2,622	0,274
SHB	1,545	2,968	0,172
Swedish Match	1,849	1,521	0,251
Uddeholm	2,607	5,874	0,855
Volvo A	1,864	2,988	0,252
Volvo B	2,009	3,567	0,555
Medelvärde	1,935	6,44	0,373
Median	1,830	4,91	0,300

och Fagersta) som har haft störst värden i båda fallen. Dessa tre aktier har också haft störst bortfall. De har därmed högst andel avkastningar över fler dagar respektive minst antal observationer. Det är dessa aktiers värden som minskar när man beräknar standardavvikelserna bara för endagsavkastningarna. De övriga är så gott som oförändrade.

Beräkning av fördelningarnas tredje och fjärde moment, skevhet och toppighet, ger ytterligare information om deras utseende. Vid beräkning av toppighet jämför man med normalfördelningen. En fördelning som har fler observationer i mitten och, relativt sett, också fler i svansarna än normalfördelningen kallas leptokurtisk. En platykurtisk fördelning har färre observationer kring medelvärdet och i svansarna än normalfördelningen.

Normalfördelningens mått på toppighet är lika med tre. Ett mått under tre betyder att fördelningen är platykurtisk, och mått över tre innebär att den är leptokurtisk. Tio fördelningar har mått som ligger mellan 2,5 och 3,5. Fem är platykurtiska. Trettiofyra fördelningar är alltså leptokurtiska, eller toppiga. RatOS, Iggesund, Korsnäs, Skanska, Kema Nobel, J S Saba och Custos är utpräglade toppiga. Det tycks inte finnas något samband mellan toppighet och bortfall.

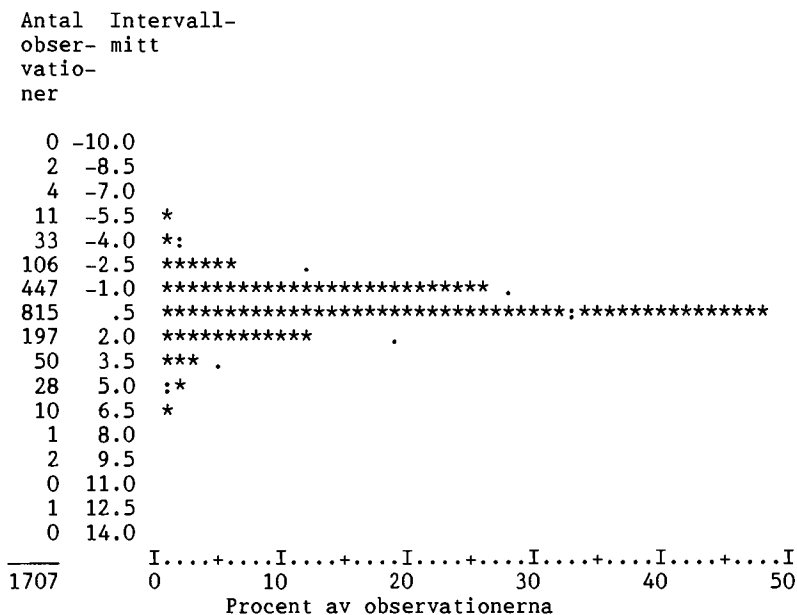
En fördelning som inte är symmetrisk kring medelvärdet kallas skev. Om medelvärdet är större än medianen är fördelningen positivt skev (eller högerskev). Jämfört med en symmetrisk fördelning har en sådan fördelning en lång "svans" ut till höger. Det motsatta fallet är en fördelning vars medelvärde är mindre än medianen. Den är negativt skev, eller vänsterskev.

En symmetrisk fördelning har värdet noll på skevhetsmättet, en negativt skev ett negativt värde och en positivt skev ett positivt värde. Av de fyrtionio fördelningarna har sex ett värde som till absolutbeloppet är mindre än 0,1. Sju är negativt skeva. De återstående trettiosex är positivt skeva. RatOS och Skanska har utpräglade positivt skeva fördelningar. Det är alltså vanligast att de flesta observationerna är mindre än medelvärdet. Man kan därmed sluta sig till att de flesta fördelningar innehåller några verkligt stora

positiva avkastningar. Det tycks inte heller finnas något samband mellan skevhet och bortfall.

De 49 aktiernas fördelningar varierar betydligt i utseende. Fördelningarna för Providentia, Euroc och Holmen avviker inte mycket från normalfördelningen. Ratos fördelning är både extremt toppig och extremt skev, liksom i mindre grad Kema Nobels, Skanskas, Korsnäs och J S Sabas. Custos har en fördelning som är både toppig och negativt skev. Både SKF A och SKF B har fördelningar som är platykurtiska och svagt positivt skeva. Det finns också fördelningar, t ex Fläkts och Skandias, som är symmetriska men toppiga.

Cardos fördelning har ungefär genomsnittliga värden på standardavvikelse, skevhet och toppighet. Figur 2.1 visar ett histogram över Cardos procentuella avkastningar. De punkter och kolon som finns i figuren visar hur många observationer som skulle falla i varje klass om avkastningarna var normalfördelade.



Figur 2.1 Histogram över Cardos procentuella avkastningar under perioden 1978-1984. Varje asterisk står för ca 17 observationer.

Det mest påfallande i figuren är att den klass som innehåller värdet 0 har betydligt fler observationer än vad en normalfördelning skulle visa upp. Detta gäller de flesta aktier. Det beror förmodligen på att det funnits betydligt fler avkastningar lika med noll, dvs på varandra följande dagar då aktiekursen varit oförändrad, än väntat. Fördelningen är positivt skev. Den har också fler extrema värden än väntat, både i vänstra och i högra svansen.

Som sammanfattning kan man säga att den genomsnittliga fördelningen av avkastningar är för toppig och något för positivt skev för att normalfördelningen ska kunna betraktas som en bra approximation. Man bör dock observera att fördelningarnas utseende varierar över åren. Under två år, 1978 och 1984, är de i genomsnitt inte toppiga, och 1982 är de i genomsnitt symmetriska. Inte heller de enskilda aktiernas fördelningar ser likadana ut varje år. Den genomsnittliga korrelationen mellan på varandra följande år är låg både för skevhet och toppighet.

Resultaten stämmer väl överens med förhållandena på andra aktiemarknader. Hawawini (1984) redogör för några av de tidigare studierna. Det är nu allmänt accepterat att avkastningar över kortare tidsintervall, t ex en dag, inte kan anses vara normalfördelade. Fama (1976) drog t ex slutsatsen att de dagliga amerikanska avkastningar som studerades i Fama (1965) inte var normalfördelade. Skälet till slutsatsen var att fördelningarna var för leptokurtiska. Eventuell skevhet undersöktes inte. Jennergren & Korsvold (1973) grundade också samma slutsats om de 17 mest handlade svenska aktierna på en alltför utpräglad toppighet.

3. Beroenden i serien av aktieavkastningar

3.1 BAKGRUND

Forskningen kring den effektiva aktiemarknaden kan, enligt Fama (1970), sägas ha startat i början av 1950-talet. Den utgick inte ifrån någon teoretisk grund. Begreppet effektiv marknad var ännu okänt. Vad som skedde var att man för första gången vetenskapligt försökte påvisa cykler i aktiekurserna. Eftersom det fanns cykler i den övriga ekonomiska aktiviteten i samhället antog man att de skulle avspeglas i aktiekurserna. Kendall (1953) kunde dock inte finna något spår av sådana cykler i engelska aktieindex. Det verkade i stället som om serien av noteringar kommit till genom slumpens inverkan. Man kunde inte förutsäga nästa notering genom att studera den tidigare serien av förändringar i indexvärdet.

Det finns en statistisk modell som tycktes ge en bra beskrivning av på varandra följande förändringar i aktiernas värde. Det är den så kallade random walk-modellen, som av Copeland & Weston (1983) beskrivs så här:

1. Sannolikhetsfördelningen för aktieavkastningen är densamma oberoende av vilken information som finns tillgänglig. Informationen kan inte förutsäga att någon av parametrarna som beskriver sannolikhetsfördelningen (medelvärde, standardavvikelse osv) kommer att avvika från sitt tidigare värde.
2. På varandra följande avkastningar är oberoende och
3. de kommer ur samma sannolikhetsfördelning.

De första forskarna upptäckte att random walk-modellens oberoende-antagande tycktes vara uppfyllt av tidsserien av aktieavkastningar. De statistiska metoder som användes var de som kommer att användas i detta kapitel, autokorrelationstest och test av "runs".

Random walk-modellen innehåller starka antaganden om avkastningarna. Hela sannolikhetsfördelningen förutsätts vara oförändrad under en obegränsad tidsperiod. Det är svårt att tro att detta kan vara fallet i verkligheten. Företagens risktagande ändras när de tar upp nya produkter i sitt sortiment eller när de förvärvar andra företag, som kanske är verksamma i en annan bransch. Företagets ändrade risktagande påverkar i sin tur dess aktiekurs, vars variation ökar eller minskar. Standardavvikelsen ändras, och random walk-modellen ger inte längre en god beskrivning av aktieavkastningen.

Fama (1970) definierade därför inte effektivitetsbegreppet med hjälp av random walk-modellen. Fair game-modellen (se s 6) beskriver bara en av sannolikhetsfördelningens parametrar, den förväntade avkastningen. Den säger att den förväntade avvikelsen mellan den verkliga avkastningen och det förväntade värdet, givet den existerande informationen, är lika med noll.

Enligt fair game-modellen behöver inte på varandra följande verkliga avkastningar vara oberoende. Då de metoder de tidigaste forskarna använde är till för att besvara frågan om oberoende måste det ifrågasättas om de fortfarande är relevanta i dag, då fair game-modellen ersatt random walk-modellen.

Fama (1976) visade att förutsättningen för detta är att fair game-modellen kompletteras med ytterligare ett antagande. Om man antar att alla aktier har en förväntad avkastning som är konstant (men som kan vara olika stor för olika aktier) blir innebörden av fair game-modellen att avvikelsen mellan verklig avkastning och det konstanta förväntade värdet ska vara ett "fair game". Det ska inte vara möjligt att använda serien av tidigare avkastningar för att framgångsrikt förutsäga hur nästa värde kommer att avvika från det förväntade värdet. En konsekvens av detta är att det inte får finnas beroenden i avkastningsserien.

Det är viktigt att komma ihåg att antagandet om konstanta avkastningar inte är nödvändigt för att fair game-modellen ska gälla. Om avkastningsserien skulle visa upp beroenden kan det tolkas på två sätt: antingen är de förväntade avkastningarna konstanta och fair game-modellen kan förkastas, eller också är antagandet om konstanta avkastningar inte uppfyllt, vilket medför att resultaten inte säger något om effektiviteten.

3.2 AUTOKORRELATIONSMODELLEN

Autokorrelation är ett mått på det linjära beroendet mellan aktieavkastningar under olika perioder. Modellen ställer upp sambandet:

$$r_{t+1} = \alpha + \beta r_t + u \quad (3.1)$$

Aktiens avkastning betecknas med r_t respektive r_{t+1} under de två tidsperioderna t och $t+1$. Feltermen betecknas med u . Koefficienterna α och β uppskattas utifrån tidsserien av avkastningar. Givet fair game-modellen och antagandet om konstant förväntad avkastning bör uppskattningen av α ligga nära den förväntade konstanta avkastningen, medan uppskattningen av β ska ligga nära noll. Det är främst uppskattningen av β , autokorrelationskoefficienten, som studeras närmare. Autokorrelationskoefficienten definieras som kovariansen mellan r_t och r_{t+1} , dividerad med produkten av standardavvikelserna för r_t och r_{t+1} .

En autokorrelationsundersökning inleds med två val. Man måste välja över hur lång period avkastningarna ska beräknas och hur stor tidskillnaden mellan t och $t+1$ ska vara. Om marknaden är effektiv ska det inte finnas något samband mellan r_t och r_{t+1} oavsett hur man väljer. Det finns publicerade undersökningar med avkastningar beräknade över en eller flera dagar, en vecka, en månad och till och med över ett kvartal. Också tidsskillnaden har varierats. Man har studerat på varandra följande avkastningar, men man har också undersökt sambandet mellan avkastningar åtskilda av mellan en och trettio perioder.

Man måste också välja mellan procentuella och logaritmiska avkastningar. Det senare alternativet har använts i de flesta tidigare undersökningar.

3.2.1 Tidigare forskning

Den mest kända av de tidigare undersökningarna utfördes av Fama (1965). Han studerade de trettio amerikanska aktier som tillsammans utgör Dow Jones index för industriföretag. Tidsperioden var olika för olika aktier. Oftast omfattade den cirka fem år, från slutet av 1957 till och med september 1962. Fama beräknade dels dagliga logaritmiska avkastningar, dels avkastningar över fyra, nio och sexton dagar. Tidsskillnaden mellan r_t och r_{t+1} varierades. Den var mellan en och trettio dagar för dagliga avkastningar och mellan en och tio perioder för de övriga avkastningarna.

Autokorrelationskoefficienterna var genomgående mycket små. Elva av de trettio koefficienterna för sambandet mellan den dagliga avkastningen och avkastningen dagen närmast före var dock större än två gånger sina uppskattade standardfel. Detta kan ses som ett tecken på att autokorrelationskoefficienterna trots de små värdena var skilda från noll. Fama tolkade dock inte resultaten på detta sätt. Han menade bland annat att standardfelen blir mycket små med ett urval av denna storlek (1200-1700 observationer per aktie). Ett linjärt beroende i den konstaterade storleksordningen är ointressant både för en statistiker och för en placerare.

Fama kunde också konstatera att de flesta autokorrelationskoefficienter hade samma tecken. Tjugotre av trettio koefficienter för dagliga avkastningar var positiva, och 21 respektive 24 var positiva för fyra- respektive niodagarsavkastningar. Sextondagarskoefficienterna uppvisade däremot ungefär lika många positiva som negativa koefficienter. Fama tolkade inte överensstämmelsen i tecken som ett bevis för att marknaden inte skulle vara effektiv, utan som ett resultat av att aktiekurser samvarierar. Under den studerade perioden gav denna samvariation övervägande positiva tecken. Samman-

fattningsvis menade Fama att det linjära beroendet mellan aktieavkastningar på den amerikanska aktiemarknaden antingen var så litet att det var försumbart eller också saknades helt.

Autokorrelationstest har utförts på de flesta europeiska aktiemarknader. Hawawini (1984) tar upp fyrtio undersökningar i tretton länder. Han observerade att undersökningarnas resultat beror på över vilket tidsintervall avkastningarna mäts. Avkastningar mätta över en period av en månad eller längre ger så gott som aldrig signifikanta autokorrelationskoefficienter. Om avkastningarna däremot mäts över en eller ett fåtal dagar kan statistiskt signifikant autokorrelation konstateras på praktiskt taget samtliga europeiska aktiemarknader. Hawawini påpekar dock att denna autokorrelation aldrig är så stor eller stabil att den kan sägas vara ekonomiskt signifikant. Precis som i Famas undersökning verkar autokorrelationskoefficienterna för på varandra följande dagliga avkastningar övervägande vara positiva. Detta gör att Famas förklaring till fenomenet inte längre verkar vara den rätta.

Bland undersökningarna märks några i de nordiska länderna. De svenska och norska aktiemarknaderna studerades av Jennergren & Korsvold (1973). Berglund, Wahlroos & Örnmark (1983) samt Korhonen (1977) undersökte den finska aktiemarknaden, och förhållandena på den danska aktiebörsen studerades av Sörensen (1982).

Jennergren & Korsvold undersökte 15 norska och 30 svenska aktier under perioderna 1967-71 i Norge och oktober 1967 till och med december 1971 i Sverige. Aktierna i urvalet var de av de mest aktivt handlade aktierna under 1971 som också hade varit noterade under hela perioden. I undersökningen användes logaritmiska avkastningar. Både dagliga avkastningar och avkastningar över tre, sju och tio dagar beräknades. De dagliga avkastningarna är dock inte alltid beräknade över en kalenderdag. På grund av tunn handel fick Jennergren & Korsvold beräkna vissa avkastningar mellan dagar då en transaktion genomförts.

Autokorrelationskoefficienter beräknades för dagliga avkastningar på ett avstånd av upp till trettio dagar ifrån varandra. Koefficienterna blev i allmänhet positiva, och oftast signifikant skilda ifrån noll.

Det senare gällde främst de svenska aktierna. Arton av trettio svenska autokorrelationskoefficienter beräknade för på varandra direkt följande dagliga avkastningar var större till absolutbeloppet än tre standardfel. Medelvärdet av dessa koefficienters absolutbelopp var i Sverige 0,109 och i Norge 0,083. Detta kan jämföras med motsvarande värde i Famas undersökning, som var 0,048.

Autokorrelationskoefficienterna för avkastningar över längre tidsperioder varierade mer i tecken och storlek. Några av dem var ganska stora till absolutbeloppet. Detta kan dock hänga samman med att variationerna i de skattade koefficienterna ökar när antalet avkastningar i tidsserien minskar.

Jennergren & Korsvold tolkade resultaten så att random walk-hypotesen måste förkastas, i alla fall för den svenska aktiemarknadens vidkommande. Resultaten skulle också ha förkastat hypotesen om effektivitet i svag form, om det varit den som testats. Jennergren & Korsvold påpekade dock att de inte kunde avgöra om avvikelserna från effektivitet var så stora att de kunde utnyttjas av placerarna. De menade att detta måste vara det egentliga kriteriet på en aktiemarknads effektivitet.

Berglund, Wahlroos & Örnmark (1983) använde sig, till skillnad från Korhonen (1977), av dagliga data. Två uppsättningar data studerades: dels dagliga transaktionskurser för samtliga 60 aktier på Helsingforsbörsen under åren 1977-81, dels transaktionskurser, kompletterade med köpkurser de dagar ingen handel förekom, för de 11 mest handlade aktierna under den längre perioden 1970-81. Autokorrelationskoefficienter beräknades för avkastningar på upp till tio transaktionsdagens avstånd från varandra. Den första uppsättningen data kännetecknas på grund av den tunna handeln av ett stort bortfall, vilket gör att avståndet mellan de två avkastningarna mätt i kalenderdagar kan vara betydligt större.

De elva mest handlade aktiernas koefficienter för på varandra direkt följande avkastningar hör till de största som någonsin konstaterats. Medelvärdet är 0,233, och tio av elva är positiva. Motsvarande

medelvärde för de 60 aktierna är 0,151. Koefficienterna för avkastningar på längre tidsavstånd från varandra är mindre, men fortfarande signifikanta i många fall. Korhonen (1977), som använde sig av vecko-, månads- och kvartalsavkastningar, kunde däremot inte finna någon autokorrelation. Detta stämmer väl överens med Hawawinis observation om betydelsen av periodvalet vid avkastningsberäkningen.

Sörensen (1982) undersökte autokorrelationen för dagliga avkastningar på den danska aktiebörsen åren 1973-1975. Femton av de mest omsatta aktierna studerades. Sörensen hade ett ganska stort bortfallsproblem. Aktiernas genomsnittliga bortfall var 18 % av det möjliga antalet observationer. Han beräknade därför två uppsättningar autokorrelationskoefficienter. Det första är baserad på avkastningar från transaktionsdag till transaktionsdag. Den andra är framräknad från en tidsserie av aktiekurser där dagar utan handel har fyllts ut med närmast föregående aktiekurs. Resultaten blev ganska lika varandra. Därför redovisas endast den första uppsättningen av koefficienter här.

Sörensens autokorrelationskoefficienter för på varandra direkt följande dagliga avkastningar är, liksom de finska, mycket stora. Alla femton är positiva, och medelvärdet är 0,166. Med ett undantag är alla koefficienter större än 0,1. Koefficienterna för avkastningar på större avstånd från varandra var betydligt mindre, och hade skiftande tecken.

Sörensen konstaterade att det fanns linjära beroenden mellan på varandra följande avkastningar. Han ville inte ta ställning till om resultatet följde av att aktiekurserna inte avspeglar informationen i tidsserien av avkastningar, eller av att den förväntade jämviktsavkastningen inte varit konstant under perioden.

3.2.2 Undersökningens uppläggning

Innan autokorrelationen kan beräknas måste man lösa bortfallsproblemet. Autokorrelationen är ju avsedd att vara ett mått på det genomsnittliga linjära sambandet mellan en avkastning, beräknad över en bestämd tidsperiod, och en annan avkastning, beräknad över samma

tidsperiod men belägen ett antal perioder längre tillbaka i tiden. Om det förekommer dagar då aktien inte handlats får man inte en komplett uppsättning av på varandra följande avkastningar, beräknade över lika många dagar. Problemet illustreras i tabell 3.1, som visar dagens sista transaktionskurs för Cardo under de nio första dagarna år 1978.

Tabell 3.1 Aktiekurs och avkastning för Cardo, 1978. Logaritmiska avkastningar, multiplicerade med 100. (Se förklaring i texten nedan.)

Dag	Aktiekurs	Avkastning	Närmast föregående avkastning	
			Alt 1	Alt 2
2/1	367	-	-	-
3/1	-	-	-	-
4/1	362	-1,37	-	-
5/1	361	-0,28	-1,37	-1,37
9/1	-	-	-0,28	-
10/1	370	2,46	-	-0,28
11/1	-	-	2,46	-
12/1	-	-	-	-
13/1	365	-1,36	-	-2,46

De logaritmiska avkastningarna i tabellen har beräknats från transaktion till transaktion. Det ger fyra avkastningar som resultat: en beräknad över en dag, två över två dagar och en över tre dagar. En av tvådagarsavkastningarna är dessutom beräknad över ett veckoslut.

Antag nu att autokorrelationen mellan två på varandra följande avkastningar ska beräknas. Varje dags avkastning ska då först matchas med den närmast föregående. Om det inte finns något bortfallsproblem är detta enkelt: man förskjuter avkastningskolumnen en rad (dag) nedåt. Detta illustreras under rubriken "Alt 1" i tabell 3.1. Som synes skulle detta alternativ ge endast en användbar observation, den 5/1. Det är bara endagsavkastningen som följer direkt på en annan avkastning. För aktier med stort bortfall betyder detta att antalet observationer reduceras betydligt.

Jennergren & Korsvold valde i sin undersökning ett annat tillvägagångssätt. Det illustreras som "Alt 2" i tabellen. Varje avkastning matchas här med närmast föregående avkastning, oavsett hur många dagar det är mellan dem. Detta resulterar i lika många matchade par som antalet avkastningar minus ett (första avkastningen kan inte användas).

Ett tredje alternativ är att helt utesluta bortfallet, och bara ta med de endagsavkastningar som direkt följer på andra endagsavkastningar. För svenska förhållanden skulle det innebära att antalet observationer för aktier med högt bortfall blev ännu mindre än vid val av något av de båda andra alternativen. För den majoritet av aktierna som har ett relativt lågt bortfall skulle de observationer som föll bort vara betydligt färre. Antalet observationer skulle variera mycket mellan aktierna, och koefficienterna skulle bli svåra att jämföra.

Jag har som huvudregel följt Jennergren & Korsvolds exempel och dels beräknat avkastningarna från transaktion till transaktion, dels beräknat sambandet mellan en avkastning och avkastningen närmast före. Detta innebär alltså att aktier med lågt bortfall får autokorrelationskoefficienter som i stort sett är ett mått på sambandet mellan på varandra följande dagliga avkastningar, medan koefficienterna för aktier med stort bortfall visar sambandet mellan avkastningar beräknade över olika långa perioder och på varierande avstånd från varandra.

Autokorrelationskoefficienter har också beräknats enligt det första alternativet ovan. Avkastningsserien har alltså bara förskjutits en dag. Sambandet kommer att gälla endagsavkastningar (inklusive sådana som beräknats över veckoslut) och avkastningen närmast före dem. Aktier med lågt bortfall har oftast en närmast föregående avkastning som också är en endagsavkastning, medan aktier med högt bortfall ofta har en närmast föregående avkastning som är beräknad över flera dagar.

Tidigare studier har gällt sambandet mellan avkastningen en period och avkastningarna upp till trettio perioder tillbaka i tiden. Så snart avståndet överstiger någon eller några perioder har det i

allmänhet inte funnits några samband. På en aktiemarknad där alla aktier inte handlas varje dag finns det en risk för att de olika aktiernas koefficienter inte blir jämförbara i dessa fall. Mätt i kalendertid varierar dels den tidsperiod avkastningarna är beräknade över, dels tidsavståndet mellan en avkastning och den föregående. Varje aktie får en unik blandning av avkastningar mätta över olika tidsperioder.

Bortfallsproblemet och avsaknaden av resultat i tidigare undersökningar är orsakerna till att jag inte beräknat autokorrelationskoefficienter annat än för avkastningar som omedelbart följer på varandra. Samma skäl ligger bakom beslutet att avstå ifrån att beräkna autokorrelationen för avkastningar mätta över fler transaktionsdagar.

Logaritmiska avkastningar har använts, så att resultaten kan jämföras med de tidigare studierna.

3.2.3 Resultat

Tabell 3.2 visar autokorrelationskoefficienterna under perioden 1978-84. Kolumnen till vänster visar koefficienter beräknade med samtliga avkastningar, medan den andra kolumnens koefficienter är baserade endast på endagsavkastningarna.

Medelvärdet av de 49 autokorrelationskoefficienterna beräknade med samtliga avkastningar är 0,081. Om man kvadrerar varje koefficient och sedan dividerar med 49 får man den genomsnittliga determinationskoefficienten, R^2 . Den är 0,009. Det betyder att 0,9 % av variationen i avkastningarna förklaras av närmast föregående avkastning. Motsvarande värde i Famas undersökning var 0,3 %. I Jennergrens & Korsvolds undersökning av den svenska aktiemarknaden var värdet 1,4 %.

I figur 3.1, s 67, kan koefficienternas fördelning studeras närmare. Det är bara tre koefficienter som är negativa. Ratios har den minsta autokorrelationen, -0,0247. MoDo A:s koefficient har värdet -0,015,

Tabell 3.2 Autokorrelationskoefficienter och bortfall 1978-1984.

Aktie	Autokorr alt 2	Bort- fall	Autokorr alt 1	Bort- fall
ABV	0,0799	131	0,0852	228
AGA	0,0783	36	0,0850	67
Ahlsell	0,0453	77	0,0493	138
Alfa Laval A	0,0229	135	0,0297	248
Alfa Laval B	0,0508	23	0,0536	45
ASEA	0,0683	1	0,0683	2
Astra	0,1155	42	0,1114	79
Atlas Copco	-0,0010	4	-0,0005	7
Billerud	0,0909	21	0,0948	39
Bofors	0,1156	239	0,1592	414
Boliden	0,0691	7	0,0549	13
Cardo	0,0630	28	0,0617	48
Custos	0,1849	153	0,2053	277
Electrolux	0,0491	0	0,0491	0
Ericsson	0,1350	0	0,1350	0
Esselte	0,1108	90	0,1187	164
Euroc	0,0568	93	0,0555	176
Fagersta	0,1141	474	0,1383	579
Fläkt	0,0883	84	0,0937	157
Götabanken	0,0891	93	0,0986	168
Holmen	0,1182	257	0,1242	441
Hufvudstaden	0,0708	408	0,0800	635
Iggesund	0,1322	308	0,1472	529
Industrivärden	0,0046	93	0,0081	171
Investor	0,0539	125	0,0551	230
Kema Nobel	0,0913	58	0,0906	106
Korsnäs	0,1121	149	0,1329	268
MoDo A	-0,0150	647	0,0023	972
MoDo B	0,0326	10	0,0325	20
Papyrus	0,0906	10	0,0931	19
Pharmacia	0,1113	53	0,1113	101
PLM	0,0732	12	0,0766	24
Providentia	0,1346	67	0,1287	125
Ratos	-0,0247	259	-0,0356	416
Saab	0,0454	3	0,0450	6
J S Saba	0,0252	548	-0,0387	867
Sandvik	0,1464	61	0,1484	115
SCA	0,0804	14	0,0806	25
SE-banken	0,1846	3	0,1857	6
Skandia	0,1658	28	0,1703	52
Skanska	0,0973	27	0,0963	51
SKF A	0,0951	40	0,0942	74
SKF B	0,0065	63	0,0214	98
Stora Kopparb	0,1175	38	0,1165	72
SHB	0,1466	4	0,1472	8
Swedish Match	0,0362	3	0,0413	6
Uddeholm	0,0783	6	0,0774	11
Volvo A	0,0595	12	0,0510	22
Volvo B	0,0717	279	0,0750	474
Medelvärde	0,0810	108	0,0838	179

medan Atlas Copcos ligger mycket nära noll. Custos har den största koefficienten, 0,1849, tätt följd av SE-banken med 0,1846. Stora värden har också Skandia (0,1658), Handelsbanken (0,1466) och Sandvik (0,1464). Tjugofem av de 49 autokorrelationerna ligger i intervallet 0,04-0,10.

Intervall- mitt	Antal observationer		
-0,02	2	**	Ratos, MoDo A
0,00	3	***	
0,02	2	**	
0,04	5	*****	
0,06	7	*****	
0,08	9	*****	Skandia
0,10	5	*****	
0,12	8	*****	
0,14	5	*****	
0,16	1	*	
0,18	2	**	Custos, SE-Banken

Figur 3.1 Autokorrelationskoefficienternas fördelning. 1978-84.

När koefficienterna beräknas för sambandet mellan endagsavkastningar och närmast föregående avkastning sker inga större förändringar. Som väntat ändras koefficienterna mest för aktier med stort bortfall. Genomsnittet stiger från 0,081 till 0,084. Spridningen ökar också något. J S Sabas koefficient ändras mest, från 0,025 till -0,039. Också Bofors koefficient ändras relativt mycket. 0,116 blir 0,159. Rangordningen mellan aktierna är i stort sett oförändrad. Ett av undantagen är J S Saba, som nu har den minsta koefficienten.

Autokorrelationskoefficienterna tycks inte ha något starkare samband med bortfallets storlek. De två aktier som har störst bortfall, MoDo A och J S Saba, har visserligen båda en ganska låg koefficient, men i det totala materialet kan något starkare samband inte spåras. Korrelationen mellan koefficienterna och bortfallet är -0,17. En jämförelse mellan A- och B-aktier för samma företag visar att värdena inte ligger speciellt nära varandra. Tre av fyra företag har högre autokorrelationskoefficient för den mest omsatta aktien. Störst skillnad mellan koefficienterna har SKF, som har minst skillnad mellan

antalet observationer för de olika aktieslagen. Skillnaden mellan koefficienterna sjunker för tre av fyra företag när koefficienterna beräknas endast utifrån endagsavkastningarna.

Tabell 3.3 visar autokorrelationskoefficienterna de enskilda åren. Medelvärde varierar från 0,02 år 1982 till 0,12 år 1980. Autokorrelationen tycks inte ha blivit mindre de senaste åren, när aktiviteten på börsen ökat. Det finns något fler koefficienter med negativa tecken under de enskilda åren än under hela perioden. Fortfarande överväger de positiva koefficienterna. Inget företag har haft samma storleksordning på autokorrelationen alla sju åren. Närmast kommer SE-banken och Skandia, som båda under alla år utom det sista haft stora positiva autokorrelationskoefficienter.

3.2.4 Jämförelser med tidigare forskning

I figur 3.2 på s 70 jämförs resultaten med resultaten av de tidigare undersökningarna av Fama (1965), Jennergren & Korsvold (1973) och Sörensen (1982). Alla koefficienter gäller sambandet mellan på varandra direkt följande dagliga avkastningar. Resultaten är ordnade i storleksordning. Koefficienterna i Berglund et als (1983) undersökning av den finska aktiemarknaden skulle ha placerats in längst ut till höger i tabellen. Det största värdet i deras undersökning var 0,40.

Figurens övre del visar hur koefficienterna har fördelat sig i de olika undersökningarna. Den klart övervägande delen av dem är positiva.

Koefficienterna i denna undersökning ligger i storleksordning mellan resultaten för Norge och Sverige i Jennergrens & Korsvolds undersökning. De drog av sina autokorrelationskoefficienter slutsatsen att "the serial correlations for differencing interval 1, particularly for lag 1, provide some evidence against the random-walk hypothesis in the case of the Swedish stocks" (s 12). De norska koefficienterna kunde däremot inte anses ge mer än ett mycket svagt stöd för tanken att på

Tabell 3.3 Autokorrelationskoefficienter enligt alternativ 2 de enskilda åren.

Aktie	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984
ABV	0,0598	0,0132	0,1118	0,1825	-0,0370	0,0589	0,1085
AGA	0,0951	0,1571	0,0027	0,0393	0,1099	0,0854	0,0404
Ahlsell	0,0593	0,0072	0,1275	0,0502	-0,0171	0,1126	0,0068
Alfa A	0,0537	-0,0465	0,0640	0,0216	-0,2604	0,1331	0,1334
Alfa B	0,0164	0,0235	0,0606	0,1032	-0,1623	0,2137	-0,0263
ASEA	-0,0199	-0,0137	0,0965	0,0593	-0,0158	0,1811	0,0160
Astra	0,1828	0,1385	0,1168	0,0226	0,0471	0,1668	0,0948
Atlas	-0,0146	-0,1743	-0,0384	0,0268	-0,0143	0,1007	-0,0255
Billerud	0,1118	0,1413	0,1887	-0,1040	-0,0279	0,1928	0,0822
Bofors	0,0671	0,0672	0,1907	0,2043	0,0564	0,0507	0,1612
Boliden	0,0605	-0,0168	0,2288	-0,0782	0,0633	-0,0186	0,0348
Cardo	0,1109	0,1010	0,2146	0,0818	-0,0129	0,0739	-0,0217
Custos	0,0687	0,0837	0,2553	0,1459	0,0283	0,1730	0,3839
E-lux	-0,1372	-0,1018	0,0311	0,1035	-0,1106	0,1923	0,1220
Ericsson	0,0289	-0,0157	0,0793	-0,0066	0,2528	0,1762	0,2886
Esselte	0,0781	0,1652	0,0673	0,1574	0,0087	0,1576	0,0893
Euroc	0,0545	0,0630	-0,0267	0,0026	0,0035	0,0904	0,1643
Fagersta	0,0192	0,1942	0,1792	0,1409	0,0934	0,0980	-
Fläkt	0,2482	0,0054	0,2252	-0,0125	0,0793	-0,0053	0,1736
Götabanken	0,0668	0,0595	0,2148	0,0293	0,0821	0,0851	0,0638
Holmen	0,1136	0,1796	0,1231	0,1357	-0,0004	0,2134	-0,0596
Hufvudst	-0,0634	-0,0774	0,0446	0,2287	0,0597	0,0813	-0,0031
Iggesund	0,0112	0,1044	0,1481	0,2137	-0,0165	0,1679	0,2555
Ind-vård	-0,0407	0,1514	0,0734	0,1082	-0,1474	0,0926	-0,0614
Investor	0,0495	0,0015	0,0066	0,0666	-0,0521	0,0817	0,1790
Kema Nobel	0,2419	0,2020	0,1476	0,1131	-0,2460	0,2281	0,0941
Korsnäs	0,0312	0,1151	0,2991	0,1359	0,0746	0,1225	0,0089
MoDo A	-0,0178	-0,0058	0,1893	-0,0226	-0,0936	-0,0295	-0,0622
MoDo B	0,0095	0,1044	-0,0587	0,0168	0,0938	0,0365	0,0471
Papyrus	0,1547	0,1464	0,1755	-0,0155	-0,0175	0,0850	0,1377
Pharmacia	-0,0293	0,1276	0,3050	0,1572	0,1159	0,0192	0,0437
PLM	0,0366	-0,0026	0,0674	0,0677	0,0489	0,1599	-0,0039
Provident	0,1514	0,0604	-0,0001	0,1679	0,0728	0,1982	0,1525
Ratos	-0,0400	-0,2440	0,1675	0,0351	-0,0493	0,0628	0,0160
Saab	0,0296	0,1127	0,0276	0,0156	0,0026	0,0858	0,0542
J S Saba	0,0375	0,0794	0,0135	0,0573	0,0910	-0,0472	-0,1299
Sandvik	0,1266	0,2933	0,2156	0,1318	-0,0600	0,2130	0,0337
SCA	0,0909	0,0744	0,0384	0,1836	0,1580	0,0683	-0,0816
SE-banken	0,3016	0,2565	0,1976	0,3105	0,1142	0,1249	0,0057
Skandia	0,3382	0,1198	0,2550	0,1957	0,2007	0,1740	-0,0349
Skanska	-0,1010	0,2602	0,1507	0,1205	0,0316	0,1433	0,1283
SKF A	0,0942	0,1131	0,1958	0,0263	0,0211	0,1398	0,0626
SKF B	-0,0505	0,0024	0,0795	-0,0673	-0,0034	0,1633	-0,0855
St Kberg	-0,0017	0,0885	0,1146	0,1100	0,1884	0,1498	0,1959
SHB	0,3662	0,4522	0,0527	0,1234	0,0599	0,1971	0,0581
Sw Match	-0,0073	-0,0134	0,0701	0,0738	0,0263	0,0100	0,1093
Uddeholm	0,1808	0,0683	0,0928	-0,1629	-0,0208	0,1083	0,2650
Volvo A	-0,0551	0,0645	0,1202	0,0730	0,0615	0,0832	0,1022
Volvo B	-0,0415	0,1237	0,0755	0,0732	0,1579	0,0981	0,0493
Medelvärde	0,064	0,078	0,118	0,078	0,021	0,113	0,070
Stdavv	0,106	0,117	0,089	0,091	0,101	0,068	0,104

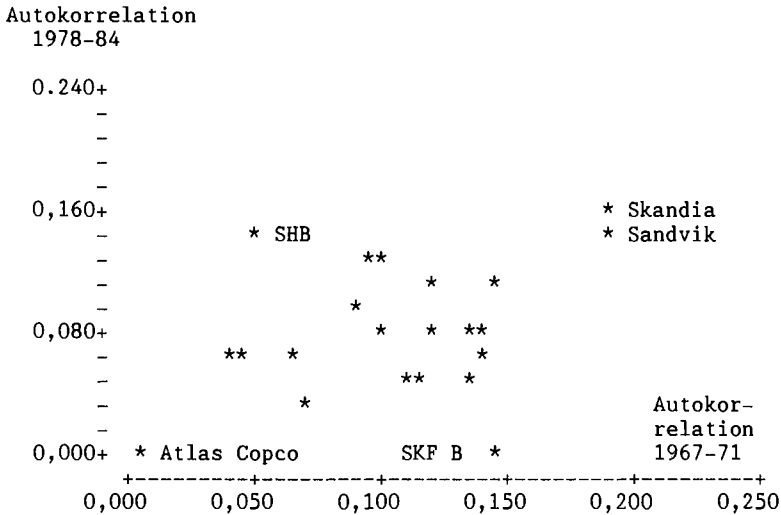
Intervalllets mittpunkt	U S A 1957-61	Norge 1967-71	Sverige 1978-84	Sverige 1967-71	Danmark 1973-75
-0,12	*			*	
-0,10					
-0,08	*				
-0,06					
-0,04	*				
-0,02	***	*	**		
0,00	*****	*	***	*	
0,02	*****	*	**		
0,04	**	*	*****	**	
0,06	**	**	*****	***	*
0,08		**	*****	***	
0,10	*****	****	*****	****	*
0,12	**	**	*****	*****	*
0,14			*****	*****	***
0,16			*	***	***
0,18			**	*	*
0,20				**	**
0,22		*			
0,24					**
0,26					*
Antal aktier	30	15	49	30	15
Medelvärde	0,0262	0,0681	0,0810	0,1016	0,1663

Figur 3.2 Jämförelse med resultatet av några andra undersökningar.
Se texten för källor.

varandra följande avkastningar på den norska aktiemarknaden inte skulle vara oberoende.

Autokorrelationen under de två perioderna 1967-71 respektive 1978-84 har också jämförts för de aktier som var med i båda undersökningarna. Figur 3.3 har koefficienterna 1978-84 på y-axeln och 1967-71 års värden på x-axeln.

Figuren visar att två företag, Skandia och Sandvik, har koefficienter som är bland de högsta i båda undersökningarna. Till gruppen kan kanske också Astra och Stora Kopparberg räknas. Atlas Copco har den lägsta koefficienten i båda undersökningarna. Korrelationen mellan koefficienterna i undersökningarna är 0,38. Överensstämmelsen måste sägas vara överraskande god, även om man inte kan utesluta att den beror på slumpvisa sammanträffanden.



Figur 3.3 En jämförelse med autokorrelationskoefficienterna i undersökningen av Jennergren & Korsvold (1973)

Under perioden 1978-1984 har genomsnittet av autokorrelationskoefficienterna varit mer än tre gånger så stort som i Famas undersökning. Fyrtiosex av fyrtionio koefficienter är positiva. Genomsnittet har sjunkit sedan Jennergrens & Korsvolds förra undersökning i Sverige, men det verkar som om det i Sverige fortfarande finns en svag positiv autokorrelation mellan på varandra följande dagliga aktieavkastningar.

Man bör dock observera att autokorrelationskoefficienterna inte varit stabila. Både storleksordning och tecken varierar i allmänhet betydligt mellan åren.

Föregående dags avkastning är, trots den relativt sett ganska stora autokorrelationen, en dålig hjälp för att förutsäga dagens avkastning. I genomsnitt förklaras knappt en procent av variationen i avkastningen av storleken på föregående dags avkastning.

3.3 LÖPOR AV AVKASTNINGAR MED SAMMA TECKEN

Många forskare som gjort autokorrelationstest har också undersökt beroenden i tidsserien av avkastningar med en annan typ av test, test av "runs". Det mäter ett annat slags beroende än autokorrelations-test, som ju mäter det linjära beroendet. Man har i denna typ av test vanligen en serie av data där varje notering kan ha två möjliga värden. En serie av aktieavkastningar kan göras om till en sådan serie genom att alla noteringar kodas om med hänsyn till om de ligger över eller under ett visst värde. En "run" definieras som en obruten följd av noteringar som har det ena av de två möjliga värdena. Den föregås och följs av en notering med det andra värdet. I det följande kommer "run" att översättas med "löpa", med denna definition. Figur 3.4 klargör begreppet.

1 1 2 1 1 1 2 1 2 2 2 2

Figur 3.4 Begreppet löpa ("run"). Figuren visar sex löpor, tre av det ena värdet och tre av det andra.

Man kan beräkna hur många löpor som bör finnas i en tidsserie, givet att på varandra följande observationer är oberoende. Detta antal jämförs sedan med det verkliga antalet. Beroenden i tidsserien märks genom att det observerade antalet löpor är för lågt. Ett för högt antal tyder på att de två värdena avlöser varandra med för stor regelbundenhet, och kan ibland vara ett tecken på att tidsserien är framställd på konstgjord väg.

3.3.1 Tidigare forskning

Fama (1965) gjorde också denna typ av undersökning. Han menade att det är naturligtast att dela in aktieavkastningar i tre grupper: positiva och negativa avkastningar samt avkastningar lika med noll. Aktieavkastningar kan alltså sägas ha tre "tecken". Test av löpor kan utföras också för sådana tidsserier. Fama använde samma data som i autokorrelationsstudien, dvs dagliga aktiekurser för vart och ett av

de trettio industriföretag som tillsammans utgör Dow Jones industri-index. Undersökningsperioden började i genomsnitt i slutet av 1957 och sträcker sig fram till den 26 september 1962. Det innebär 1200-1700 observationer per aktie.

Fama jämförde först förväntat antal löpor med verkligt antal för avkastningar beräknade över en, fyra, nio respektive sexton dagar. Tjugotre av de trettio aktierna hade färre löpor av dagliga avkastningar än väntat. I genomsnitt, över alla aktier, var skillnaden mellan verkligt och förväntat antal löpor $-3,3\%$ av det förväntade antalet. 17 respektive 18 aktier hade färre löpor än väntat av fyra- respektive niodagarsavkastningar. Skillnaden var i genomsnitt $-0,1\%$ respektive -1% . Sextondagarsavkastningarna uppvisade inga tecken på beroende. Fama menade att skillnaden mellan förväntade och observerade värden också för de övriga avkastningarna var så små, procentuellt sett, att de inte kunde anses visa på något beroende.

I nästa steg undersökte Fama om antalet löpor av vart och ett av de tre tecknen skilde sig från det förväntade antalet. Det senare beräknades med hänsyn till att det totala antalet löpor ibland låg något under det förväntade. Skillnaderna var mycket små, och de var lika ofta positiva som negativa.

Slutligen undersöktes om proportionen löpor av en viss längd stämde överens med de förväntade värdena. Detta visade sig vara fallet. Precis som väntat fanns det mycket få långa löpor, dvs löpor längre än sju eller åtta observationer.

Fama menade, som sammanfattning, att undersökningen av löpor lika lite som autokorrelationstesten tydde på att det fanns några större beroenden i tidsserierna av avkastningar på den amerikanska aktiemarknaden.

Jennergren & Korsvold (1973) undersökte löporna på de svenska och norska aktiemarknaderna. De använde samma data som de tidigare testat för autokorrelation. De undersökte enbart det totala antalet löpor. Avkastningar beräknades över en, tre, sju och tio dagar.

Samtliga trettio svenska aktier hade färre löpor av dagliga avkastningar än väntat. Den genomsnittliga skillnaden var -10,9 % av det förväntade antalet löpor. Den största enskilda skillnaden var -18,4 %. Nitton av aktierna hade värden mindre än -10 %. Det kan jämföras med Famas undersökning, där bara en aktie hade ett värde mindre än -10 %. Också samtliga norska aktier hade färre löpor av dagliga avkastningar än väntat. Genomsnittet var -13,4 % av det förväntade antalet. Den största enskilda skillnaden var -22,6 %.

Avkastningar över längre tidsintervall visade inte upp några större skillnader mellan förväntat och verkligt antal löpor. Jennergren & Korsvold tolkade sina resultat som ett ganska starkt bevis mot random walk-modellens giltighet för dagliga avkastningar.

Berglund, Wahlroos & Örnmark (1983) genomförde test av löpor på den finska aktiemarknaden. De elva mest aktivt handlade aktierna, som undersöktes över en tolvårsperiod, hade samtliga ett betydligt lägre antal löpor än det förväntade. Skillnaden var något större än i Jennergren & Korsvolds undersökning. När analysen utvidgades till samtliga 60 aktier, över den kortare perioden 1977-81, visade det sig att alla aktier utom en hade ett lägre antal än väntat. I genomsnitt var skillnaden -22,2 % av det förväntade värdet. Även i detta fall hade den tidigare studien av Korhonen (1977) inte avslöjat några signifikanta beroenden när vecko-, månads- och kvartalsavkastningar undersöktes.

3.3.2 Resultat

Undersökningen består av tre delar. Förväntat och verkligt antal löpor jämförs dels totalt, dels för vart och ett av de tre "tecknen". Löpornas längd undersöks också. Endast avkastningar beräknade från en transaktionsdag till nästa kommer att studeras. Motiven till att inte också undersöka avkastningar beräknade över flera transaktionsdagar är dels bortfallsproblemet, dels frånvaron av resultat i tidigare undersökningar. Eftersom det bara är avkastningarnas tecken som är av

intresse spelar det ingen roll vilken typ av avkastningar som bildar dataunderlaget. Det är logaritmiska avkastningar som använts.

Det totala antalet löpor jämförs först med det förväntade antalet. Vid beräkningen av det verkliga antalet ignoreras de luckor i avkastningsserien som uppstår när aktien inte handlats. Det förväntade antalet beräknas med hjälp av följande formel (från Wallis & Roberts (1956), men med Famas beteckningar):

$$m = (N(N+1) - \sum_{i=1}^3 n_i^2) / N \quad (3.2)$$

Det förväntade antalet löpor, givet att avkastningar med olika tecken följer på varandra slumpvis, betecknas med m . N står för det totala antalet avkastningar, och n_1 , n_2 och n_3 för antalet positiva och negativa avkastningar respektive avkastningar lika med noll. De olika aktierna kommer att få olika förväntade värden. Det beror på att antalet observationer, N , är olika, men också på att de fördelar sig olika på de olika tecknen. En aktie vars avkastningar fördelar sig jämnt på de tre tecknen får ett högre förväntat antal löpor än en aktie med ojämn fördelning, om de har samma totala antal observationer.

Tabell 3.4 på nästa sida visar det verkliga och förväntade antalet löpor, skillnaden mellan dem, dividerad med det förväntade värdet, samt bortfallets storlek. Alla 49 aktier har färre löpor än väntat. I medeltal är skillnaden -9,9 % av det förväntade värdet.

Figur 3.5, s 77, visar hur skillnaderna fördelar sig. Störst skillnad har Bofors, med 18,7 % färre löpor än väntat. Också Custos har en stor avvikelse från det väntade värdet, -15,5 %. Minst avvikelse har Boliden, 1 037 löpor jämfört med 1 058 väntade, eller -1,9 % . Tjugofyra av fyrtionio aktier har avvikelser mellan -8 % och -12 % .

Tabell 3.4 Verkligt och förväntat antal löpor 1978-84. Skillnaden uttryckt som andel av det förväntade värdet.

Aktie	Antal löpor: verkligt förväntat		Skillnad	Bortfall
ABV	973	1043,5	-0,068	131
AGA	1007	1116,9	-0,098	36
Ahlsell	964	1083,2	-0,110	77
Alfa Laval A	1003	1065,3	-0,059	135
Alfa Laval B	1053	1126,1	-0,065	23
ASEA	1016	1090,1	-0,068	1
Astra	949	1060,2	-0,105	42
Atlas Copco	1083	1131,6	-0,043	4
Billerud	966	1103,1	-0,124	21
Bofors	750	922,8	-0,187	239
Boliden	1037	1056,7	-0,019	7
Cardo	989	1118,9	-0,116	28
Custos	885	1047,9	-0,155	153
Electrolux	1073	1126,6	-0,048	0
Ericsson	989	1091,0	-0,094	0
Esselte	957	1083,0	-0,116	90
Euroc	981	1086,7	-0,097	93
Fagersta	743	813,2	-0,086	474
Fläkt	978	1082,8	-0,097	84
Götabanken	961	1080,1	-0,110	93
Holmen	871	965,3	-0,098	257
Hufvudstaden	765	877,3	-0,128	408
Iggesund	813	948,4	-0,143	308
Industrivärden	976	1078,4	-0,095	93
Investor	938	1055,8	-0,112	125
Kema Nobel	954	1112,3	-0,142	58
Korsnäs	916	1051,9	-0,129	149
MoDo A	674	718,8	-0,062	647
MoDo B	1028	1079,4	-0,048	10
Papyrus	1014	1115,8	-0,091	10
Pharmacia	978	1073,0	-0,089	53
PLM	1018	1124,2	-0,095	12
Providentia	979	1100,9	-0,111	67
Ratos	890	970,4	-0,083	259
Saab	1013	1093,7	-0,074	3
J S Saba	693	788,0	-0,121	548
Sandvik	980	1105,1	-0,113	61
SCA	998	1090,5	-0,085	14
SE-banken	970	1138,6	-0,148	3
Skandia	970	1111,9	-0,128	28
Skanska	980	1097,7	-0,107	27
SKF A	997	1117,4	-0,108	40
SKF B	1000	1061,4	-0,058	63
Stora Kopparberg	976	1102,4	-0,115	38
SHB	974	1129,1	-0,137	4
Swedish Match	1044	1103,9	-0,054	3
Uddeholm	969	1118,5	-0,134	6
Volvo A	1015	1094,5	-0,073	12
Volvo B	816	900,5	-0,094	279
Medelvärde	950,3	1054,2	-0,0988	108

Intervall- mitt	Antal observationer		
-0,18	1	*	Bofors
-0,16	1	*	Custos
-0,14	5	*****	
-0,12	11	*****	
-0,10	14	*****	
-0,08	6	*****	
-0,06	7	*****	
-0,04	3	***	
-0,02	1	*	Boliden

Figur 3.5 Fördelningen av skillnaden mellan förväntat och verkligt antal löpor, dividerad med det förväntade antalet.

Nästa steg blir att jämföra det verkliga och förväntade antalet löpor av vart och ett av de tre tecknen. Vid jämförelsen tas hänsyn till att det verkliga antalet löpor var mindre än det förväntade. Det förväntade antalet löpor av positiva avkastningar, givet det verkliga låga antalet, fås fram ur formeln (från Fama (1965)):

$$R(+) = R * (N * P(+) * (1 - P(+)) / m) \quad (3.3)$$

N och m har samma innebörd som tidigare: det totala antalet avkastningar respektive det förväntade totala antalet löpor. R är det verkliga antalet löpor, och R(+) det förväntade antalet löpor av positiva avkastningar. P(+) är sannolikheten för en positiv avkastning. Den uppskattas som proportionen positiva avkastningar under perioden. För att få fram det förväntade antalet löpor av positiva avkastningar, R(+), multiplicerar man det totala antalet löpor, R, med sannolikheten för en löpa av positiva avkastningar. Den senare sannolikheten definieras som det förväntade antalet sådana löpor med N observationer, dividerat med det förväntade totala antalet löpor.

Motsvarande formler används för de andra två tecknen. Beräkningen av de förväntade värdena är approximativ. De tre förväntade värdena kommer inte att summera till det verkliga antalet löpor.

Tabell 3.5 visar förväntat och verkligt antal löpor och skillnaden mellan dem, uttryckt i procent av det förväntade antalet, för de tre tecknen. De förväntade och verkliga antalen har inte samma medelvärde.

De tre förväntade värdena summerar till 949,5, medan det verkliga antalet löpor genomsnittligt är 950,3. Det förväntade värdet underskattar med 2,2 % det verkliga värdet löpor med negativt tecken. Underskattningen balanseras nästan av överskattningen av förväntat antal löpor med de båda andra tecknen.

Tabellen visar att en aktie, Bofors, har löpor som fördelar sig ganska mycket annorlunda än väntat. Bofors var också den aktie som hade störst avvikelse totalt sett, men effekten av detta är eliminerad. Bofors har 259 löpor med avkastningar lika med noll, mot 304 förväntade. Aktien har fler löpor med negativt tecken än väntat, och också något fler med positivt tecken. J S Saba har också en något avvikande fördelning. Götabanken och Papyrus uppvisar fördelningar som så gott som exakt motsvarar de förväntade. Som helhet, för alla aktier, måste överensstämmelsen betraktas som god. Medelvärdet av absolutbeloppen av de tre skillnaderna mellan verkligt och förväntat antal löpor är 2,6 % .

Till sist ska också löpornas längd kontrolleras. Det sker efter det att avvikelserna mellan förväntan och verklighet, både när det gäller totalt antal löpor och fördelningen mellan tecknen, rensats bort. Fama (1965) ger formeln för den förväntade proportionen löpor med positivt tecken av längd i , av det totala, verkliga antalet löpor med positivt tecken:

$$P(+)^{i-1} (1 - P(+)) \quad (3.4)$$

Motsvarande formler gäller för löpor av avkastningar med de andra två tecknen. $P(+)$ uppskattas som ovan, dvs med proportionen avkastningar med positivt tecken i hela tidsserien av avkastningar.

Sammanfattningsvis kan man om resultaten säga att skillnaderna mellan förväntat och verkligt antal löpor av olika längd är små när det gäller löpor med positiva eller negativa tecken. Det finns däremot fler mycket långa löpor av avkastningar lika med noll (dvs av oförändrade aktiekurser) än väntat. De flesta aktier har också färre korta löpor, av en eller två avkastningar, av alla tre tecknen än väntat.

Tabell 3.5 Avvikelser mellan förväntat och verkligt antal löpor, uppdelade på tecken. Kolumnen längst till höger visar genomsnittligt absolutbelopp av de tre skillnaderna.

Aktie	Löpor av -			Löpor av 0			Löpor av +			Abs- avv
	Antal	Förv	Skilln	Antal	Förv	Skilln	Antal	Förv	Skilln	
ABV	351	351,6	-0,2	269	263,4	2,1	353	357,1	-1,1	1,1
AGA	357	347,2	2,8	294	292,7	0,5	356	366,2	-2,8	2,0
Ahlsell	358	346,3	3,4	260	266,9	-2,6	346	349,9	-1,1	2,4
Alfa A	332	325,0	2,1	319	328,1	-2,8	352	348,9	0,9	1,9
Alfa B	389	370,1	5,1	290	303,9	-4,6	374	378,1	-1,1	3,6
Asea	399	388,1	2,8	227	231,8	-2,1	390	395,1	-1,3	2,1
Astra	351	362,4	-3,1	226	213,3	5,9	372	372,4	-0,1	3,1
Atlas	400	393,0	1,8	293	301,0	-2,6	390	388,0	0,5	1,6
Billerud	363	351,4	3,3	226	249,0	-9,3	377	364,7	3,4	5,3
Bofors	243	210,4	15,5	259	303,7	-14,7	248	235,1	5,5	11,9
Boliden	427	416,2	2,6	198	204,9	-3,4	412	414,9	-0,7	2,2
Cardo	356	349,4	1,9	272	279,9	-2,8	361	358,8	0,6	1,8
Custos	284	274,1	3,6	280	293,3	-4,5	321	316,7	1,4	3,2
E-lux	406	393,4	3,2	280	287,4	-2,6	387	391,2	-1,1	2,3
Ericsson	383	383,0	0,0	234	225,5	3,8	372	379,6	-2,0	1,9
Esselte	331	325,8	1,6	277	282,3	-1,9	349	348,0	0,3	1,3
Euroc	336	335,6	0,1	287	296,1	-3,1	358	348,3	2,8	2,0
Fagersta	275	271,6	1,2	201	192,3	4,5	267	278,2	-4,0	3,3
Fläkt	356	345,7	3,0	286	277,4	3,1	336	354,0	-5,1	3,7
Götabank	319	317,8	0,4	292	289,5	0,9	350	352,9	-0,8	0,7
Holmen	328	307,3	6,8	242	242,4	-0,2	301	320,4	-6,1	4,3
Hufvudst	276	260,2	6,1	215	230,0	-6,5	274	274,0	0,0	4,2
Iggesund	272	266,0	2,3	258	259,2	-0,5	283	286,9	-1,4	1,4
Ind-vård	345	335,7	2,8	274	282,9	-3,1	357	356,5	0,1	2,0
Investor	307	301,1	2,0	279	287,6	-3,0	352	348,4	1,0	2,0
Kema Nob	315	323,5	-2,6	290	293,1	-1,1	349	336,5	3,7	2,5
Korsnäs	315	302,8	4,0	280	286,2	-2,2	321	326,1	-1,6	2,6
MoDo A	228	220,6	3,4	201	207,9	-3,3	245	244,6	0,2	2,3
MoDo B	412	398,6	3,4	229	228,5	0,2	387	400,0	-3,2	2,3
Papyrus	369	369,2	-0,1	271	266,7	1,6	374	377,1	-0,8	0,8
Pharmaci	372	362,9	2,5	231	240,7	-4,0	375	373,5	0,4	2,3
PLM	365	362,6	0,7	288	281,0	2,5	365	373,5	-2,3	1,8
Providen	341	329,3	3,5	287	294,7	-2,6	351	354,1	-0,9	2,3
Ratos	316	307,2	2,8	254	258,3	-1,7	320	323,5	-1,1	1,9
Saab	384	380,1	1,0	241	238,1	1,2	388	393,9	-1,5	1,2
J S Saba	254	228,8	1,1	198	217,4	-8,9	241	245,9	-2,0	7,3
Sandvik	350	337,8	3,6	286	290,6	-1,6	344	350,8	-1,9	2,4
SCA	379	376,8	0,6	240	236,7	1,4	379	383,6	-1,2	1,1
SEbanken	337	331,4	1,7	290	283,8	2,2	343	354,0	-3,1	2,3
Skandia	340	341,7	-0,5	274	267,6	2,4	356	359,8	-1,0	1,3
Skanska	351	356,1	-1,4	254	251,6	1,0	375	371,4	1,0	1,1
SKF A	353	342,6	3,0	287	294,1	-2,4	357	359,4	-0,7	2,0
SKF B	387	377,3	2,6	234	239,1	-2,1	379	382,6	-0,9	1,9
St Kberg	353	344,9	2,3	267	265,9	0,4	356	364,3	-2,3	1,7
SHB	331	342,0	-3,2	283	270,8	4,5	360	360,3	-0,1	2,6
Sw Match	388	392,8	-1,2	264	254,4	3,8	392	395,9	-1,0	2,0
Uddeholm	368	355,9	3,4	246	254,4	-3,3	355	357,8	-0,8	2,5
Volvo A	396	378,2	4,7	231	245,1	-5,8	388	390,7	-0,7	3,7
Volvo B	325	320,0	1,6	179	171,1	4,6	312	324,0	-3,7	3,3
Medelv	344,3	337,0	2,4	258,0	261,7	-1,3	348,0	350,8	-0,8	2,6

Några av de största avvikelserna redovisas i bilaga 3.1, s 86. Återigen är det Bofors som har störst avvikelse mellan förväntan och verklighet. Nu gäller det löpor av oförändrade kurser. Inte mindre än fem gånger har aktiekursen varit oförändrad under 22 eller fler börsdagar i följd under perioden. Sannolikhetsberäkningen säger att en löpa längre än 13 avkastningar är mycket osannolik. I verkligheten har elva sådana löpor förekommit. Också Cardo, Custos, Esselte, Iggesund och Uddeholm har påfallande många långa löpor av avkastningar lika med noll.

Igesund och Handelsbanken är de aktier som har flest långa löpor av positiva avkastningar, dvs av stigande aktiekurser. Iggesund har den längsta löpan, med 13 positiva avkastningar i följd. Kema Nobel, Korsnäs och SE-banken har fler långa löpor av negativa avkastningar än väntat. De längsta löporna är i detta fall 10 avkastningar långa och har förekommit i Alfa Laval B och Korsnäs.

Den genomsnittliga avvikelsen mellan förväntat och verkligt totalt antal löpor per år redovisas i tabell 3.6. Genomsnittet ligger mellan 7,5 % färre löpor än väntat år 1978 och 12,2 % färre år 1980.

Tabell 3.6 Skillnaden mellan förväntat och verkligt antal löpor, dividerad med det förväntade antalet, de olika åren.

	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984
Medelv	-0,075	-0,088	-0,122	-0,083	-0,078	-0,102	-0,086
Stdavv	0,062	0,064	0,067	0,050	0,054	0,060	0,073
Maximum	0,067	0,050	0,008	0,018	0,061	0,032	0,024
Kvartil 3	-0,013	-0,037	-0,066	-0,047	-0,046	-0,068	-0,035
Median	-0,073	-0,093	-0,114	-0,079	-0,086	-0,098	-0,078
Kvartil 1	-0,122	-0,129	-0,168	-0,118	-0,112	-0,140	-0,138
Minimum	-0,243	-0,232	-0,372	-0,184	-0,189	-0,224	-0,241

Ingen aktie har haft samma storleksordning på avvikelserna alla år. Närmast kommer Alfa Laval B, som har avvikelser kring -5,5 % varje år. Bofors antal löpor ligger relativt långt under det förväntade alla år

utom 1979. Detsamma gäller SE-banken och J S Saba, med undantag i dessa fall för år 1984.

I motsats till under hela perioden finns det under de enskilda åren aktier som har haft fler löpor än väntat. Det största positiva värdet, +6,7 %, hade Electrolux år 1978. De flesta positiva avvikelserna är mycket små, och antalet ligger mellan sju år 1978 och en år 1980.

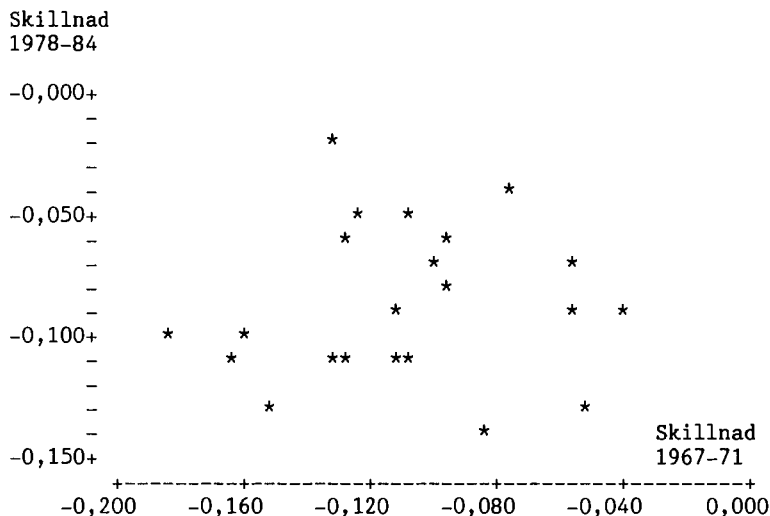
3.3.3 Jämförelser med tidigare forskning

Figur 3.6 visar fördelningar och medelvärden för skillnaden mellan förväntat och verkligt antal löpor i undersökningarna av Fama (1965), Jennergren & Korsvold (1973) och i denna undersökning. Om Berglund et als (1983) undersökning av den finska aktiemarknaden skulle tas med i figuren skulle den få utvidgas ned till -42 %. De flesta observationerna i deras undersökning ligger i klassen -24 %. Kontrasten mellan Famas och de övrigas resultat syns tydligt. Famas skillnader är mindre än avvikelserna i de övriga länderna. Storleksordningen på avvikelserna i Sverige är mycket lika i de två undersökningarna. Skillnaderna mellan förväntan och verklighet är något större i Norge.

Intervall mittpunkt	U S A 1957-61	Sverige 1978-84	Sverige 1967-71	Norge 1967-71
%				
+ 2	*			
0	*****			
- 2	*****	*		
- 4	*****	***	**	
- 6	****	*****	***	**
- 8	**	*****	***	
-10	*	*****	*****	**
-12		*****	*****	****
-14		*****	****	*
-16		*	***	*
-18		*	*	*
-20				**
-22				*
Medelvärde	-3,3	-9,9	-10,9	-13,4

Figur 3.6 Procentuell avvikelse från förväntat antal löpor. Se texten för källor.

Figur 3.7 visar avvikelserna mellan förväntat och verkligt antal löpor för de företag som är med i båda de svenska undersökningarna. I detta fall tycks det inte finnas något samband mellan avvikelserna.



Figur 3.7 En jämförelse med skillnaden mellan förväntat och verkligt antal löpor i undersökningen av Jennergren & Korsvold (1973).

När det gäller skillnaden mellan förväntan och verklighet per tecken och per längd finns ingen tidigare svensk undersökning att jämföra med. När löporna delades upp per tecken blev avvikelserna i Famas undersökning mycket små, och de var inte i något fall genomgående positiva eller negativa. De svenska avvikelserna är i genomsnitt inte heller speciellt stora. Enskilda aktier, främst Bofors och J S Saba, har avvikelser som är betydligt större än några i Famas undersökning.

En skillnad mellan de amerikanska och svenska aktiemarknaderna gäller dock de förväntade andelarna löpor med olika tecken. I genomsnitt hade en amerikansk aktie i Famas undersökning en förväntad andel löpor av positiva avkastningar på 43 %, av negativa på 42 % och av noll-avkastningar på 15 %. Motsvarande värden på den svenska aktiemarknaden var 37 %, 35 % och 28 %. Den förväntade andelen löpor av nollavkastningar var alltså betydligt högre i Sverige. Eftersom de förväntade värdena grundas på sannolikheten för avkastningar av olika

tecken, som i sin tur uppskattas genom den verkliga frekvensen, betyder detta att frekvensen nollavkastningar var betydligt högre på den svenska aktiemarknaden. Detta kan möjligen tyda på skillnader i informationsflödets intensitet på de båda marknaderna.

Fama redovisar resultatet av uppdelningarna av löpor av olika längd bara för tre aktier. De verkliga och förväntade antalen sägs vara mycket lika för alla aktier. Det fanns mycket få löpor som var längre än sju eller åtta avkastningar.

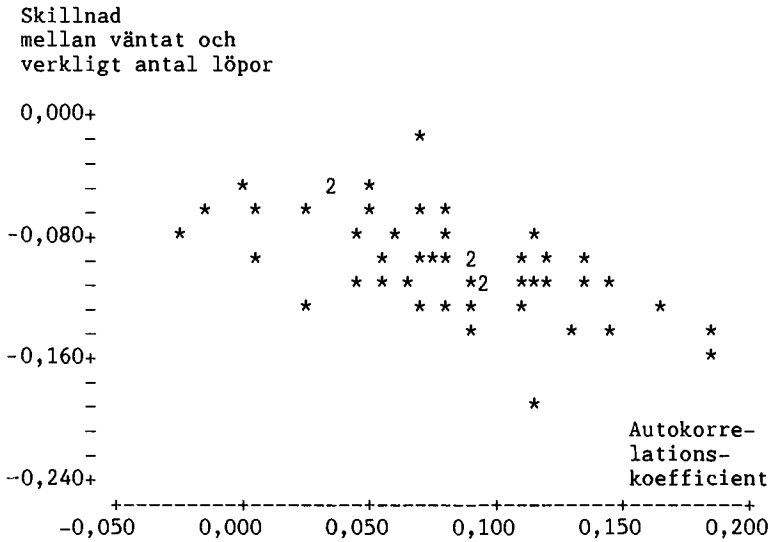
De svenska resultaten tyder på ett större beroende bland aktiekurserna. Dels finns tendensen till för få korta löpor av en eller två avkastningar, dels finns betydligt fler långa löpor. Exklusive Bofors finns det totalt 37 löpor av tio avkastningar eller fler.

Berglund et al rapporterar att 36 av 60 aktier på den finska aktiemarknaden hade signifikanta skillnader mellan förväntan och verklighet när det gällde längden på löporna av oförändrade aktiepriser. De tolkade detta som att det på Helsingforsbörsen finns långa perioder av informationsstiltje.

3.4 SAMMANFATTNING OCH SLUTSATSER

Figur 3.8 på s 84 visar sambandet mellan autokorrelationskoefficienten och skillnaden mellan förväntat och verkligt antal löpor för var och en av de 49 aktierna. Korrelationen är $-0,63$. En aktie som har en hög autokorrelationskoefficient har i allmänhet också färre löpor än väntat. Beräkningen av autokorrelationskoefficienter och av löpor mäter alltså till viss del samma sak.

Båda måtten har vissa brister. Autokorrelationskoefficienten blir ganska starkt påverkad av det fåtal observationer som gäller extrema avkastningsvärden. En löpa anses avslutad så snart en avkastning med ett annat tecken uppträder, även om denna är en enstaka avvikelse i en lång löpa av avkastningar med samma tecken. Tillsammans ger dock måtten en viss bild av beroendena i avkastningsserierna.



Figur 3.8 Sambandet mellan skillnaden mellan förväntat och verkligt antal löpor, dividerad med det förväntade antalet, och autokorrelationskoefficienten. 1978 - 1984. Tvåorna i figuren betyder att två observationer faller på samma punkt.

De beräkningar av autokorrelation och av förväntat och verkligt antal löpor som redovisats i detta kapitel tyder på att det funnits svaga beroenden mellan på varandra följande aktieavkastningar bland de undersökta aktierna under perioden 1978-84. Beroendet är positivt, dvs avkastningar med samma tecken visar en tendens att följa på varandra för ofta. Det finns också för många långa löpor av avkastningar.

Nästa fråga blir om resultaten har någon ekonomisk signifikans. Det är redan a priori svårt att tänka sig hur en placerare ska kunna utnyttja autokorrelationer av den storleksordning som brukar finnas i avkastningsserier. Det är lika svårt att utnyttja avvikelserna mellan förväntat och verkligt antal löpor. En aktie vars löpor av positiva avkastningar alltid är mycket långa vore visserligen idealisk för placeraren, som då borde köpa denna aktie så snart som möjligt efter det att en positiv avkastning noterats. Sådana aktier existerar dock inte, även om det funnits en tendens till fler långa och färre korta

löpor än väntat. De flesta löpor består dock av en eller två avkastningar.

Man bör också fråga sig om de små beroenden som kan konstateras verkligen kan tolkas som att aktiemarknaden varit ineffektiv. I kapitlets inledande avsnitt framgick att om undersökningar av beroenden ska kunna användas för att avgöra effektivitetsfrågan krävs antagandet att den förväntade avkastningen för respektive aktie varit konstant under perioden. Det måste anses som mindre sannolikt att detta antagande stämt med de verkliga förhållandena under perioden, som kännetecknats av en kraftig ökning av avkastningen på Stockholmsbörsen. Det är mycket troligt att också den förväntade avkastningen gradvis har stigit.

Som sammanfattning kan man säga att det inte tycks vara möjligt att dra några slutsatser om aktiemarknadens effektivitet utifrån resultaten i kapitlet. De skulle kunna ha använts för att förkasta "random walk"-modellen, som användes i tidigare effektivitetsforskning. Det är dock nu allmänt accepterat att modellens antaganden om verkligheten är starkare än vad som är nödvändigt för att definiera en effektiv marknad.

Undersökningen har dock visat att en aktie, Bofors, har resultat som skiljer sig från de andra aktiernas i ganska hög grad. Detta är förmodligen ett tecken på att dess avkastningar inte har tillkommit på samma sätt som de övriga aktiernas avkastningar.

BILAGA 3.1 Verkligt och förväntat antal löpor av olika tecken och längd.

Längd	Löpor av -		Löpor av 0		Löpor av +	
	Antal	Väntat	Antal	Väntat	Antal	Väntat
Alfa Laval B						
1	245	247,9	197	216,1	214	230,9
2	98	89,9	61	55,0	93	88,3
3	24	32,6	19	14,0	37	33,8
4	13	11,8	8	3,6	21	12,9
5	4	4,3	3	0,9	2	4,9
6	3	1,6	1	0,2	4	1,9
7		0,6	1	0,1	1	0,7
8	1	0,2			1	0,3
9		0,1				0,1
10	1					
11					1	
Bofors						
1	177	188,9	126	125,5	163	183,0
2	48	42,1	61	64,7	47	48,0
3	15	9,4	27	33,3	19	12,6
4	2	2,1	13	17,2	17	3,3
5		0,5	4	8,9	2	0,9
6		0,1	3	4,6		0,2
7	1		5	2,4		0,1
8				1,2		
9			4	0,6		
10			3	0,3		
11			2	0,2		
12				0,1		
13			1			
14			1			
15						
16			3			
17						
18						
19			1			
20						
>20			5			
Cardo						
1	209	226,3	188	205,1	202	220,4
2	84	82,5	54	50,5	81	85,8
3	30	30,0	16	12,4	46	33,4
4	21	10,9	4	3,1	15	13,0
5	5	4,0	4	0,8	9	5,1
6	4	1,5	5	0,2	4	2,0
7	2	0,5			2	0,8
8	1	0,2				0,3
9		0,1			1	0,1
10			1			
11					1	

Längd	Löpor av -		Löpor av 0		Löpor av +	
	Antal	Väntat	Antal	Väntat	Antal	Väntat
Custos						
1	176	202,1	174	188,8	176	197,0
2	66	58,3	56	61,5	79	76,1
3	32	16,8	21	20,0	22	29,4
4	3	4,8	11	6,5	24	11,4
5	4	1,4	5	2,1	10	4,4
6	2	0,4	6	0,7	6	1,7
7		0,1	2	0,2	3	0,7
8	1		2	0,1	1	0,3
9			1			0,1
10			1			
11						
12			1			
Iggesund						
1	169	185,1	165	179,4	156	176,7
2	55	59,1	60	54,7	60	66,4
3	33	18,9	19	16,7	34	24,9
4	5	6,0	6	5,1	21	9,4
5	5	1,9		1,5	8	3,5
6	3	0,6	1	0,5	1	1,3
7	1	0,2	2	0,1	1	0,5
8	1	0,1			1	0,2
9			3			0,1
10						
11			2			
12						
13					1	
PLM						
1	211	230,9	215	220,1	198	220,1
2	91	84,8	48	51,9	88	87,4
3	36	31,2	16	12,2	45	34,7
4	14	11,4	5	2,9	13	13,8
5	6	4,2	3	0,7	13	5,5
6	5	1,5		0,2	4	2,2
7		0,6				0,9
8	2	0,2			2	0,3
9		0,1			2	0,1
10						0,1
11						
12			1			
Sandvik						
1	222	227,5	198	209,6	203	212,3
2	66	79,6	50	56,0	67	81,3
3	35	27,9	17	14,9	27	31,1
4	14	9,8	13	4,0	26	11,9
5	10	3,4	5	1,1	12	4,6
6	1	1,2	1	0,3	7	1,7
7	1	0,4	1	0,1		0,7
8	1	0,1	1		1	0,3
9		0,1			1	0,1

Längd	Löpor av -		Löpor av 0		Löpor av +	
	Antal	Väntat	Antal	Väntat	Antal	Väntat
SE-Banken						
1	194	222,2	186	214,7	182	206,0
2	84	75,7	67	55,8	75	82,3
3	31	25,8	22	14,5	35	32,9
4	15	8,8	11	3,8	20	13,1
5	7	3,0	4	1,0	15	5,2
6	4	1,0		0,3	13	2,1
7	1	0,3		0,1	2	0,8
8		0,1			1	0,3
9	1					0,1
10						0,1
SHB						
1	178	213,4	207	215,6	189	213,6
2	84	75,8	46	51,3	76	86,9
3	35	26,9	19	12,2	52	35,3
4	17	9,6	7	2,9	26	14,4
5	11	3,4	1	0,7	7	5,8
6	3	1,2	2	0,2	8	2,4
7	2	0,4				1,0
8		0,2			1	0,4
9	1	0,1				0,2
10						0,1
11			1			
Uddeholm						
1	195	225,0	178	192,6	189	215,0
2	99	87,4	51	41,8	79	84,8
3	40	34,0	6	9,1	50	33,4
4	20	13,2	3	2,0	16	13,2
5	10	5,1	2	0,4	10	5,2
6	2	2,0	1	0,1	6	2,1
7		0,8	2		5	0,8
8	1	0,3				0,3
9	1	0,1				0,1
10			1			
11			1			
12						
13						
14			1			
15						
Volvo A						
1	231	243,6	166	187,3	202	222,7
2	101	93,7	46	35,4	99	94,9
3	39	36,1	12	6,7	48	40,4
4	19	13,9	6	1,3	23	17,2
5	3	5,3		0,2	8	7,3
6	1	2,1			2	3,1
7	1	0,8			4	1,3
8		0,3	1			0,6
9	1	0,1			2	0,2
10						0,1

4. Filtertest

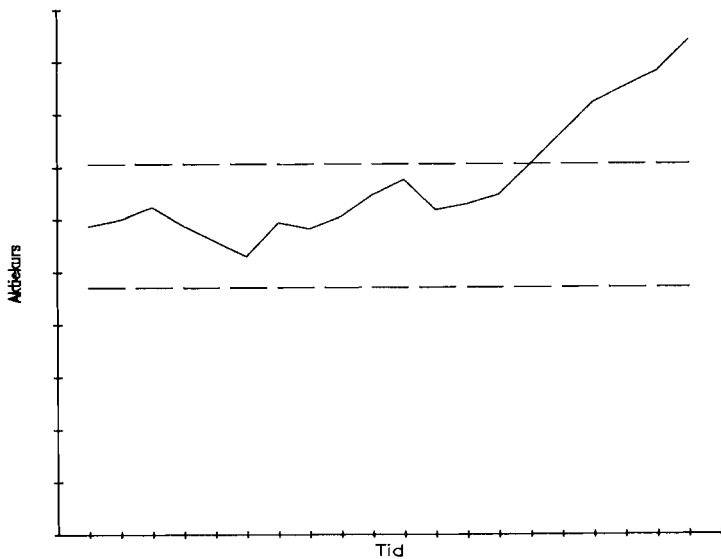
4.1 FILTERREGLN

En invändning mot de metoder som användes i förra kapitlet är att de beroenden som de kan påvisa är av för enkel natur. De beroenden som eventuellt finns i aktieavkastningsserien kan vara mer komplicerade. Man hör ofta talas om att det finns trender, cykler och mönster i aktiekurserna. En mängd metoder för teknisk analys, dvs för att identifiera dessa mönster, har utarbetats.

Teknisk analys lönar sig inte på en effektiv marknad. Redan den svaga formen av effektivitet innebär att all information i tidigare aktiekurser är avspeglad i dagens kurser. Enligt fair game-modellen kan man inte med framgång förutsäga att nästa avkastning kommer att avvika från det förväntade värdet. Detta gäller även om man har tillgång till tekniska analysmetoder och till tidigare aktiekurser.

Den analysmetod som kommer att användas i detta kapitel, filterregeln, är den som oftast förekommer i effektivitetsforskningen. Den bygger på antagandet att marknaden reagerar så långsamt på ny information att en placerare inte behöver bry sig om själva informationen. Det räcker med att studera kursernas utveckling över tiden. Mer exakt bygger filterregeln på att en aktiekurs som just börjat stiga kraftigt kommer att fortsätta att gå upp, och att motsvarande gäller för en sjunkande kurs.

Elton & Gruber (1981) förklarar tanken bakom filterregeln med hjälp av nedanstående figur, som visar aktiekursens utveckling över tiden.



Figur 4.1 Aktiekursens utveckling över tiden enligt antagandena bakom filterregeln. (Källa: Elton & Gruber (1981), s 372.)

Så länge som ingen ny information når marknaden antas aktiekursen röra sig slumpmässigt kring det "rätta" värdet. Om kursen avlägsnar sig alltför mycket från detta värde kommer professionella placerare att uppmärksamma detta, och genom sina transaktioner återföra den till den tidigare nivån. Detta får till följd att aktiekursen kommer att hålla sig inom de två gränser som är markerade i figuren.

Antag nu att en fördelaktig nyhet om företaget når marknaden. Det "rätta" värdet på aktien är nu högre, men aktiekursens anpassning är inte omedelbar. Detta betyder att en placerare inte behöver följa med i nyhetsflödet för att tjäna på kursuppgången. Det räcker med att köpa aktien när dess kurs passerar den övre gränsen i figuren. Filterregeln ger en köpsignal när detta sker, och denna är alltså den enda information en placerare behöver. Motsvarande resonemang kan föras om nyheten skulle vara ofördelaktig.

Fama (1976, s 140-141) formulerar filterregeln så här:

"If the price of a security moves up at least y percent, buy and hold the security until its price moves down at least y percent from a subsequent high, at which time simultaneously sell and go short. The short position is maintained until the price rises at least y percent above a subsequent low, at which time one covers the short position and goes long."

"Go short" betyder att man lånar en aktie, säljer den till marknadspris och köper tillbaka den när det är dags för återlämning. Om aktien ger utdelning under lånetiden ersätter man dess ägare för denna. Om aktiens värde sjunker mer än värdet av eventuell utdelning ger transaktionen en vinst. "Short selling", blankning, förekommer i organiserad form i USA men inte i Sverige.

Antagandet att kursanpassningen inte är omedelbar strider mot hypotesen om den effektiva marknaden. Ett rimligt antagande på en effektiv marknad är att aktiernas förväntade avkastning alltid är positiv. Detta är det enda antagande om jämviktsavkastningen som behövs för att filterregeln ska kunna användas i en undersökning av effektiviteten. Olika aktier kan ha olika hög förväntad avkastning. Den förväntade avkastningen behöver inte heller vara konstant.

Om den förväntade avkastningen alltid är positiv ger filterregeln en sämre förväntad avkastning än strategin att bara köpa och behålla aktien. Filterregeln för ju med sig att man gör en förlust om aktiekursen stiger under de perioder man inte äger aktien. Effektiviteten kan testas genom att man jämför resultatet av strategin att köpa och behålla aktien med det resultat man får av de köp och försäljningar som genereras av filterregeln.

Filterregeln måste modifieras något innan den kan användas på den svenska aktiemarknaden, där blankningsaffärer inte är möjliga. I likhet med Jennergren (1975), som tidigare genomfört filtertest på den svenska aktiemarknaden, har jag antagit att placeraren efter en säljsignal bara sätter in försäljningssumman på banken i stället för att ägna sig åt blankning.

Antagandet att alla aktier har en förväntad avkastning som är positiv förefaller ganska rimligt. Man bör dock komma ihåg att undersökningen gäller två samtidiga hypoteser: dels att aktiemarknaden är effektiv, dels att alla aktier har en positiv förväntad avkastning.

4.2 TIDIGARE FORSKNING

Tester av filterregeln utfördes först av Alexander (1961, 1964), som tillämpade den på två amerikanska aktieindex. Fama & Blume (1966) testade den på 30 enskilda aktier på den amerikanska marknaden under en tidsperiod av fem år. Resultaten visade att filterregeln inte var lönsam, om det genomsnittliga resultatet för olika filterstorlekar beräknades per aktie.

När Fama & Blume beräknade resultaten av de olika filterstorlekarna genomsnittligt över alla aktier visade det sig att det fanns vissa beroenden i aktiekursernas utveckling. För mycket små kursförändringar (under två procent) fanns ett positivt beroende, dvs sannolikheten för en uppgång (nedgång) i morgon, givet en uppgång (nedgång) idag, är större än vad sannolikheten skulle vara om man inte visste riktningen på dagens förändring. För kursförändringar mellan två och tolv procent fanns ett negativt beroende. Dessa beroenden var dock för små för att ha någon praktisk betydelse, och Fama & Blumes slutsats blev att hypotesen om effektivitet i svag form inte kunde förkastas.

Filtertest har också utförts på europeiska aktiemarknader. Enligt Hawawini (1984) finns det bland resultaten bara två undantag från regeln att filterregeln inte är lönsammare än köp-och-behåll-strategin. Dessa två undantag är den svenska aktiemarknaden, som studerades av Jennergren (1975), och den danska, som undersöktes av Sörensen (1982). Ytterligare en nordisk aktiemarknad har undersökts. Berglund, Wahlroos & Örnmark (1983) studerade filterregelns lönsamhet på den finska marknaden.

Jennergren (1975) använde samma data som Jennergren & Korsvold (1973), dvs dagliga kurser för 30 aktier under perioden oktober 1967 -

december 1971. Jennergren utrustade en tänkt placerare med tiotusen kronor och jämförde två strategier: köp av aktier som behålls perioden ut och köp och försäljning enligt filterregeln. Filterstorlekar mellan en och tjugo procent provades.

Jennergren undersökte först filterregelns lönsamhet efter skatt för en privatperson med 75 procents marginalska. Skattereglerna missgynnar i detta fall filterregeln jämfört med köp-och-behåll-strategin, eftersom alla aktietransaktioner realisationsvinstbeskattas. Samtliga filterstorlekar var betydligt mindre lönsamma än köp-och-behåll-strategin. Den senare gav i genomsnitt över de 30 aktierna ett resultat av 13 355 kr. Den bästa filterstorleken gav ett genomsnittligt resultat av 10 203 kr.

Institutionella placerares skatteregler är neutrala mellan strategierna. Jämförelsen kan ske före skatt. Endast filter större än 10 % var lönsamma. Mindre filter genererade många transaktioner, och därmed också stora transaktionskostnader. Genomsnittligt resultat för strategin köp-och-behåll var 15 803 kr. Filterstorlekarna 10, 12,5, 15, 17,5 och 20 % gav genomsnittliga resultat som var mellan 98 % och 111 % av köp-och-behåll-strategins resultat. Storleken 17,5 % var bäst.

Jennergren ansåg dock inte att man med säkerhet kunde säga att det fanns lönsamma filter på den svenska aktiemarknaden. Han påpekade att antalet transaktioner per aktie var ganska litet för de lönsammaste storlekarna (4,4 transaktioner i genomsnitt med filtret 17,5 %). En längre tidsserie av aktiekurser skulle ha givit säkrare resultat. Simuleringen av filterregeln förutsätter också att kurserna inte påverkas av de transaktioner som genereras. Eftersom omsättningen på Stockholmsbörsen var liten under undersökningsperioden var det möjligt att till och med en enda placerare kunde ha påverkat kursbildningen.

Sörensen (1982) gjorde filtertest på den danska aktiemarknaden. Han undersökte 15 av de mest omsatta aktierna under perioden 1973-75, och följde Jennergrens uppläggning. Filtren på 10, 15 och 20 % gav före skatt ett genomsnittligt resultat som var bättre än köp-och-behåll. Femtonprocentsfiltret var bättre än köp-och-behåll för 14 av 15

aktier. Dessa resultat gäller en institutionell placerare. Filterregeln var lönsammare än köp-och-behåll också för privata placerare. Skillnaden mellan strategierna var dock inte lika stor i detta fall.

Sörensen tolkade sina resultat som ett tecken på att aktiekurserna innehåller information om den framtida kursutvecklingen. En förutsättning för att informationen ska kunna utnyttjas är dock som tidigare att transaktionerna inte påverkar aktiekurserna.

Berglund, Wahlroos & Örnmark (1983) undersökte den finska aktiemarknaden. Filterstorlekar på 5, 10, 15 och 20 % testades. Det visade sig att filterregeln inte var lönsam. Detta gällde både de elva mest omsatta aktierna, som undersöktes under perioden 1970-81, och samtliga 60 aktier på den finska börsen under perioden 1977-81. Antalet aktier där filterregeln gav bättre resultat än köp-och-behåll ökade med storleken på filtret. Filtret på 20 % var lönsammare för 4 av de 11 aktierna och för 25 av de 60.

Berglund et al testade också en förenklad version av filterregeln. Här gavs en köp-(sälj-)signal om dagens sista transaktionskurs steg (sjönk) med minst 10 % jämfört med föregående dags sista kurs. Detta gav ett bättre resultat än köp-och-behåll för 13 av de 26 aktier som visade upp åtminstone en köpsignal under perioden 1977-81. Inte heller detta resultat tycktes tyda på några större beroenden på den finska aktiemarknaden.

4.3 UNDERSÖKNINGENS UPPLÄGGNING

Jennergrens uppläggning har i stort sett följts även i denna studie. En tänkt placerare utrustas med tiotusen kronor. Två strategier för placering av detta belopp simuleras. Slutresultatet av varje strategi, mätt i kr, beräknas på periodens sista dag. Perioden 1978-1983 simuleras dels i sin helhet, dels uppdelad i perioderna 1978-80 och 1981-83.

Den ena strategin, köp-och-behåll, inleds på periodens första dag med att så många hela aktier som möjligt köps in för de tiotusen kronorna.

Eventuellt överskjutande belopp sätts in på bankkontot. Aktierna säljs sista dagen. Försäljningsbeloppet och behållningen på bankkontot utgör strategins slutresultat. Köp-och-behåll-strategin simuleras för var och en av de 49 aktierna.

Den andra strategin, köp och försäljning enligt filterregeln, kan inledas på två olika sätt. Dels kan pengarna placeras i aktier redan första dagen, dels kan placeringen uppskjutas till dess att filterregeln ger den första köpsignalen. Båda alternativen har simulerats. Köp och försäljningar styrs sedan av den modifierade filterregeln:

Sälj om aktiekursen sjunker med $x\%$ jämfört med den högsta kursen efter inköpet. Sätt in försäljningssumman på banken. Köp aktien igen om kursen stiger med $x\%$ jämfört med den lägsta kursen efter försäljningen.

Köp och försäljning antas ske dagen efter det att köp- och säljsignal uppkommit. Signalerna genereras ju av dagens sista transaktionskurs. Filterstorlekar från 5 till 30 procent, med 2,5 procents intervall, har simulerats för var och en av de 49 aktierna. De sista femton dagarna av varje period har alla köpsignaler ignorerats, eftersom aktien i alla fall ska säljas vid periodens slut. Försäljningssumman plus behållningen på bankkontot den sista dagen utgör även i detta fall slutresultatet.

Simuleringen av transaktionerna på bankkontot har skett på samma sätt i båda strategierna. Alla månader antas ha 30 dagar. Upplupen ränta beräknas och läggs till kapitalet den sista dagen varje år. Bankkontot är liksom hos Jennergren av sparkasseräkningstyp, vilket innebär att det ger bankernas lägsta inlåningsränta. Efter en transaktion på kontot räknas räntan på det nya beloppet från och med andra dagen efter transaktionsdagen. Jämfört med de regler som tillämpas av svenska banker innebär detta att placeraren får ränta för en dag för mycket efter ett uttag. Vid en insättning på en fredag kommer placeraren dessutom att få ränta för två extra dagar. Den simulerade ränteräkningen kommer alltså att överskatta lönsamheten av en placering på bankkontot. Detta inverkar endast på filterstrategin, som kommer att få ett något bättre resultat än det verkliga. Börs- och bankdagar har antagits sammanfalla. Detta är en god approximation

utom under år 1983, då börsen var stängd ett antal dagar under våren.

Också aktietransaktionerna har behandlats lika i de två strategierna. Transaktionskostnaderna har beaktats vid alla transaktioner. Dessutom har hänsyn tagits till att betalningen sker senare än själva transaktionen. Den har antagits äga rum på den femte börsdagen efter transaktionsdagen, vilket är praxis.

Vid fondemissioner antas att det maximala antalet delrätter som ger ett heltal nya aktier utnyttjas. Återstoden säljs. Försäljningsbeloppet sätts in på bankkontot. Vid nyemissioner säljs så många teckningsrätter att försäljningsintäkten kan användas till att förvärva det heltal nya aktier som de återstående teckningsrätterna berättigar till. Bankkontots behållning utnyttjas alltså inte. Försäljningspriset för del- och teckningsrätter antas vara deras teoretiska värde. Om aktierna ger inköpsrätter till aktier i ett annat företag utnyttjas inte detta erbjudande, utan inköpsrätterna säljs. Försäljningen har, i brist på annan notering, antagits kunna ske till inköpsrättens beskattningsvärde. De fem tillfällena då olika företag givit ut konvertibla skuldebrev, riktade till aktieägarna, har helt ignorerats. Alla köp och försäljningar antas ske den första dag då aktien noteras utan del-, tecknings- eller inköpsrätt. Transaktionskostnaderna är medräknade.

Utdelningar har behandlats på två olika sätt. Jennergren antog att utdelningsbeloppet sätts in på bankkontot samma dag som det betalas ut. Detta antagande underlättar beräkningen av resultatet efter skatt. Reinvestering av utdelningen stämmer dock bättre överens med de simulerade strategierna. Om placeraren ansåg att insättning på bankkontot skulle ge ett bättre resultat än reinvestering skulle han eller hon undvika att placera i aktier. Eftersom beräkningarna här sker före skatt har simuleringarna i första hand skett med reinvesterade utdelningar. Antagandet blir då att placeraren köper så många hela aktier som möjligt för summan av utdelningsbeloppet och behållningen på bankkontot. Detta sker samma dag som aktien noteras utan utdelning. Eventuellt överskott sätts in på bankkontot. För att få jämförbarhet med Jennergrens undersökning har de båda strategierna

också simulerats utan reinvesterade utdelningar. Resultaten av denna simulering redovisas i avsnitt 4.5.

4.4 RESULTAT

Resultatet av köp-och-behåll-strategin finns i tabell 4.1 på nästa sida. Siffrorna ska inte betraktas som exakta mått på aktiernas avkastning. De gäller bara om man köper aktien till dagens sista transaktionskurs under den första dagen aktien handlats under perioden, och säljer den till dagens sista transaktionskurs den sista dagen aktien handlats. Det kan hävdas att resultatet vid reinvestering skulle bli något högre för de aktier (AGA, Industrivärden, J S Saba, Volvo, ABV och Ahlsell) som givit inköpsrätter i andra företag om försäljningssumman från inköpsrätterna reinvesteras direkt, i stället för vid nästa utdelningstillfälle. Det belopp som använts som försäljningspris för inköpsrätterna utgör också en osäker uppskattning av det verkliga priset. En mindre felkälla rör de aktier (Electrolux och Hufvudstaden år 1978, Hufvudstaden 1982, Custos och SCA 1983) som givit ut olika former av konvertibla lån riktade till aktieägarna.

Resultaten av filterregeln ska inte heller betraktas som exakta. Synpunkterna ovan gäller också filterregeln. Några mindre felkällor tillkommer. En av dem är ränteberäkningen, som leder till att filterregelns resultat överskattas. Bank- och börsdagar har också antagits sammanfalla. När detta antagande inte är uppfyllt påverkas resultatet åt olika håll för olika aktier.

Filterstrategin jämförs med köp-och-behåll-strategin i tabell 4.2. Siffrorna är ovägda genomsnitt över det antal aktier som framgår av sista kolumnen. Orsaken till att antalet sjunker med stigande filterstorlek är att de större filtren inte genererar någon säljsignal för en del av aktierna. När aktieköp sker första dagen blir det samma resultat med köp-och-behåll- och filterstrategierna. Dessa aktier är inte medräknade i genomsnittet. När första aktieköpet i stället sker efter första köpsignalen sammanfaller inte filterregelns resultat med köp-och-behåll-strategins, och alla aktier ingår i genomsnittet.

Tabell 4.1 Resultat av köp-och-behåll-strategin med reinvesterade utdelningar.

Aktie	1978-1983	Rang	1978-1980	Rang	1981-1983	Rang
ABV	61 676	28	31 922	2	17 702	48
AGA	37 093	46	19 164	17	19 195	46
Ahlsell	37 073	47	11 090	44	33 015	30
Alfa Laval A	39 181	43	13 407	39	28 081	37
Alfa Laval B	37 949	45	13 120	41	28 646	35
ASEA	90 400	13	10 198	46	88 086	3
Astra	120 114	6	20 968	11	57 778	12
Atlas	24 852	48	10 871	45	22 045	44
Billerud	135 848	2	14 403	33	87 239	4
Bofors	54 780	37	22 402	9	23 733	41
Boliden	102 885	7	65 397	1	15 905	49
Cardo	55 208	36	22 787	7	23 605	42
Cementgjuteriet	76 787	22	29 763	4	25 365	39
Custos	78 453	21	16 716	24	45 752	21
Electrolux	42 237	41	12 714	42	33 642	29
Ericsson	59 433	31	9 406	47	62 490	8
Esselte	42 119	42	18 313	20	22 384	43
Euroc	38 823	44	14 954	27	24 743	40
Fagersta	88 145*	16*	14 407	31	60 029*	10*
Fläkt	47 828	38	9 038	48	53 086	14
Götabanken	64 297	27	15 180	26	40 850	25
Holmen	61 291	29	14 514	30	41 632	23
Hufvudstaden	57 107	33	26 128	5	20 626	45
Iggesund	70 726	25	20 381	13	34 143	28
Industrivärden	57 437	32	14 070	36	39 153	26
Investor	84 943	18	17 915	21	48 870	18
Kema Nobel	91 948	12	14 686	29	59 540	11
Korsnäs	89 130	15	14 048	37	61 295	9
MoDo A	93 418	10	18 955	19	49 098	17
MoDo B	90 046	14	19 834	15	40 936	24
Papyrus	86 422	17	12 479	43	66 293	6
Pharmacia	146 653	1	14 405	32	103 042	2
PLM	69 950	26	14 163	34	47 239	19
Providentia	73 106	23	16 795	23	42 791	22
Ratos	98 157	9	31 274	3	29 992	33
Saab	129 335	4	22 839	6	54 664	13
J S Saba	92 094	11	8 588	49	104 402	1
Sandvik	24 737	49	13 211	40	17 710	47
SCA	79 859	19	15 661	25	50 525	16
SE-banken	45 061	39	14 073	35	30 961	32
Skandia	102 337	8	22 458	8	45 868	20
SKF A	59 992	30	20 652	12	28 356	36
SKF B	56 543	35	19 713	16	27 380	38
Stora Kopparberg	79 579	20	22 216	10	34 386	27
SHB	56 712	34	17 208	22	32 137	31
Swedish Match	44 125	40	14 817	28	29 719	34
Uddeholm	72 572	24	13 673	38	52 420	15
Volvo A	132 427	3	19 973	14	66 575	5
Volvo B	120 134	5	19 101	18	62 543	7
Medelvärde	73 491		18 164		43 585	

*) Perioden är fyra månader kortare än för övriga aktier

Filterregeln når inte med någon filterstorlek upp till de resultat som köp-och-behåll-strategin ger. Större filter är lönsammare, med det bästa resultatet för det största, 30 %. Detta filter genererar dock transaktioner för bara 34 aktier. Resultatet är genomgående några procentenheter sämre när man väntar med aktieköp till efter den första köpsignalen än vid köp första dagen. I övrigt följs procenttalen åt.

Tabell 4.2 Jämförelse mellan filterregeln och köp-och-behåll-strategin 1978-1983. Reinvesterade utdelningar.

Alternativ 1: Aktieköp första dagen

Filter- procent	Köp-och- behåll	Filter,köp första da- gen	% av köp-och- behåll	Antal transak- tioner	Antal aktier
5,0	73 491	25 051	34	80,4	49
7,5	73 491	32 778	45	46,6	49
10,0	73 491	35 413	48	32,2	49
12,5	73 491	42 648	58	21,6	49
15,0	73 491	42 216	57	16,8	49
17,5	73 491	47 056	64	12,8	49
20,0	73 491	48 231	66	10,5	49
22,5	72 629	46 863	64	8,8	48
25,0	73 055	50 142	71	7,3	46
27,5	72 815	54 034	74	5,6	44
30,0	70 529	54 124	77	5,3	34

Alternativ 2: Aktieköp efter första köpsignalen

Filter- procent	Köp-och- behåll	Filter,köp e första köpsignal	% av köp-och- behåll	Antal transak- tioner	Antal aktier
5,0	73 491	23 483	32	80,3	49
7,5	73 491	30 409	41	47,5	49
10,0	73 491	32 606	44	32,0	49
12,5	73 491	38 591	53	21,8	49
15,0	73 491	37 613	51	16,6	49
17,5	73 491	41 519	56	12,6	49
20,0	73 491	42 273	58	10,2	49
22,5	73 491	40 812	56	8,4	49
25,0	73 491	45 233	62	6,7	49
27,5	73 491	49 420	67	4,9	49
30,0	73 491	52 376	71	4,1	49

Filterregelns dåliga lönsamhet bekräftas i tabell 4.3, som visar samtliga aktier som hade något filter som (vid köp första dagen) var lönsammare än köp-och-behåll. Filtren på 5 och 7,5 % gav inte i något fall ett bättre resultat än köp-och-behåll. Det lönsammaste filtret gav ett bättre resultat för endast 4 av 34 företag.

Tabell 4.3 Samtliga företag med något lönsamt filter under 1978-83. Resultat i procent av köp-och-behåll-strategins resultat.

Aktie	Filterprocent									Antal löns
	10	12,5	15	17,5	20	22,5	25	27,5	30	
Ahlsell	55	54	37	75	82	71	57	101	101	2
Alfa A	60	72	66	91	106	85	77	80	66	1
Alfa B	109	80	64	63	80	89	92	85	67	1
Astra	65	100	106	83	110	104	131	126	125	7
Billerud	49	83	70	102	98	74	95	96	81	1
Cardo	66	79	113	98	77	73	62	76	74	1
Electrolux	54	44	46	47	101	97	83	92	88	1
Ericsson	46	47	88	91	79	110	107	102	97	3
Esselte	82	72	93	70	109	92	80	69	88	1
Fläkt	47	63	55	74	85	75	111	128	131	3
Kema Nobel	19	39	71	101	68	64	55	53	61	1
Pharmacia	69	88	65	69	61	70	113	103	100	3
Antal	1	1	2	2	4	2	4	5	4	
Totalt	49	49	49	49	49	48	46	44	34	

Det är inte meningsfullt att beräkna genomsnittliga resultat per aktie. De filterstorlekar som undersökts är enstaka punkter på en kontinuerlig skala. Stickprov visar att resultaten varierar relativt mycket mellan dessa punkter.

Genom att dela upp undersökningsperioden i de två treårsperioderna 1978-80 och 1981-83 kan man studera filterregelns lönsamhet under olika börs klimat. Under den första perioden gav köp-och-behåll-strategin ett genomsnittligt resultat av 18 164 kr. Tre aktier gav ett slutresultat som var mindre än det investerade beloppet, 10 000 kr, och ytterligare tre gav sämre resultat än en placering på bankkontot

under hela perioden. Resultaten från denna period finns i tabell 4.4. Alla aktieköp har skett första dagen. Endast de aktier som sålts någon gång under perioden ingår i genomsnittet.

Tabell 4.4 Jämförelse mellan filterregeln och köp-och-behåll-strategin 1978-1980. Reinvesterade utdelningar.

Filter- procent	Köp-och- behåll	Filter,köp första dagen	% av köp-och- behåll	Antal transak- tioner	Antal aktier
5,0	18 164	11 553	64	35,0	49
7,5	18 164	12 690	70	21,3	49
10,0	18 164	13 227	73	14,9	49
12,5	17 923	14 461	81	10,6	48
15,0	17 828	14 372	81	8,4	46
17,5	17 515	14 655	84	6,9	45
20,0	17 202	14 168	82	6,1	44
22,5	16 788	13 300	79	5,8	40
25,0	16 648	13 270	80	4,7	38
27,5	16 682	13 878	83	4,2	35
30,0	16 426	13 905	85	3,7	26

Under åren 1981-83 gav köp-och-behåll-strategin ett genomsnittligt resultat av 43 585 kr. Alla aktier gav en positiv avkastning. Ingen aktie gav ett sämre resultat än bankkontot. Aktiekursuppgången under denna period var en av de största i Stockholmsbörsens historia. Resultaten återfinns i tabell 4.5.

Tabell 4.5 Jämförelse mellan filterregeln och köp-och-behåll-strategin 1981-1983. Reinvesterade utdelningar.

Filter- procent	Köp-och- behåll	Filter,köp första da- gen	% av köp-och- behåll	Antal transak- tioner	Antal aktier
5,0	43 585	21 944	50	46,5	49
7,5	43 585	27 508	63	27,4	49
10,0	43 585	28 147	65	18,9	49
12,5	43 585	29 802	68	13,3	49
15,0	43 585	28 879	66	10,5	49
17,5	43 585	31 805	73	8,1	49
20,0	43 585	32 938	76	6,5	49
22,5	42 599	31 951	75	5,7	46
25,0	40 761	32 437	80	4,8	40
27,5	40 969	33 152	81	4,2	32
30,0	40 238	32 122	80	4,3	25

Delperiodernas resultat liknar resultatet under hela perioden. Ingen filterstorlek gav ett bättre genomsnittligt resultat än köp-och-behåll-strategin. De större filtren ger bättre resultat, med 30 % respektive 27,5 % som bästa storlek.

Vid jämförelse mellan delperioderna bör man observera att transaktionskostnaderna var högre under de tre första åren. Under 1978 och 1979 låg de på ca 0,85 % av transaktionsbeloppet, under 1981 på 0,7 %, 1981 och 1982 var de 0,5 % vid transaktioner mindre än en halv miljon kronor och under 1983 sänktes de till 0,45 %. Filterregeln ger trots detta ett bättre resultat under de tre första åren. Det enda undantaget är 25 %-filtret, som ger samma resultat under båda perioderna.

4.5 DISKUSSION

Filtertesten tycks inte ha kunnat visa att aktiemarknaden varit ineffektiv i svag form. Innan man kan dra den slutsatsen måste man dock ta hänsyn till några olika faktorer.

En av dessa är antagandet att alla transaktioner sker till den sista betalkursen dagen efter köp- och säljsignal. Detta antagande förutsätter för det första att transaktionerna inte påverkar aktiekurserna. Förutsättningen är trovärdig, åtminstone under de sista tre åren och om det rör sig om enstaka placerare. Den är dock till filterregelns fördel. Om den inte är uppfylld påverkas resultaten av filterstrategin i negativ riktning, vilket bara skulle förstärka slutsatserna i denna undersökning.

Den andra förutsättningen är att transaktionen verkligen hinner äga rum rätt dag. Det rör sig så gott som aldrig om hela börsposter, och de reinvesterade utdelningarna räcker ibland bara till några få aktier. Även här måste omsättningsökningen ha inneburit att det blivit lättare att pussla ihop överensstämmande köp- och säljorder.

Jennergren menade att det ovanstående var ett exempel på att filterregeln är tänkt för tillämpning på en större marknad än den svenska. Ett ytterligare exempel är den ibland tunna handeln på den svenska

aktiemarknaden. Att en aktie inte handlas en viss dag betyder ju att någon köp- eller säljsignal inte kan genereras den dagen. Vilken effekt detta kan ha beror bl a på sambandet mellan transaktionsfrekvensen och kursrörelserna. Detta är svårt att uttala sig om.

En annan faktor som kan påverka resultatet till filterregelns nackdel på den svenska marknaden är aktieutdelningarna. Filterregeln tar inte någon hänsyn till dem. Säljsignalerna kan medföra att aktien säljs strax före utdelningstillfället. I USA betalas utdelningarna i allmänhet kvartalsvis, vilket medför att sannolikheten att en place-rare som tillämpar filterregeln får åtminstone någon andel av årets utdelning är ganska stor. När utdelningarna reinvesteras, och aktieavkastningen varit så stor som i Sverige de sista åren, blir utdelningarnas betydelse för skillnaden mellan strategiernas resultat ganska stor. Simuleringarna har därför också utförts utan reinvesterade utdelningar. Resultaten kommer att redovisas längre fram i detta avsnitt.

En mer grundläggande invändning gäller behandlingen av risken. Filterregeln formulerades innan den moderna kapitalmarknadsteorin var fullt utvecklad, och tar inte hänsyn till att de olika strategierna har olika risk. Senare författare har påpekat att detta måste beaktas. En insättning på bankkonto är inte riskfri i den meningen att den slutliga behållningen är känd vid insättningstillfället. Den framtida inflationen är okänd, och dessutom ändras inlåningsräntan ibland. (Detta skedde vid 13 tillfällen under 1978-1983.) Risken vid en bankinsättning måste dock anses vara betydligt mindre än vid en aktieplacering. Risken vid filterstrategin kommer därmed att vara större än risken vid bankinsättning men mindre än risken vid köp-och-behåll. Filterstrategin är ju en kombination av de båda strategierna.

Enligt den moderna kapitalmarknadsteorin beror den förväntade avkastningen på den risk som är förenad med placeringen. Högre risk kompenseras med högre avkastning. För filtertestens del innebär detta att köp-och-behållstrategin i genomsnitt bör ha högre avkastning än filterregeln. Så har också varit fallet.

Betyder detta att marknaden trots allt kan ha varit ineffektiv? Om köp-och-behåll-strategins avkastning inte är tillräckligt hög för att kompensera sin högre risk skulle ju detta kunna tyda på ineffektivitet. Jag vill hävda att det inte är så, och att riskargumentet inte är relevant i detta fall.

Riskresonemanget bygger på att filterregelns risk skulle ligga någonstans mellan bankplaceringens och köp-och-behåll-strategins. Den risk som avses är en genomsnittlig risk över tiden. Denna risk är dock helt och hållet en konstruktion. Placeraren tar inte vid någon tidpunkt just denna risk. Han eller hon växlar om mellan placering på bankkonto och placering i aktien. Under de perioder kapitalet är placerat på banken får placeraren den avkastning och risk bankkontot ger, och vid innehav av aktien får han eller hon den avkastning och risk köp-och-behåll-strategin ger. Den avkastning och risk filterregeln ger blir då enbart en funktion av de båda andra strategiernas avkastning och risk under perioden. Man kan inte tala om möjligheten att skillnaden mellan köp-och-behåll-strategins och filterregelns resultat inte skulle kompensera skillnaden i risk mellan dem.

Det finns dock andra riskrelaterade invändningar mot resultaten av filtertesten. Eftersom dessa också kan tillämpas på de andra delstudierna kommer de att diskuteras i kapitel 8.

Hur har då effektiviteten utvecklats över tiden? Speciellt de mindre filtren gav ju ett något bättre resultat under periodens första tre år. Det är dock inte säkert att man kan tolka detta som att marknaden blivit effektivare. En jämförelse mellan tabellerna 4.4 och 4.5 visar att filtren genererar ett mindre antal transaktioner under de första åren. Ju färre transaktioner filtren genererat under en och samma period, desto bättre har resultatet blivit. Samma orsak kan ligga bakom resultatskillnaden mellan perioderna.

Vad har hänt sedan 1967-71, då Jennergren gjorde sin undersökning? För att en riktig jämförelse ska kunna göras måste man observera att filtertesten har skett på delvis olika sätt.

Den viktigaste skillnaden är att utdelningarna inte reinvesteras i Jennergrens undersökning. Tabell 4.6 visar att köp-och-behåll-strategins resultat i samtliga fall utom ett blir bättre, i vissa fall betydligt bättre, med reinvestering än utan under perioden 1978-83.

Tabell 4.6 Resultat av köp-och-behåll-strategin 1978-1983 med och utan reinvesterade utdelningar.

Aktie	Reinves- tering	Ej rein- vestering	Aktie	Reinves- tering	Ej rein- vestering
ABV	61 676	56 088	Investor	84 943	70 185
AGA	37 093	34 077	Kema Nobel	91 948	73 282
Ahlsell	37 073	31 922	Korsnäs	89 130	73 054
Alfa Laval A	39 181	35 064	MoDo A	93 418	80 039
Alfa Laval B	37 949	33 921	MoDo B	90 046	77 473
ASEA	90 400	67 859	Papyrus	86 422	66 631
Astra	120 114	110 350	Pharmacia	146 653	135 359
Atlas Copco	24 852	21 697	PLM	69 950	50 299
Billerud	135 848	112 522	Providentia	73 106	59 929
Bofors	54 780	49 748	Ratos	98 157	83 499
Boliden	102 885	96 951	Saab	129 335	101 267
Cardo	55 208	49 775	J S Saba	92 094	82 305
Cementgjuteriet	76 787	69 874	Sandvik	24 737	23 158
Custos	78 453	65 258	SCA	79 859	67 621
Electrolux	42 237	33 980	SE-banken	45 061	37 195
Ericsson	59 433	50 026	Skandia	102 337	90 891
Esselte	42 119	37 910	SKF A	59 992	48 180
Euroc	38 823	31 826	SKF B	56 543	45 914
Fagersta	88 145*)	74 701*)	Stora Kberg	79 579	67 680
Fläkt	47 828	38 844	SHB	56 712	45 978
Götabanken	64 297	49 798	Sw Match	44 125	35 714
Holmen	61 291	50 101	Uddeholm	72 572	72 572
Hufvudstaden	57 107	53 232	Volvo A	132 427	96 998
Iggesund	70 726	60 619	Volvo B	120 134	88 676
Industrivärden	57 437	48 415			
			Medelvärde	73 491	62 009

*) Perioden är fyra månader kortare än för övriga aktier

Undantaget är Uddeholm, det enda företag som inte lämnat någon utdelning under perioden. Då placeraren brukar gå miste om en eller flera utdelningar vid filterstrategin blir skillnaden mellan de två strategiernas resultat större med reinvesterade utdelningar. Detta illustreras i tabell 4.7, där filterregeln simulerats med och utan reinvesterade utdelningar under 1978-83. Skillnaden rör sig under denna period om 5-10 procentenheter.

Tabell 4.7 Jämförelse av filterregelns resultat med och utan reinvesterade utdelningar 1978-1983. Genomsnittliga resultat över alla aktier med transaktioner, uttryckta i procent av motsvarande köp-och-behåll-strategis resultat.

Strategi	Filterprocent											
	5	7,5	10	12,5	15	17,5	20	22,5	25	27,5	30	
Köp första dagen:												
Ej reinvestering	40	52	57	68	67	74	75	73	78	83	84	
Reinvestering	34	45	48	58	57	64	66	65	69	74	77	
Skillnad	6	7	9	10	10	10	9	8	9	9	7	
Köp e första signal:												
Ej reinvestering	38	49	52	61	60	65	66	63	69	74	76	
Reinvestering	32	41	44	53	51	56	58	56	62	67	71	
Skillnad	6	8	8	8	9	9	8	7	7	7	5	

Hur stor inverkan reinvesterade utdelningar skulle ha haft på Jennergrens resultat beror på deras storlek samt på skillnaden mellan bankkontots och aktiemarknadens avkastning under perioden mellan oktober 1967 och december 1971. Om aktiemarknadens avkastning var störst har resultaten påverkats i samma riktning som under den senare perioden. Denna påverkan har dock med all sannolikhet varit mindre än under 1978 - 1983.

Det finns också mindre skillnader när det gäller antagandet om betalningsdagar och ränteberäkningen på bankkontot. Det är dock svårt att tro att filterregelns bättre resultat i Jennergrens undersökning (se tabell 4.8) enbart beror på skillnader i tillvägagångssätt. Man kan i tabellen notera att filterregeln genererat färre transaktioner

under fyra år och ett kvartal än vad den gjorde under någon av treårsperioderna 1978-80 eller 1981-83. Ju färre transaktioner ett filter gav upphov till under 1978-83, desto bättre blev resultatet. Det verkar som om samma förhållande kan ha gällt också tidigare.

Tabell 4.8 Resultat från Jennergrens undersökning under perioden okt 1967-1971. (Källa: Jennergren (1975), table 1, s 62)

Filter- procent	Köp-och- behåll	Filter,köp första da- gen	% av köp-och- behåll	Antal transak- tioner	Antal aktier
10,0	15 803	15 512	98	12,3	30
12,5	15 803	16 576	105	8,4	30
15,0	15 803	17 260	109	5,7	30
17,5	15 803	17 528	111	4,4	30
20,0	15 803	16 805	106	3,4	30

Det förefaller alltså som om filterregeln skulle ha givit ett något bättre resultat i Jennergrens undersökningsperiod än under 1978-83, också om utdelningarna reinvesterats. Detta behöver dock inte betyda att marknaden inte var effektiv under den tidigare perioden.

Jennergren ville inte dra den slutsatsen. Marknaden kan ha varit effektiv under båda undersökningsperioderna.

4.6 SLUTSATSER

Filtertesten har inte lyckats påvisa att den svenska aktiemarknaden inte skulle ha varit effektiv i svag form under perioden 1978-1983. Det förefaller inte heller som om det skulle föreligga några större skillnader i effektivitetshänseende mellan periodens inledande och avslutande tre år. Vid en jämförelse med tidigare svensk forskning förefaller det som om filterregeln kunde ha utnyttjats med ett något bättre resultat under perioden oktober 1967 - december 1971.

5. Veckodagseffekten

5.1 INLEDNING

Veckodagseffekten innebär att genomsnittsavkastningen på aktie marknaden är olika stor olika veckodagar. Sedan länge har forskare misstänkt att måndagens avkastning, som beräknas över tre kalenderdagar i stället för över en dag som de andra, är olik de övriga dagarnas avkastning. Fama (1965) undersökte måndagsavkastningarnas varians. Han kom fram till att den var ungefär 20 % större än variansen de övriga dagarna. Godfrey, Granger & Morgenstern (1964) drog samma slutsats. Cross (1973) observerade att Standard & Poors aktieindex gick upp under 62 % av alla fredagar under perioden 1953 - 1970, men under bara 39,5 % av måndagarna. Han beräknade också medelavkastningarna, som var +0,12 % under fredagar och -0,18 % under måndagar, men kommenterade dem inte. Det dröjde därför till dess French (1980) publicerade sina resultat innan veckodagseffekten blev allmänt uppmärksammat.

Frenchs undersökning hade till syfte att studera processen som genererar aktiernas avkastning. Frågan som skulle besvaras var om processen är kontinuerlig eller om den bara är aktiv då aktiehandeln pågår. Det första alternativet, kalendertidshypotesen, skulle medföra att måndagens avkastningar fördelar sig på ett annat sätt än de andra dagarnas avkastningar. I det andra fallet blir fördelningarna lika.

French studerade Standard & Poors aktieindex under åren 1953-1977. Fram till mars 1957 bestod detta index av de 90 största företagen på USA:s största aktiebörs, the New York Stock Exchange (NYSE). Därefter

utökades det till de 500 största. Avkastningar som på grund av helgdagar omfattade mer än en dag sorterades bort innan medelavkastning och standardavvikelse beräknades för var och en av de fem veckodagarna. Resultaten finns överst i tabell 5.1. French beräknade avkastningen som den naturliga logaritmen av kvoten mellan dagens och gårdagens indexvärde och multiplicerade sedan med hundra. De övriga avkastningarna i tabellen är beräknade i procent. Skillnaden i beräkningssätt påverkar inte rangordningen mellan de olika dagarnas avkastning.

Tabell 5.1 Resultat från några amerikanska undersökningar av veckodagseffekten.

	Måndag	Tisdag	Onsdag	Torsdag	Fredag
<u>French (1980):</u>					
<u>1953 - 1977</u>					
Medelvärde, S&P	-0,1681	0,0157	0,0967	0,0448	0,0873
Standardavv.	0,8427	0,7267	0,7483	0,6857	0,6600
<u>Gibbons & Hess</u>					
<u>(1981):</u>					
<u>1962 - 1978</u>					
Medelvärde, S&P	-0,134	0,002	0,096	0,028	0,084
Standardavv.	0,819	0,742	0,802	0,695	0,692
Värdevikt CRSP	-0,117	0,010	0,105	0,047	0,106
Standardavv.	0,812	0,720	0,791	0,685	0,675
Likavikt. CRSP	-0,107	-0,013	0,132	0,099	0,216
Standardavv.	0,891	0,721	0,789	0,736	0,708
<u>Keim & Stam-</u>					
<u>baugh (1984):</u>					
<u>1953 - 1982</u>					
Medelvärde, S&P	-0,1539	0,0261	0,1028	0,0361	0,0920
Standardavv.	0,883	0,763	0,780	0,697	0,688
<u>1928 - 1952</u>					
Medelvärde, S&P	-0,2230	0,0756	0,0836	0,0659	0,0287
Standardavv.	1,511	1,395	1,526	1,432	1,507
<u>Lördag:</u>					
Medelvärde, S&P	0,1474				
Standardavv.	1,010				

Resultaten var överraskande. Veckodagarnas medelavkastningar var olika, men resultatet verkade inte stödja någon av de två hypoteserna. Då måndagsavkastningen enligt kalendertidhypotesen är resultatet av en tredagarsinvestering, och de övriga dagarnas avkastning är följden av en endagsinvestering, borde måndagens avkastning vara störst. I stället var den minst, och till och med negativ. Standardavvikelseerna varierade inte lika mycket. Måndagen hade det största värdet.

Den negativa måndagsavkastningen på den amerikanska aktiemarknaden har senare bekräftats av flera andra forskare. Tabell 5.1 visar också några av deras resultat. Gibbons & Hess (1981) undersökte förutom Standard & Poors index också två index som räknas fram vid Chicago-universitetets Center for Research in Security Prices (CRSP). Dessa index omfattar alla företag som sedan 1926 är eller har varit noterade på NYSE. I det ena vägs företagens avkastning efter deras andel av marknadsvärdet, medan det andra är likaviktat. Gibbons & Hess undersökningsperiod var 1962-1978. Standard & Poors index hade också under denna period en negativ måndagsavkastning. CRSP:s index hade båda en något högre medelavkastning alla veckodagar, men den negativa måndagsavkastningen kvarstod. Standardavvikelsen uppvisade samma mönster som i den tidigare undersökningen.

För att kontrollera att det inte bara är några enstaka aktier som framkallar veckodagseffekten undersökte Gibbons & Hess också de trettio enskilda aktier som tillsammans utgör Dow Jones index för industriföretag. Det är trettio av de största och mest välkända industriföretagen i USA. Det visade sig att samtliga aktier hade negativ medelavkastning på måndagar.

Keim & Stambaugh (1984) utsträckte undersökningsperioden bakåt i tiden, till år 1928. De studerade Standard & Poors index. Under perioden fram till juni 1952 handlades aktierna på NYSE i allmänhet också under två timmar på lördagarna. Måndagens avkastning omfattar alltså en dag mindre än under senare år. Tabell 5.1 visar att den trots detta var ännu lite mindre under denna period. Fredagens avkastning var lägre än efter det att lördagshandeln slopades, medan lördagen gav veckans högsta medelavkastning. Keim & Stambaugh menade

att resultaten antyder att det finns en tendens till hög avkastning på veckans sista dag.

5.2 VECKODAGSEFFEKTENS ORSAKER

Veckodagseffekten måste nu anses vara belagd. Någon klarhet i frågan om vad som orsakar den har dock ännu inte uppnåtts. Fyra möjliga förklaringar har förts fram.

French (1980) menade att det är möjligt att företagen väljer veckosluten för att meddela ofördelaktig information. Detta skulle kunna få till följd att risken för panikförsäljningar och därmed för kraftigt sjunkande aktiekurser minskar. Placerarna får någon eller några dagar på sig för att analysera informationen. French påpekade dock att denna förklaring inte går att förena med en effektiv marknad. På en sådan marknad skulle placerarna genomskåda företagens beteende och diskontera aktiepriserna för den väntade informationen redan innan den publiceras.

De två följande förklaringarna hänger ihop med institutionella förhållanden på den amerikanska aktiemarknaden. Enligt den första skulle veckodagseffekten bero på betalningarnas förläggning i tiden. Aktierna betalas inte på transaktionsdagen, utan på femte bankdagen efter denna. Om betalningen sker med check tar det ytterligare en dag innan den får några likviditetseffekter för placeraren. En fredagstransaktion får härigenom en annan inverkan på placerarens likviditet än en transaktion på någon av veckans övriga dagar. Fredagens transaktioner påverkar likviditeten tio kalenderdagar senare, medan övriga dagars transaktioner inverkar åtta kalenderdagar senare. En aktieköpare får två dagars extra ränta på sina pengar om aktierna köps på en fredag, medan en säljare förlorar motsvarande ränteinkomst. Köparen borde alltså vara beredd att betala upp till två dagars ränteinkomst extra för aktien på fredagar. Aktiekurserna borde alltså vara något högre på fredagar än under veckans övriga dagar. Avkastningen blir därmed extra stor på fredagar. På måndagarna blir den negativ, när aktiekurserna sjunker tillbaka till den normala nivån. Helgdagar medför liknande effekter.

Lakonishok & Levi (1982) testade denna förklaring genom att justera fredags- och måndagsavkastningar (och avkastningar påverkade av helger) på CRSP:s två index med två dagars ränta. Räntan subtraherades från fredagens avkastning och lades till måndagsavkastningen. Detta medförde att fredagsavkastningen sjönk med 25 % och att måndagsavkastningen ökade med 25 %. Måndagens avkastning var dock fortfarande negativ. Lakonishok & Levi fick konstatera att justeringen inte var tillräcklig för att helt motverka veckodagseffekten.

Keim & Stambaugh (1984) resultat talar också emot att betalningssystemet skulle vara enda förklaringen till veckodagseffekten. Före den 9 februari 1968 skedde betalningen fyra bankdagar efter transaktionsdagen. Detta betyder att perioden mellan transaktion och likviditetskonsekvenser alltid var lika lång. Keim & Stambaugh konstaterade att veckodagseffekten trots detta, och trots lägre ränteläge, var något starkare under perioden 1928-1952.

En annan förklaring baseras på det sätt aktiehandeln rent konkret går till på NYSE. All handel i en aktie sköts av en enda person, specialisten. Han eller hon upprätthåller en löpande bokföring över alla köp- och säljbud från hela landet. Aktiemäklare som är intresserade av denna aktie samlas runt specialisten och hör sig för om det lägsta säljbudet respektive det högsta köpbudet. De avger sedan egna bud. En transaktion kan ske antingen med någon av de omkringstående aktiemäklarna eller via specialistens bok.

Keim & Stambaugh (1984) menar att det är rimligt att tänka sig att det blir andra transaktionskurser genom detta system än vad det skulle bli om köpare och säljare möttes direkt. Man kan anta att transaktionerna nu växelvis sker till det högsta köpbud och det lägsta säljbud som finns i specialistens bok. Keim & Stambaugh menar att det kan finnas systematiska skillnader mellan olika veckodagar när det gäller om dagens sista betalkurs härrör från ett köp- eller ett säljbud. Det är denna kurs som använts i undersökningarna. Eftersom säljbud är högre än köpbud skulle sådana systematiska skillnader medföra att avkastningsberäkningen snedvrids, jämfört med om priserna skulle fastställas vid direkta möten mellan köpare och säljare.

De tar som exempel en aktie som i går såldes för femtio dollar. I dag ligger skillnaden mellan säljbud och köpbud på femtio cent. Om dagens sista betalkurs motsvarar ett säljbud blir avkastningen denna dag en procentenhet högre än om priset kommer ifrån ett köpbud. Om skillnaden mellan sälj- och köpbud är typisk för alla aktier och om det sista transaktionspriset en viss veckodag med sannolikheten 0,55 är ett säljbud betyder det att den genomsnittliga avkastningen denna veckodag blir 0,05 procentenheter större än vad den skulle vara vid lika sannolikheter. Detta är en ganska stor skillnad. Medelavkastningen på Standard & Poors index under perioden 1928-1982 var ca 0,02 procent per dag.

Keim & Stambaugh testade förklaringen genom att utnyttja data från den amerikanska OTC-marknaden, där både köpbud och säljbud noteras. Genom att beräkna dagliga avkastningar från säljbud till säljbud undvek de den ovan beskrivna snedvridningen. Detta tog dock inte bort veckodagsmönstret, och de fick konstatera att veckodagseffekten inte heller beror på specialistsystemet.

Slutligen har man också försökt förklara veckodagseffekten med att de observerade priserna på fredagar och/eller måndagar skulle innehålla mätfel. Det sker inte kontinuerliga transaktioner i alla aktier, vilket medför att dagens sista betalkurs observeras vid olika tidpunkter för olika aktier. Gibbons & Hess (1981) menade att måndagens avkastning härigenom kan ha snedvridits jämfört med om de sanna transaktionspriserna, dvs de som skulle ha observerats vid handelns slut, använts. De beskrev inte närmare hur detta skulle ha skett. Om snedvridningen består av för höga aktiekurser på fredagen borde måndagens avvikelse från genomsnittsavkastningen helt och hållet tas ut av fredagens avkastning. Detta var dock inte fallet. Keim & Stambaugh (1984) testar förklaringen med en annan metod. De kunde inte heller finna något stöd för den.

5.3 VECKODAGSEFFEKTEN I NÄRMARE BELYSNING

Ingen av de förklaringar som hittills framförts tycks hålla för en kritisk prövning. Som en följd av detta försöker nu forskarna studera veckodagseffekten ännu närmare. Detta kan ge uppslag till nya förklaringar. Ett första steg i denna riktning togs av Keim & Stambaugh (1984), som undersökte om det fanns några skillnader i veckodagseffekt mellan stora och små företag. Harris (1986) och Rogalski (1984) frågade sig när måndagseffekten uppstår. Sker det över helgen, när börsen är stängd, eller sker det någon gång under måndagens handel? Ett annat sätt att få fram möjliga förklaringar är att studera andra aktiemarknader än den amerikanska. Flera andra länder har nu undersökts. En veckodagseffekt tycks finnas på så gott som alla aktiebörser.

Keim & Stambaugh (1984) undersökte om företag av olika storlek visade upp några skillnader i veckodagseffekt. Samtliga företag som varit noterade på USAs två största aktiebörser, NYSE och the American Stock Exchange (AMEX), under något helt år under perioden 1963-1979 delades in i storleksklasser. Veckodagarnas avkastning jämfördes. Några systematiska skillnader fanns inte för måndagens avkastning. Däremot var tendensen till hög avkastning på fredagen mer utpräglad ju mindre företagen var.

Harris (1986) använde sig av transaktionsdata. Data från var och en av de ca 15 miljoner transaktioner som gjordes på NYSE under de 14 månaderna från och med december 1981 till och med januari 1983 fanns tillgängliga. Detta gjorde det möjligt att beräkna avkastningar från transaktion till transaktion. Eventuella mönster i avkastningens utveckling över dagen kunde identifieras.

När Harris beräknade likaviktade genomsnitt över alla aktier på NYSE visade det sig att ungefär hälften av den negativa måndagsavkastningen uppstod när börsen var stängd över helgen. Den andra hälften uppstod under måndagen. När företagen delades upp i storleksklasser visade det sig att det fanns skillnader mellan stora och små företag. Den största delen av de större företagens negativa måndagsavkastning

uppstod under helgen, medan det omvända gällde för de mindre företagen.

Rogalski (1984) fann däremot att hela den negativa måndagsavkastningen uppstod under helgen. Harris förklarar detta med att Rogalski som dataunderlag använde sig av värdeviktade index, där de största företagen dominerar. Rogalskis resultat liknar därför resultaten för de största företagen i Harris undersökning.

Harris delade också in börsdagen i 15-minutersintervall och beräknade sedan genomsnittliga avkastningar för varje intervall. Under börsdagens första 45 minuter fanns det en klar skillnad mellan måndagen och veckans övriga dagar. Måndagen hade då en genomsnittlig avkastning på $-0,13\%$. De övriga dagarnas motsvarande genomsnitt var samtliga positiva ($0,09$, $0,14$, $0,12$ och $0,10\%$). Skillnaden gällde företag i alla storleksklasser. I övriga intervall fanns inga signifikanta skillnader mellan dagarna.

Jaffe & Westerfield (1985) menade att det är mindre sannolikt att veckodagseffektens orsak är institutionella faktorer på den amerikanska aktiemarknaden om en veckodagseffekt kan observeras också i andra länder. De undersökte aktieindex från USA, Storbritannien, Japan, Kanada och Australien.

Det fanns en statistiskt signifikant veckodagseffekt i samtliga dessa länder. Redan tidigare hade Theobald & Price (1984) konstaterat en negativ måndagsavkastning på Londonbörsen under åren 1975–1981. Jaffe & Westerfield kunde observera att så också hade varit fallet under den längre perioden 1950–1983. Detta gällde åtminstone de 30 mest handlade aktierna, som ingick i indexet. Måndagsavkastningen var $-0,142\%$, vilket kan jämföras med den näst lägsta avkastningen, $+0,046\%$. Måndagens avkastning var negativ också i de tre andra länderna. Japan och Australien hade ytterligare en negativ avkastning, som var veckans lägsta. Den inföll på tisdagen i båda länderna.

Med tanke på det sista resultatet kan man fråga sig om de olika ländernas veckodagseffekter är oberoende. Tidsskillnaden mellan New

York och Japan är 14 timmar. Tidsskillnaden till Sydney i Australien är 15 timmar. Att veckodagseffekten i dessa länder är en tisdags-effekt kan bero på att den är en avspegling av den amerikanska måndagseffekten.

Jaffe & Westerfield testade denna hypotes på flera olika sätt. Redan en beräkning av den parvisa korrelationen mellan det amerikanska indexet och ett utländskt index visade att hypotesen förmodligen inte var riktig. Korrelationerna var genomgående mycket låga. Det högsta värdet, 0,44, gällde samvariationen mellan USA och Kanada. Forskarna drog slutsatsen att det i varje land fanns en veckodagseffekt som var oberoende av den amerikanska. För vart och ett av länderna undersökte de två förklaringar: betalningssystemet och mätfel i fredagskurserna. Ingen av dem kunde förklara de observerade effekterna.

Veckodagseffekten har studerats i ytterligare ett europeiskt land. Santesmases (1986) undersökte Madridbörsen under åren 1979-1983. Resultaten är speciellt intressanta därför att någon handel inte ägde rum på måndagar under dessa år. Det visade sig att tisdagens avkastning var negativ. Skillnaderna mellan veckodagarna var ganska stora, men inte statistiskt signifikanta.

5.4 VECKODAGSEFFEKTEN OCH EFFEKTIVITETEN

Keim (1986, s 30) beskriver forskningens nuvarande läge med orden:

"We do not yet have an explanation of the weekend effect, but we do know it is not likely a result of measurement error in recorded prices, delay between trading and settlement due to check clearing, or specialist trading activity."

Tre av de fyra hittills framförda förklaringarna har alltså visat sig otillräckliga. Inga nya idéer har ännu hunnit komma fram som ett resultat av den forskning som beskrevs i förra avsnittet. En möjlig förklaring återstår: veckodagseffekten är ett tecken på att marknaden inte är effektiv.

Den avkastningsmodell som ligger bakom uppfattningen att veckodagseffekten är en ineffektivitet är att den förväntade avkastningen är

lika stor alla veckodagar. Modellen är trovärdig så länge som effekten inte kan förklaras. Det är dock möjligt att framtida forskning kommer att finna orsaken eller orsakerna till veckodags-effekten, som i så fall kan existera även på en effektiv aktiemarknad.

5.5 VECKODAGSEFFEKTEN I SVERIGE

Vid beräkningen av veckodagarnas genomsnittliga avkastning måste först avkastningar som omfattar mer än en dag sorteras bort. Det är avkastningar som beräknats över dagar då aktien inte handlats. Avkastningar över helgdagar och avkastningar som uppkommit dagar då aktien noterats exklusive utdelning, del-, tecknings- eller inköpsrätt har inte heller tagits med. Efter denna utrensning återstår 73 369 dagliga avkastningar av 85 015 teoretiskt möjliga, dvs 86 % .

Resultaten för hela perioden och för de enskilda åren finns i tabell 5.2 på nästa sida. Genomsnittsavkastningarna är uttryckta i procent. Tabellen visar också standardavvikelser och antal observationer.

Variationsvidden mellan dagarnas avkastning under hela perioden är 0,276. Man kan jämföra detta med medelavkastningen över alla dagar, som var 0,13. Även i Sverige varierar alltså genomsnittsavkastningen mellan veckodagarna. Den högsta avkastningen har förekommit på fredagar och måndagar. Tisdagens avkastning har i genomsnitt varit svagt negativ.

Den genomsnittliga dagliga avkastningen har varierat över åren. Variationsvidden mellan veckodagsavkastningarna är störst år 1978, 0,5 procentenheter. Minst är den år 1983, 0,2 procentenheter. Under alla år utom 1983 har tisdagens genomsnittsavkastning varit lägst. Under fem av de sju åren har den varit negativ. Dagen med störst avkastning har under tre år varit fredagen, två år måndagen och ett år vardera onsdag och torsdag.

Standardavvikelsen varierar inte lika mycket mellan veckodagarna. Sett över alla år har den varit störst på måndagar, för att sedan bli

Tabell 5.2 Veckodagseffekten i Sverige 1978 - 1984. Procentuella avkastningar.

	Måndag	Tisdag	Onsdag	Torsdag	Fredag	Må-fre
1978-1984						
Medelvärde	0,194	-0,027	0,112	0,139	0,249	0,131
Stdavvikelse	1,997	1,917	1,876	1,835	1,775	1,883
Observationer	13 716	14 894	15 341	15 045	14 373	73 369
1978						
Medelvärde	0,085	-0,161	0,047	0,110	0,341	0,084
Stdavvikelse	1,713	1,634	1,785	1,703	1,698	1,716
Observationer	1741	1912	2094	2086	1915	9748
1979						
Medelvärde	0,233	-0,090	-0,076	-0,073	0,291	0,053
Stdavvikelse	1,611	1,558	1,541	1,622	1,591	1,593
Observationer	1804	1943	2035	1994	1978	9754
1980						
Medelvärde	0,248	-0,022	0,074	0,137	0,177	0,121
Stdavvikelse	1,742	1,514	1,619	1,671	1,748	1,661
Observationer	2082	2198	2217	2159	2060	10716
1981						
Medelvärde	0,240	-0,132	0,278	0,345	0,273	0,200
Stdavvikelse	2,413	2,261	2,016	2,115	1,862	2,148
Observationer	2116	2233	2312	2218	2116	10995
1982						
Medelvärde	0,152	0,111	0,342	0,129	0,171	0,182
Stdavvikelse	1,908	2,034	1,879	1,803	1,665	1,867
Observationer	2084	2313	2311	2308	2072	11088
1983						
Medelvärde	0,376	0,304	0,164	0,282	0,324	0,288
Stdavvikelse	2,559	2,324	2,419	2,084	2,060	2,296
Observationer	1994	2222	2236	2128	2133	10713
1984						
Medelvärde	0,003	-0,245	-0,091	0,023	0,171	-0,028
Stdavvikelse	1,697	1,761	1,632	1,727	1,729	1,715
Observationer	1895	2073	2136	2152	2099	10355

mindre dag för dag och minst på fredagar. Under de enskilda åren finns dock inte detta mönster.

En genomsnittlig veckodagseffekt kan bero på mycket kraftiga variationer över veckodagarna för en eller några få aktier. Detta kan kontrolleras i bilaga 5.1, s 125, som visar de enskilda aktiernas veckodagsavkastningar. Trettiofyra av de fyrtionio aktierna har veckans lägsta avkastning på tisdagen. Tjugofem av de trettiofyra är negativa, liksom ytterligare en, vilket tillsammans ger tjugosex negativa tisdagsavkastningar. Det kan jämföras med två negativa genomsnittsavkastningar på måndagen, sju på onsdagen och inga alls på torsdag eller fredag. Veckans största avkastning infaller på fredagen för tjugotre av aktierna, på måndagen för sexton, på onsdagen för sex och på torsdagen för fyra.

Som mått på spridningen i medelavkastning över veckodagarna har standardavvikelsen över de fem medelavkastningarna beräknats. Genomsnittlig standardavvikelse är 0,14. Störst spridning har MoDo B med 0,33, följd av MoDo A med 0,26. MoDo B har en märklig skillnad mellan fredagsavkastningen, 0,74, och de övriga dagarnas avkastningar, som samtliga har ett absolutbelopp som är mindre än 0,1. Minsta skillnaden mellan dagarna har Iggesund och Providentia.

Spridningen över veckodagarna har ett visst samband med spridningen totalt sett. Korrelationskoefficienten för sambandet mellan standardavvikelsen för alla endagsavkastningar och standardavvikelsen över de fem veckodagarnas medelavkastning är 0,6. Aktier vilkas endagsavkastningar totalt sett uppvisar stor spridning tenderar alltså att också ha stor skillnad mellan medelavkastningen under veckans fem börsdagar. Varken storleken på den genomsnittliga endagsavkastningen eller antalet observationer säger däremot mycket om hur stor spridningen mellan veckodagarna är. Korrelationen är 0,35 respektive -0,30.

Spridningen mellan veckodagarnas medelavkastningar är, naturligt nog, större de enskilda åren än vad den är över hela perioden. Den är relativt stabil. Standardavvikelsens medelvärde varierar mellan 0,22 och 0,31. Sambandet mellan spridningen ett år och nästa för ett

enskilt företag varierar dock betydligt mellan de enskilda åren. Korrelationskoefficienter finns i tabell 5.3. MoDo A är den enda aktie som kan sägas ha haft en stor skillnad mellan veckodagarnas avkastning alla år.

Tabell 5.3 Korrelationskoefficienter för sambandet mellan avkastningens spridning mellan veckodagarna två på varandra följande år för enskilda företag.

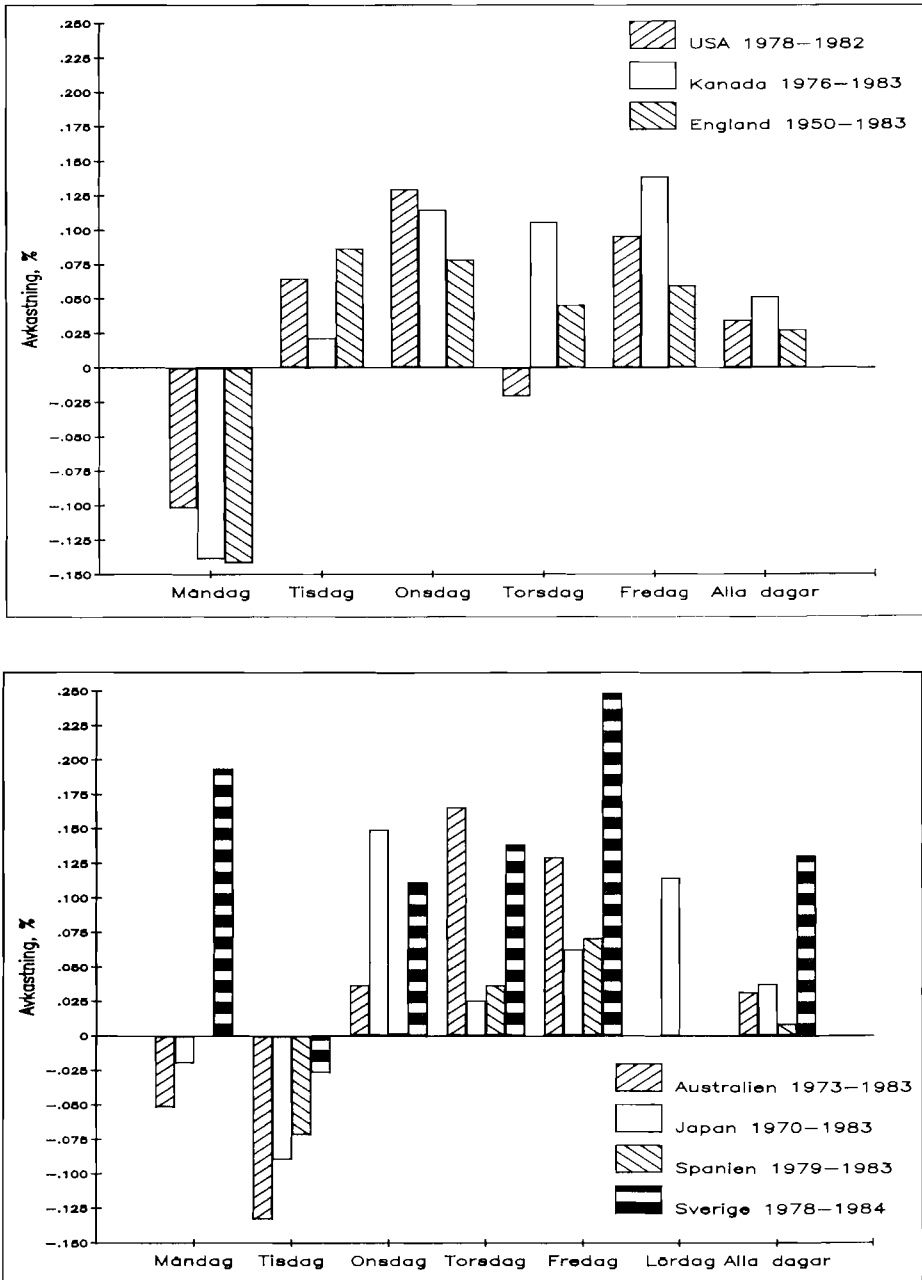
1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984
0,608	0,577	0,439	0,338	0,034	0,346	

5.6 JÄMFÖRELSE MED TIDIGARE FORSKNING

Figur 5.1 visar veckodagarnas genomsnittsavkastningar i sju länder, bland dem Sverige. Den översta figuren visar de tre länder som har haft veckans lägsta avkastning på måndagen. De svenska resultaten återfinns i figurens nedre del, som visar de länder som haft en "tisdagseffekt". Stapeln längst till höger visar den genomsnittliga dagliga avkastningen, mätt över alla veckodagar.

Sverige har haft den högsta genomsnittliga dagliga avkastningen. Veckans lägsta avkastning är också störst i Sverige. Skillnaden till den näst lägsta avkastningen är dock ungefär lika stor som i de andra länderna. Figuren visar också att Sverige är det enda land som har haft en positiv genomsnittsavkastning på måndagen.

Två av de hittills framförda förklaringarna till veckodagseffekten är teoretiskt möjliga också i Sverige: betalningssystemet och den tunna handelns inverkan. Betalningen av ett aktieköp kan i Sverige ske på flera olika sätt. Vanligast är att betalningen sker på den femte bankdagen efter köpet. Ofta sker den genom en överföring från ett bankkonto till ett annat. De regler som tillämpas för ränteberäkningen vid transaktioner på kontot skulle kunna vara upphovet till veckodagseffekten.



Figur 5.1 Genomsnittliga veckodagsavkastningar i sju länder.
 Källor: Jaffe & Westerfield (1985), Table I, s 435
 Santestmas (1986), Tables 2 & 3, s 270–271
 Keim & Stambaugh (1984), Table 1, s 823

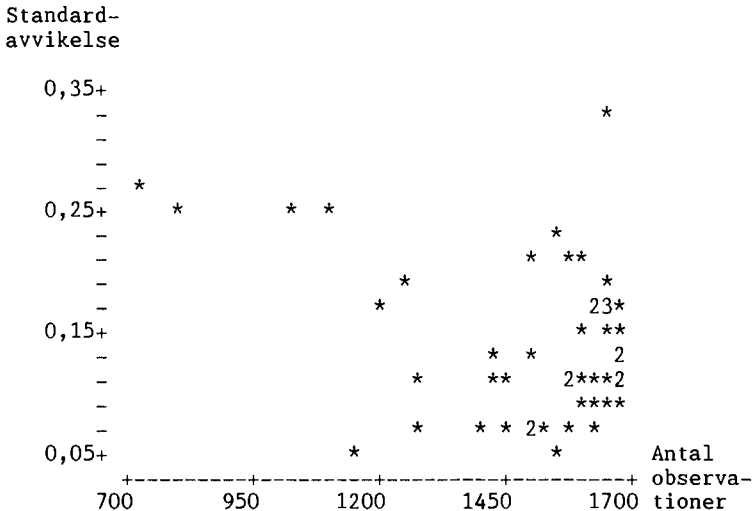
De svenska bankernas regler för ränteberäkning är något olika utformade. (Se "Att hantera pengar i kommuner och landsting", s 45-46.) De har dock samma konsekvenser för en aktieplacerare som sköter sina betalningar via ett bankkonto. Oavsett om banken är en affärsbank, föreningsbank eller sparbank spelar transaktionsdagen ingen roll för en aktieköpare. Han eller hon förlorar alltid räntan på det uttagna beloppet efter lika många kalenderdagar efter transaktionsdagen.

En säljare går däremot alltid miste om två dagars ränta om transaktionen sker på en fredag, jämfört med om den sker en annan veckodag. Säljaren skulle kunna begära en högre aktiekurs på fredagen. Denna dags avkastning skulle bli högre än de andra dagarnas. Måndagsavkastningen skulle bli lägre, eftersom kursen återgår till den normala nivån på måndagen.

Dessa förutsägelser stämmer bara in till hälften. Fredagens avkastning har varit veckans högsta, men måndagens har varit den näst högsta. Det är inte troligt att förklaringen till veckodagseffekten ligger i betalningssystemet. Det kan inte förklara den negativa tisdagsavkastningen. Det finns också flera allmänna undantag från räntereglerna. Större placerare kan dessutom förhandla om hur räntan ska räknas. Det viktigaste argumentet är dock att det är möjligt att undvika dessa räntekonsekvenser. Betalning kan ske på valfritt sätt. En veckodagseffekt som hade denna orsak skulle kunna elimineras av placerare som inte gör sina betalningar via ett konto i någon av de större bankerna.

Den tunna handelns inverkan har studerats genom att aktierna har delats upp i två klasser. Gränsen mellan klasserna sattes efter analys av bortfallet (se avsnitt 2.6.1) vid 1450 observationer, vilket innebär att 14 aktier hamnar under och 35 över. Ett antagande bakom analysen är att skillnaden mellan de observerade aktiepriserna och de verkliga vid dagens slut är störst för aktier med stort bortfall. Det förefaller rimligt att de aktier som inte omsätts dagligen också kännetecknas av ett färre antal transaktioner de dagar de handlas. Om sannolikheten för en transaktion är lika stor under alla dagens minuter kommer dessa aktiers sista transaktion för dagen att i genomsnitt ske ganska långt innan dagens handel är avslutad.

De 14 företagen med tunn handel har ett något högre medelvärde, 0,15 mot 0,136, än de övriga 35 när det gäller standardavvikelsen över veckodagarna. Detta förklaras till största delen av att de fyra aktierna med högst bortfall samtliga har standardavvikelser större än 0,24. Figur 5.2 visar sambandet mellan antalet endagsavkastningar och medelavkastningens spridning mellan dagarna. Företagen med litet antal endagsavkastningar har höga standardavvikelser. Det har också MoDo B, som syns överst till höger. I övrigt ligger observationerna i en svärm. De 35 företag som handlats mest har en korrelationskoefficient på 0,21. Den kan jämföras med motsvarande siffra för hela materialet, som är 0,30.



Figur 5.2 Sambandet mellan spridningen mellan veckodagarnas medelavkastning och antalet observationer. Siffrorna i figuren markerar att flera observationer faller på samma punkt.

Det förefaller troligt att de stora standardavvikelserna för de fyra aktierna med störst bortfall mer hänger ihop med att antalet observationer är litet än med att dagens sista transaktion sker långt innan handeln avslutas. Standardavvikelsen är ju större de enskilda åren, då antalet observationer är cirka en sjundedel av det totala. J S

Saba, som bara hade 35 endagsavkastningar under 1978, hade då en standardavvikelse på hela 1,68. Något samband mellan tunn handel och veckodagseffekt är svårt att påvisa med denna enkla klassuppdelning.

Det är möjligt att den svenska veckodagseffekten beror på en inverkan från någon eller några andra aktiemarknader. För att man ska kunna undersöka detta krävs tillgång till data från de utländska börserna. Ett beroende skulle inte ändra den slutsats om veckodagseffekten som i dagens läge förefaller rimligast: den måste tolkas som en ineffektivitet. Någon orsak till den negativa tisdagsavkastningen kan inte identifieras. Om den är resultatet av utländskt inflytande finns orsakerna till den inte på den svenska aktiemarknaden. Detta gör att svenska placerare borde kunna utnyttja den i vinstsyfte.

5.7 SAMMANFATTNING OCH SLUTSATSER

Under perioden 1978-1984 har de genomsnittliga dagliga aktieavkastningarna varit olika stora på olika veckodagar. Variationsvidden rör sig om ca 0,25 procentenheter. Genomsnittsavkastningen, mätt över alla dagar, har varit ca 0,13 %. Måndags- och fredagsavkastningarna har legat kring 0,2 %, avkastningen på onsdagar och torsdagar har varit ca 0,12 % och tisdagens avkastning har varit svagt negativ.

Veckodagseffekten måste i dag betraktas som ett tecken på att marknaden inte har varit effektiv. En placerare kan öka den förväntade avkastningen genom att förskjuta en planerad transaktion någon eller några dagar. Det kan dock ifrågasättas om den är tillräckligt stor för att ha någon praktisk betydelse. En placerare som köper en aktiepost som på måndagen är värd 10.000 kr behöver på tisdagen bara betala i genomsnitt 9.730 kr för den. De 270 kronor som utgör vinsten får vägas mot de faktorer, t ex förväntningar om en kursstegring för den aktuella aktien, som gjort köpet aktuellt, och mot det faktum att de 270 kronorna bara är en förväntad vinst.

BILAGA 5.1 Veckodagseffekten för de enskilda aktierna 1978-84. De tre raderna visar genomsnittsavkastning, standardavvikelse och antal observationer. Kolumnen längst till höger visar standardavvikelsen för de fem veckodagarnas genomsnittsavkastning och är ett mått på spridningen mellan dagarna.

Aktie	Måndag	Tisdag	Onsdag	Torsdag	Fredag	Alla dagar	Stdavv öv dag
ABV	0,182 1,826 268	-0,033 1,871 294	0,232 1,791 305	0,097 1,779 295	0,174 1,714 285	0,130 1,800 1447	0,10
AGA	0,168 1,563 304	-0,051 1,595 325	0,026 1,482 333	0,170 1,340 329	0,239 1,473 315	0,109 1,496 1606	0,12
Ahlsell	0,174 1,924 286	-0,194 1,882 314	-0,113 1,834 324	0,251 1,845 320	0,294 1,706 295	0,078 1,850 1539	0,22
Alfa A	0,150 1,904 256	-0,038 1,905 290	0,166 1,681 307	0,085 1,701 303	0,275 1,633 277	0,126 1,768 1433	0,12
Alfa B	0,131 1,810 304	-0,202 1,919 332	0,215 1,664 338	0,072 1,653 333	0,159 1,607 321	0,074 1,740 1628	0,16
ASEA	-0,070 1,676 314	0,046 1,926 338	0,253 1,742 350	0,216 1,597 343	0,209 1,921 323	0,134 1,781 1668	0,14
Astra	0,154 1,589 294	0,123 1,932 321	0,056 1,644 335	0,060 1,490 329	0,253 1,696 314	0,127 1,678 1593	0,08
Atlas	0,101 2,049 310	-0,172 1,655 339	-0,016 1,902 349	0,143 1,957 341	0,219 1,776 324	0,053 1,876 1663	0,15
Billerud	0,403 2,233 303	0,030 2,476 334	0,097 2,169 342	0,019 2,290 337	0,279 2,356 316	0,159 2,312 1632	0,17
Bofors	0,253 1,643 239	0,095 1,823 257	0,207 1,648 261	0,113 1,316 270	0,100 1,529 251	0,152 1,599 1278	0,07
Boliden	0,283 2,674 312	-0,118 2,173 336	0,108 2,043 347	0,106 2,114 339	0,306 2,122 325	0,134 2,234 1659	0,17

Aktie	Måndag	Tisdag	Onsdag	Torsdag	Fredag	Alla dagar	Stdavv öv dag
Cardo	0,232 1,882 305	-0,009 1,629 328	-0,020 1,672 343	0,071 1,615 334	0,145 1,613 311	0,080 1,685 1621	0,11
Custos	0,259 1,565 258	0,129 1,691 281	0,048 1,294 293	0,145 1,545 295	0,161 1,626 279	0,146 1,549 1406	0,08
E-lux	0,127 1,853 313	-0,034 1,695 340	0,089 1,682 350	0,069 1,613 342	0,192 1,404 324	0,087 1,656 1669	0,08
Ericsson	0,157 1,933 315	-0,153 1,584 341	0,057 1,627 349	0,170 1,602 341	0,177 1,743 325	0,079 1,703 1671	0,14
Esselte	0,142 1,547 284	0,073 1,615 307	0,167 1,560 315	0,025 1,467 309	0,220 1,663 296	0,125 1,573 1511	0,08
Euroc	0,214 1,925 273	-0,196 1,617 298	0,190 1,705 318	0,063 1,743 316	0,385 1,616 294	0,129 1,732 1499	0,22
Fagersta)	0,459 2,924 207	-0,156 2,609 220	0,214 2,923 239	0,197 2,380 234	0,430 2,543 217	0,225 2,691 1117	0,25
Fläkt	0,135 2,130 283	0,012 2,221 303	0,160 1,929 315	0,087 1,835 314	0,145 1,732 301	0,108 1,975 1516	0,06
Götabank	0,226 1,720 286	-0,067 1,802 314	0,148 1,808 315	0,025 1,490 303	0,197 1,629 291	0,103 1,700 1509	0,12
Holmen	0,495 1,944 223	-0,043 2,175 254	0,186 2,084 263	0,205 1,953 260	0,230 1,873 247	0,207 2,018 1247	0,19
Hufvudst	0,153 2,208 200	-0,290 2,086 220	0,211 2,001 223	0,195 1,726 212	0,403 1,888 201	0,129 2,001 1056	0,26
Iggesund	0,268 2,611 212	0,145 1,944 239	0,175 1,963 240	0,250 3,068 238	0,258 1,955 228	0,218 2,349 1157	0,06
Ind-värd	0,214 1,797 283	0,051 1,704 298	0,060 1,938 312	0,150 1,541 309	0,112 1,487 305	0,116 1,702 1507	0,07

*) Perioden är drygt ett år kortare än för de övriga aktierna.

Aktie	Måndag	Tisdag	Onsdag	Torsdag	Fredag	Alla dagar	Stdavv öv dag
Investor	0,165 1,725 263	0,045 1,732 291	0,211 1,705 308	0,225 1,633 299	0,156 1,473 288	0,161 1,657 1449	0,07
Kema Nob	0,051 2,045 293	0,034 2,264 322	0,217 2,348 331	0,155 1,770 315	0,269 1,834 306	0,146 2,072 1567	0,10
Korsnäs	0,034 1,749 263	0,086 1,661 293	0,178 1,539 292	0,093 1,540 288	0,344 1,730 278	0,148 1,647 1414	0,12
MoDo A	0,845 2,960 143	0,438 2,695 146	0,153 2,783 148	0,628 2,675 144	0,394 2,492 153	0,488 2,732 734	0,26
MoDo B	0,052 2,720 309	-0,091 2,349 333	0,043 2,639 345	0,017 2,365 341	0,737 2,448 324	0,148 2,523 1652	0,33
Papyrus	0,222 2,292 310	0,037 2,105 334	0,003 2,052 345	0,028 2,136 340	0,345 2,221 323	0,123 2,164 1652	0,15
Pharmaci	0,282 2,016 295	0,011 1,901 323	0,133 1,669 333	0,106 1,909 316	0,244 1,904 306	0,152 1,882 1573	0,11
PLM	0,212 1,953 313	0,007 2,268 335	0,024 2,068 342	0,190 1,935 334	0,232 1,709 324	0,131 2,000 1648	0,11
Providen	0,222 1,534 289	0,110 1,723 314	0,099 1,599 325	0,156 1,651 317	0,178 1,477 302	0,151 1,602 1547	0,05
Ratos	0,172 1,836 247	0,160 1,997 252	0,025 2,101 257	0,344 1,953 256	0,095 1,753 260	0,159 1,935 1272	0,12
Saab	0,227 1,995 310	-0,152 1,710 338	0,268 1,747 348	0,274 1,846 341	0,130 1,682 323	0,149 1,804 1660	0,18
J S Saba-	0,102 3,134 165	0,041 2,897 176	0,259 2,752 172	0,386 2,727 167	0,483 2,240 157	0,209 2,780 837	0,24
Sandvik	0,132 1,612 294	0,072 1,668 321	-0,048 1,490 328	0,108 1,728 318	0,122 1,499 306	0,075 1,604 1567	0,07

Aktie	Måndag	Tisdag	Onsdag	Torsdag	Fredag	Alla dagar	Stdavv öv dag
SCA	0,154 1,928 309	-0,154 1,925 335	0,038 1,775 345	0,257 1,627 335	0,333 1,724 320	0,123 1,806 1644	0,19
SEbanken	0,129 1,276 312	-0,050 1,300 338	0,190 1,366 343	0,072 1,261 342	0,075 1,198 327	0,083 1,285 1662	0,09
Skandia	0,162 1,803 304	0,063 1,543 332	0,049 1,493 339	0,086 1,602 332	0,239 1,541 312	0,118 1,598 1619	0,08
Skanska	0,218 1,503 306	0,098 1,340 324	-0,010 1,261 339	0,041 1,251 329	0,165 1,238 320	0,100 1,322 1618	0,09
SKF A	0,278 2,151 301	-0,125 1,892 327	-0,011 1,893 335	0,207 1,769 323	0,407 1,853 313	0,146 1,922 1599	0,22
SKF B	0,194 2,331 289	-0,098 1,813 314	-0,026 1,955 330	0,128 2,034 328	0,437 1,751 312	0,124 1,990 1573	0,21
St Kberg	0,166 1,832 302	-0,067 1,720 322	0,157 1,688 331	0,083 1,460 330	0,336 1,654 315	0,134 1,677 1600	0,15
SHB	0,240 1,642 313	-0,046 1,523 340	0,074 1,483 348	0,096 1,578 336	0,179 1,420 326	0,106 1,533 1663	0,11
Sw Match	0,099 1,942 312	-0,118 1,910 339	0,175 1,822 349	0,075 1,804 341	0,325 1,737 327	0,110 1,849 1668	0,16
Uddeholm	0,244 2,450 314	-0,008 2,551 339	0,263 2,848 347	0,044 2,651 341	0,131 2,186 326	0,134 2,555 1667	0,12
Volvo A	0,208 1,898 307	-0,118 1,757 335	0,201 1,772 342	0,318 1,829 338	0,222 1,751 322	0,165 1,807 1644	0,17
Volvo B	0,302 2,145 221	-0,128 1,899 248	0,107 1,718 253	0,246 1,965 248	0,283 1,644 238	0,158 1,885 1208	0,18

6. Årsskifteseffekten

6.1 INLEDNING

Veckodagarnas genomsnittsavkastningar har varit olika stora. En naturlig följdfråga blir om inte också månadernas genomsnittsavkastningar varit olika. På många aktiebörser finns det en tradition om bra och dåliga börs månader.

Rozeff & Kinney (1976) utförde en av de första vetenskapliga undersökningarna som visade på olikheter i månadernas avkastning. De fann att under de senaste sjuttio åren har avkastningen på NYSE i januari i genomsnitt varit högre än under övriga månader.

Det är lättare att hitta orsaker till att månadernas avkastningar är olika än till att veckodagarnas avkastningar är det. Informationsflödet är inte jämnt fördelat över året. Den höga januariavkastningen skulle kunna förklaras av att bokslutsåret för de flesta amerikanska företag slutar i december. Genomsnittligt sett goda nyheter om årets resultat kan börja nå marknaden i januari.

Rozeff & Kinney menade att detta var en av de möjliga förklaringarna. De pekade också på en annan möjlighet: januaris höga avkastning kan bero på aktieförsäljningar av skatteskäl i december. Aktierna säljs för att skapa realisationsförluster, som kan dras av mot tidigare realiserade aktievinster. Dessa försäljningar pressar ner decemberkurserna. När kurserna återgår till sin normala nivå i januari uppstår den höga avkastningen.

Ungefär samtidigt som Rozeff & Kinney gjorde sin undersökning studerade flera andra forskare denna hypotes. De utgick ifrån att alla aktier inte kommer att säljas i lika stora volymer. Aktier som vid årsskiftet har en kurs som ligger vid all-time-high kan inte ge någon placerare den eftersträlvade realisationsförlusten. De kommer därför inte att ha en extra hög avkastning i januari. Forskarna delade därför upp aktierna i grupper efter avståndet mellan kursen vid årsskiftet och den högsta kursen under en viss tid tillbaka. Avståndet användes som en uppskattning av sannolikheten för att aktierna såldes av skatteskäl. Det visade sig att förutsägelserna stämde. Aktier med stort avstånd mellan de båda kurserna hade både hög omsättningsvolym i december och hög avkastning i januari.

Intresset för aktiemarknadens beteende kring årsskiftet förstärktes när Keim (1983) upptäckte att det hade ett samband med den så kallade småföretagseffekten. Denna upptäcktes av Banz (1981) och Reinganum (1981). Den innebär att aktier med ett litet totalt marknadsvärde har haft en högre avkastning än aktier med större marknadsvärde. Detta är inte anmärkningsvärt i sig, eftersom aktier i små företag brukar kännetecknas av högre risk än aktier i stora företag. Det Banz och Reinganum upptäckte var att de små aktiernas avkastning var större även efter en justering för olikheterna i risknivå. Keim (1983) upptäckte att nästan hälften av denna omotiverat stora avkastning uppstod i januari. Det är alltså inte bara aktier med olika hög sannolikhet för skatteförsäljningar i december som har olika stor avkastning i januari. Också mindre och större företags avkastning skiljer sig åt.

Det är denna sammansatta företeelse som här kommer att kallas för årsskifteseffekten. Benämningen syftar alltså inte på den i genomsnitt höga avkastningen i januari, utan på det faktum att olika grupper av aktier haft olika hög avkastning i januari. Så småningom upptäckte man att detta gällde också de sista dagarna i december. Detta förklarar "årsskifte". I den amerikanska litteraturen kallas anomalin ibland "the January effect", ibland "the turn-of-the-year effect" eller "the yearend effect".

Vilket samband har då årsskifteseffekten med aktiemarknadens effektivitet? Möjligheten för en placerare att skaffa sig en ekonomisk vinst är uppenbar. Årsskifteseffekten är enkel att utnyttja. Allt man behöver göra för att få en högre avkastning än normalt är att placera i aktier i mindre företag, eller i aktier vilkas kurs sjunkit under senare tid, i mitten av december och sälja dem igen i slutet av januari.

En förutsättning för att detta verkligen ger en avkastning som kan betecknas som onormalt hög är att det inte finns någon orsak till skillnaderna i januariavkastning. Placerarna skulle i så fall kompenseras för denna faktors inverkan på de berörda aktiernas kurser genom den höga avkastningen. Om årsskifteseffekten ska kunna tolkas som en ineffektivitet måste aktieavkastningarna uppstå genom en lika stor inverkan från samma faktorer varje månad. Faktorernas värden kan variera över månaderna. Det viktiga är att det varje månad är samma faktorer, och att de har samma vikt. Det är det enda antagande om avkastningarna som behövs för att årsskifteseffekten ska kunna betecknas som en ineffektivitet. Som vanligt blir undersökningen ett samtidigt test av effektivitet och av den avkastningsmodell som använts.

6.2 TIDIGARE FORSKNING

I detta avsnitt kommer den tidigare forskningen att redovisas. Avsnittet inleds med en genomgång av den forskning som sätter effekten i samband med skattelagstiftningen. Därefter följer en redogörelse för årsskifteseffektens samband med småföretagseffekten. Uppdelningen är konstlad. Båda aspekterna har betydelse när man vill förutsäga en akties avkastning vid årsskiftet. Flera av undersökningarna har därför studerat deras samtidiga inverkan. Det avslutande avsnittet, 6.2.3, innehåller ytterligare försök att förklara årsskifteseffekten. Under senare tid har ytterligare egendomligheter i börsens beteende vid årsskiftet observerats. Några av dessa behandlas också.

6.2.1 Årsskifteseffekten och skatterna

Den förklaring som oftast framfört och testats är skattehypotesen. Den är dock ännu inte allmänt accepterad. Invändningarna mot den är både teoretiskt och empiriskt grundade. Framställningen kommer att inledas med en beskrivning av hypotesen och av de invändningar som riktats mot den. Därefter följer en redogörelse för den empiriska forskningen. De första undersökningarna utfördes i USA. Senare har också andra länder studerats.

Skattehypotesen

Utgångspunkten är att det finns placerare med realiserade kursvinster och orealiserade kursförluster. Genom att sälja de aktier som gått med förlust kan placeraren undvika att de hittills orealiserade förlusterna förvandlas till verkliga förluster, mätta i kronor efter skatt. Kursförlusterna vägs ju upp av den minskade realisationsvinstskatten. I USA får placerarna dra av realisationsförluster också från den vanliga inkomsten. Det gäller upp till ett maximibelopp på 3 000 dollar. Liksom i Sverige får en realisationsförlust som inte kan utnyttjas samma år förskjutas framåt i tiden.

Nästa steg i resonemanget är att anta att dessa skattemotiverade försäljningar sker i december. Redan här börjar kritiken dyka upp. Som Brown et al (1983) påpekar är det lätt att förstå att försäljningarna sker vid årets slut i stället för omedelbart efter årsskiftet. Det är svårare att inse varför de inte skulle ske när som helst under året, i stället för just i december. En aktieägare som säljer en aktie med vinst inser ju att vinsten måste tas upp till beskattning i nästa års deklaration. Varför inte omedelbart kontrollera om man inte redan har en orealiserad kursförlust och i så fall realisera den? På en effektiv marknad är ju en akties förväntade avkastning fram till årsskiftet positiv. Detta kan betyda att man i december inte har någon kursförlust att realisera.

Det tredje steget i hypotesen är ett antagande om att den ökande transaktionsvolymen som decemberförsäljningarna för med sig får till

följd att aktiekurserna pressas ned. Det finns invändningar också mot detta antagande.

För att ett säljtryck ska kunna pressa ned kurserna krävs att efterfrågekurvan för en aktie ser ut som en traditionell efterfrågekurva: en större kvantitet kan bara säljas till ett lägre pris. Efterfrågekurvans utseende diskuteras just nu inom finansieringsforskningen.

Den traditionella ståndpunkten har varit att en akties efterfrågekurva är horisontell. Den utbudna kvantiteten ska inte påverka priset. Skälet till detta är att aktier är mycket nära substitut till varandra. Enligt den mest använda modellen för aktieprissättning, the Capital Asset Pricing Model (CAPM), är det bara aktiens risk som har betydelse för placeraren. Ju högre risk en aktie har, desto högre är dess förväntade avkastning. Om ett ökat utbud skulle pressa ned aktiekursen skulle aktien få en högre förväntad avkastning än andra aktier med samma risknivå. Alla placerare skulle efterfråga aktien. Den ökade efterfrågan skulle omedelbart pressa upp priset igen. Scholes (1972) gjorde en empirisk undersökning som stödde hypotesen om den horisontella efterfrågekurvan.

Under de senaste åren har detta resultat ifrågasatts. Resultat av undersökningar av marknadens reaktion på nyemissioner av aktier tyder på en viss prispåverkan. Asquith & Mullins (1986), som ger en översikt över forskningen på området, menar att frågan om efterfrågekurvans utseende fortfarande är olöst. Deras egna resultat stöder dock inte antagandet om en horisontell kurva.

Det finns ett tungt vägande argument mot hela skattehypotesen. Det var detta som fick Roll (1983a) att kalla den "ridiculous". Det finns nämligen inget som hindrar den placerare som inte är tvungen att sälja av skatteskäl att köpa de berörda aktierna i december. Detta skulle eliminera prismönstret.

Ett besläktat argument är att placerare som säljer av skatteskäl mycket enkelt kan undvika priset i december genom att sälja aktierna några veckor tidigare. Om de inte vill minska sitt totala aktieinnehav bör de reinvestera försäljningsintäkterna i andra aktier.

I USA får inte realisationsförlusten räknas om samma aktie köps tillbaka inom 30 dagar. Det finns börsmäklare som ger ut rekommendationer om lämpliga reinvesteringsaktier, med risk och avkastning liknande dem som sålts. Dessa återköp borde, enligt resonemanget bakom skattehypotesen, ge upphov till en prisstegring. Den skulle verka utjämnande på den genomsnittliga avkastningen.

Constantinides (1984) försökte genom teoretiska resonemang och simuleringar fastställa vilka regler för aktiehandel som är optimala med avseende på skattelagstiftningen. Hans slutsats blev att skatterna kan förklara årsskifteseffekten endast om placerarna är irrationella, eller om de inte vet om effekten.

Undersökningar på den amerikanska aktiemarknaden

Tre tidiga studier utfördes av Dyl (1977), Branch (1977) och McEnally (1976). Kompletterande undersökningar har sedan gjorts av Givoly & Ovadia (1983), Schultz (1985) och DeBondt & Thaler (1985).

Dyl (1977) sökte efter spår av onormala transaktionsvolymen i december och januari. Han jämförde antalet omsatta aktier en viss månad med genomsnittsomsetningen de tolv föregående månaderna, både för enskilda aktier och för marknaden som helhet. En kvot större än ett betydde att omsättningen legat över den normala.

Dyl antog sedan att omsättningsvolymen för enskilda aktier en viss månad till stor del kan förklaras av om marknads omsättning samma månad har legat över eller under den normala. Han ställde upp en regressionsmodell med den enskilda aktiens kvot mellan verklig och normal omsättning som beroende variabel och motsvarande kvot för marknaden som oberoende variabel. Koefficienterna uppskattades med hjälp av månadsdata för vart och ett av de 100 företag som ingick i undersökningen. Vid uppskattningen användes inte avkastningarna från december och januari. Den onormala omsättningsvolymen i dessa två månader definierades sedan som skillnaden mellan den verkliga volymkvoten och den som förutsades av regressionsmodellen.

Kursutvecklingen under årets första elva månader användes som mått på hur sannolikt det var att aktieägarna hade orealiserade kursförluster respektive kursvinster vid årsskiftet. Aktierna delades in i tre klasser med ledning av kursutvecklingen. Om hypotesen om skattemässigt motiverade transaktioner var riktig borde aktier med stora kursnedgångar under året kännetecknas av onormalt hög omsättningsvolym i december. Motsatsen borde gälla för aktier vilkas kurser stigit kraftigt.

Förutsägelsen stämde. Det fanns däremot inga tecken på att aktier som sålts i december köptes tillbaka i januari eller februari, eller på att förra årets kursvinster realiserades efter årsskiftet.

Skattetransaktionerna borde vara märkbarare ett år då den generella kursnivån stigit kraftigt. Ett sådant år borde det finnas fler placerare som har realiserade kursvinster vid årets slut. De är då angelägna om att undvika fler kursvinster, eftersom deras marginalskatt då förmodligen är högre än annars. På samma sätt blir det mer angeläget att realisera eventuella kursförluster. Eftersom det dessa år finns ganska få aktier som gått dåligt borde dessa få en markant ökad volym.

Dyl klassificerade åren under perioden 1960 - 1969 som antingen uppgångs-, nedgångs- eller normalår, och studerade sedan volym-effekterna. Resultaten stämde generellt sett överens med förutsägelsena. Dyl tolkade sina resultat som ett tecken på att inkomstbeskattningen är en av de viktigaste förklaringarna till de onormala transaktionsvolymerna vid årsskiftena.

Branch (1977) undersökte om skattemässigt motiverade försäljningar inverkar på aktiekurserna, dels på marknaden som helhet, dels på enskilda aktier.

Marknaden som helhet studerades genom att värdet på New York-börsens eget index sista fredagen på året jämfördes med värdena den första till och med fjärde fredagen nästa år. Detta gjordes för årsskiftena 1965 - 1974. Inget mönster kunde påvisas. I genomsnitt steg marknadsindex med 1,5 % till första och andra fredagen på det nya året,

och med 1,8 % till tredje och fjärde fredagen. Detta betyder att transaktionskostnaderna skulle vara större än den genomsnittliga vinsten av att köpa före årsskiftet och sälja i januari.

De enskilda aktier som studerades var de som noterades i årslägst under veckan som slutade med årets sista fredag. Branch menade att det var sannolikt att dessa aktier hade utsatts för prispress på grund av skatteförsäljningar. Han framhöll dock att en aktie kan nå årslägst också av andra skäl. Samma jämförelse som gjorts för index genomfördes också för dessa aktier. I detta fall blev resultaten annorlunda. Dessa aktiers kurser steg i genomsnitt med ca 5 % till första fredagen, med ca 7,5 % till andra och tredje fredagen, och med 8 % till fjärde fredagen på det nya året.

En invändning mot resultaten är att de inte är justerade för skillnader i risk mellan marknadsindex och de utvalda aktierna. Branch gjorde en grov justering för risk. Han kom fram till att de utvalda aktiernas risk inte skilde sig märkbart från marknadens genomsnittliga risk. Den högre avkastningen skulle alltså inte vara en kompensation för ett större risktagande.

Branch drog slutsatsen att vissa placerare under de studerade åren hade kunnat utnyttja de sjunkande kurserna på realisationsförlustaktier i december. Detta gällde främst placerare, t ex börsmäklare, som kan handla med låga transaktionskostnader, men också placerare som av andra skäl bestämt sig för en transaktion och som hade möjlighet att förskjuta tidpunkten för den.

McEnallys (1976) undersökning liknar Branchs. Hans undersökningsperiod börjar dock redan 1946. Han mätte aktiernas avkastning under januari till och med oktober varje år. De 10 % av aktierna som gått sämst jämfördes sedan med hela aktieportföljen under följande november-december och januari. Under årets två sista månader hade de sämsta aktierna en genomsnittlig avkastning på 2 %. Hela portföljen hade under samma tid en genomsnittsavkastning på 3,8 %. I januari var motsvarande siffror 6,9 % respektive 4 %.

McEnally specialstuderade de aktier som gått allra sämst i november-december. De hade i januari en avkastning på 7,6 %. En analys av de fjorton år som visat upp den största nedgången visade att mönstret då varit ännu tydligare. McEnally gjorde dock ingen justering för eventuella skillnader i risknivå.

Givoly & Ovadia (1983) tog däremot hänsyn till riskfaktorn. Deras undersökningsperiod var 1945-1979. Som ett första steg rapporterar de genomsnittlig, ej riskjusterad, avkastning per månad för samtliga aktier på NYSE. Januari hade den högsta avkastningen, 4,36 %, följd av november med 2,24 % och december med 2,17 %. Lägst avkastning, -0,34 % respektive -0,11 % har juni och september haft.

Därefter grupperades aktierna. Nya grupper bildades varje månad. Den första gruppen bestod av de aktier som noterats i tolv månaderslägsta under månaden. Den andra gruppen bestod av de övriga aktierna på NYSE. Gruppernas avkastning följande månad beräknades. Den ojusterade januariavkastningen visade sig i genomsnitt vara 7,01 % för de aktier som nådde tolv månaderslägsta månaden före, och 3,63 % för den andra gruppen. Skillnaden mellan de två grupperna var inte signifikant någon annan månad.

Skillnaden mellan gruppernas avkastning kan, som tidigare framgått, bero på skillnader i risk mellan dem. I nästa steg beräknade därför Givoly & Ovadia riskjusterade avkastningar. Den onormala avkastningen definierades som skillnaden mellan den verkliga avkastningen och den avkastning som förutsägs av den s k marknadsmodellen.

Det visade sig att de båda gruppernas avkastningar fortfarande skilde sig åt i januari. Aktierna med tolv månaderslägsta i december hade en avkastning i januari som var 2,4 procentenheter större än den förutsagda. Den andra gruppens avkastning var 0,85 procentenheter lägre än normalt. I detta fall blev också skillnaden mellan grupperna signifikant i december. Den första gruppen bestod då av de aktier som haft tolv månaderslägsta i november. Den hade en onormal avkastning på 1,04 %, vilket kan jämföras med den andra gruppens 0,16 %.

Nästa fråga var hur många aktiers onormala avkastningar som växlade tecken under två på varandra följande månader. Det som var av speciellt intresse var om de aktier som hade en lägre avkastning i december än vad marknadsmodellen förutsagt skulle ha en högre avkastning än normalt i januari. Om de onormala avkastningarna är symmetriskt fördelade och det inte finns någon autokorrelation i serien är den väntade proportionen teckenshift 0,5.

Sett över alla aktier och månader var proportionen teckenshift 0,512. Aktierna i den grupp som hade haft tolv månaders lägsta under december uppförde sig dock annorlunda än genomsnittet. Av de aktier som hade haft en lägre avkastning än förutsagt i december hade ca 75 % en högre avkastning än normalt i januari. Proportionen teckenshift i januari var något högre än 0,5 även för aktier som inte nått tolv månaders lägsta i december.

Det senare tydde antingen på att tolv månaderskriteriet inte är tillräckligt för att identifiera alla sannolika försäljningskandidater, eller också på att skattemotiverade försäljningar inte är enda orsaken till de höga januariavkastningarna. För att testa tolv månaderskriteriet skapade Givoly & Ovadia en undergrupp av aktier ur tolv månadersgruppen. Gruppen bestod av de aktier som nått sin lägsta notering på 24 månader. Detta antogs vara ett bättre kriterium än tolv månaderskriteriet. Dessa aktier hade högre avkastning i januari, både med och utan hänsyn till risk, och fler ändringar från negativ onormal avkastning i december till positiv i januari än tolv månadersgruppen som helhet. Detta tolkades som ett starkt stöd för skattehypotesen.

Givoly & Ovadia delade till slut in aktierna i fem portföljer efter deras marknadsvärde inför vart och ett av åren 1965-1979. Inom varje portfölj gjordes sedan en indelning i två grupper efter sannolikheten för skatteförsäljning, på samma sätt som tidigare. Ju mindre företagen var, desto högre var avkastningen (både med och utan justering för risk) för aktierna i båda grupperna. Tolv månadersföretagen i mellanstorleken hade en januariavkastning, 7,3 %, som var mindre än de minsta, övriga företagens, 7,55 %. I samma storlekklass var dock januariavkastningen alltid högre för tolv månadersaktierna än för de övriga aktierna. När tjugofyramånadersaktierna analyserades separat

blev effekten liksom tidigare mer utpräglad. Det gällde alla storleksklasser.

Givoly & Ovadias slutsats av hela undersökningen var att resultaten stämde överens med skattehypotesens förutsägelser. De menade att skattelagstiftningen var den viktigaste förklaringen till årsskifteseffekten, men de uteslöt inte att det kunde finnas bidragande orsaker.

Schultz (1985) studerade den amerikanska aktiemarknaden under åren 1900-1929. Inkomstskattesatsen i USA nådde i slutet av år 1917 en nivå som var nästan lika hög som dagens. Innan dess var den försumbar. Om årsskifteseffekten beror på skatterna borde den därför inte ha funnits före år 1918.

Schultz jämförde Dow Jones index för industriföretag med avkastningen av en portfölj av "små" aktier. I den senare ingick alla aktier som hade en kurs på fem dollar eller mindre. Enligt Schultz har detta kriterium ett starkt samband med aktiernas marknadsvärde.

Avkastningen beräknades under den period som inleds med den näst sista börsdagen i december och slutar med den åttonde börsdagen i januari. Det visade sig att det under 10 av de 18 januarimånaderna före år 1918 varit Dow Jones-portföljen, med de stora företagen, som haft högst avkastning. Vilken av portföljerna som hade högst avkastning växlade till synes slumpvis mellan åren. När Schultz upprepade proceduren för åren 1918-1929 visade det sig att det varje år var portföljen med de små företagen som hade haft högst avkastning. Skillnaden mellan portföljerna var också större. Schultz drog slutsatsen att resultaten stödde skattehypotesen.

Den undersökning som utfördes av DeBondt & Thaler (1985) har också ett samband med skattehypotesen. De följde en "vinnarportfölj" och en "förlorarportfölj" under tre år. Portföljerna bildades genom att aktierna med högst respektive lägst avkastning under de tre närmast föregående åren fördes ihop. Denna procedur upprepades 16 gånger under åren 1930-1977.

Förlorarportföljen hade i genomsnitt under de tre följande åren en avkastning som var 19,6 procentenheter högre än marknadens, medan vinnarportföljens avkastning var ungefär fem procentenheter lägre. Den senare hade trots detta en högre risknivå. Speciellt intressant var att förlorarportföljen, som innehåller de aktier som mest sannolikt säljs av skatteskal, hade högst avkastning i samtliga tre januari-månader. Januarieseffekten var alltså inte begränsad till det första året.

Undersökningar på andra länders aktiemarknader

Man kan undersöka om det verkligen är skatterna som ligger bakom årsskifteseffekten genom att studera förhållandena i länder som har andra beskattningsår och annan skattelagstiftning än USA. Brown, Keim, Kleidon & Marsh (1983) gjorde en undersökning i Australien, som har en skattelagstiftning som skiljer sig betydligt från den amerikanska. Gultekin & Gultekin (1983) studerade 17 länders aktiemarknader. Berges, McConnell & Schlarbaum (1984) undersökte den kanadensiska marknaden före och efter år 1973, då Kanada införde realisationsvinstbeskattning. Kato & Schallheim (1985) studerade förhållandena på världens näst största aktiebörs, Tokyobörsen. Wahlroos & Berglund (1983) undersökte en av de minsta aktiebörserna, Helsingforsbörsen.

I Australien slutar beskattningsåret den 30 juni. Realisationsvinster och -förluster behandlas på två olika sätt, beroende på vilken kategori placeraren tillhör. Skattebetalande finansiella institutioner, t ex fondkommissionärer och banker, tar i deklarationen upp dem som vanliga inkomster och utgifter. Övriga placerare är befriade från skatt om aktierna kan betraktas som investeringar, dvs om de ägts under minst ett år och lämnar utdelning. I annat fall beskattas vinster, medan förluster inte får dras av.

Brown et al menade att skattesystemet ger de finansiella institutionerna motiv att realisera eventuella kursförluster i juni. Drivkraften är troligen starkare än i USA, eftersom det i Australien inte finns någon begränsning för hur mycket som får dras av. Detta betyder att

man i Australien skulle kunna vänta en hög juliavkastning, men däremot ingen hög avkastning i januari.

Avkastningen hade trots detta varit högst i januari för de flesta företagen. De minsta företagen hade dock högst avkastning i juli. De större företagen hade också haft en hög avkastning i denna månad. Liksom i USA hade de mindre företagen en högre genomsnittlig avkastning än de större, både före och efter justering för risk.

Forskarna menade att resultaten inte var så entydiga som de skulle ha varit om skattehypotesen varit riktig. Någon januarieffekt skulle i så fall inte funnits.

Gultekin & Gultekin (1983) använde sig i sin undersökning av de värdeviktade index som publiceras av företaget Capital International S.A.. Tolv europeiska länder samt Australien, Kanada, Japan, Singapore och USA ingick i undersökningen. I indexen ingick mellan 47 % och 80 % av varje börs marknadsvärde.

Då Gultekin & Gultekin endast hade tillgång till indexvärden kunde de inte dela in aktierna i grupper efter sannolikheten för skatteförsäljning. De fick nöja sig med att beräkna olika månaders genomsnittliga avkastning. De testade först om alla månaders avkastningar kom från samma sannolikhetsfördelning. Denna hypotes kunde förkastas i 12 av de 17 länderna.

Nästa fråga blev vilken månad som avvek från de övriga. De försökte besvara frågan genom att jämföra avkastningen den första månaden på beskattningsåret med avkastningen de andra månaderna. Den första månaden var januari i alla länder utom Australien och England. Det visade sig att det var januari som hade haft högst avkastning i alla länder där månaden inledde beskattningsåret. April, som är den första månaden i England, hade den högsta avkastningen där. Det enda undantaget var Australien, där juli, precis som i Brown et als undersökning, inte var månaden med högst avkastning.

Det är här av speciellt intresse att se på resultaten från Sverige, som var ett av de europeiska länderna. Under åren 1959 - 1979 var den

svenska skillnaden mellan januaris genomsnittsavkastning, som var ca 4 %, och de övriga månadernas avkastning en av de största i undersökningen. Den näst högsta avkastningen, 2,4 %, inföll i juli. September hade den lägsta genomsnittliga avkastningen, -1,1 %.

Berges et al (1984) undersökte förhållandena i Kanada före och efter införandet av realisationsvinstbeskattning år 1973. De påpekade att det är möjligt att kapitalmarknaderna i USA och Kanada är integrerade. Om det funnits en årsskifteseffekt även före 1973 kan det bero på att amerikanska placerare realiserat sina kursförluster på den kanadensiska aktiemarknaden.

Undersökningen visade att januaris avkastning hade varit den högsta under båda perioderna, 1951-1972 och 1973-1980. Berges et al delade därefter in företagen i två grupper, med hög respektive låg sannolikhet för skatteförsäljningar. Som mått på sannolikheten användes kvoten mellan aktiekursen vid årsskiftet och den högsta kursen under den period som fick räknas som ett yngre innehav i USA. Den kanadensiska lagstiftningen skiljer inte mellan kortare och längre innehav. I båda perioderna var januariavkastningarna högre för företag med hög sannolikhet. Skillnaden var dock inte statistiskt signifikant i någon period. Berges et al drog därför slutsatsen att skatternas inverkan inte kunde vara den enda förklaringen till januariavkastningarnas storlek.

Enligt Kato & Schallheim (1985) borde det inte finnas någon årsskifteseffekt i Japan. Den japanska lagstiftningen tillåter inte privata placerare att dra av realisationsförluster. De beskattas inte heller för realisationsvinster. Företagen omfattas däremot av realisationsvinstbeskattning. De kan dock välja sitt beskattningsår själva. Ungefär hälften av dem har ett beskattningsår som slutar i mars. Det finns därför ingen anledning att vänta sig en speciellt hög volym skattemotiverade aktieförsäljningar i december, och därmed inte heller någon hög januariavkastning.

Kato & Schallheim beräknade först genomsnittliga månadsavkastningar för ett urval av börsnoterade företag under åren 1952-1980. Också i Japan hade januari haft årets högsta genomsnittsavkastning. Ett

likaviktat index hade haft högre avkastning än ett värdeviktat. Detta tydde på att de små företagen också i detta land hade en högre januariavkastning än de större.

Företagen delades inför varje år in i tio grupper efter aktiernas marknadsvärde. Efter justering för risk var portföljens onormala januariavkastning större ju mindre aktiernas marknadsvärde var. Portföljernas ojusterade avkastning jämfördes också. Skillnaderna var störst i januari, men också ganska stora i juni. Kato & Schallheim såg ett möjligt samband med den ganska stora bonus de flesta japanska företag betalar ut till sina anställda två gånger om året. Detta sker oftast just i januari och juni.

Trots frånvaron av motiv för skatteförsäljningar fanns det alltså en årsskifteseffekt på Tokyobörsen. Kato & Schallheim menade att man därför måste ifrågasätta skattelagstiftningens betydelse för denna effekt.

Wahlroos & Berglund (1983) undersökte de 50 aktier som varit noterade på Helsingforsbörsen under perioden 1970-1981. Aktierna delades in i portföljer efter marknadsvärdet vid periodens inledning. Samtliga portföljer hade i januari haft en högre riskjusterad avkastning än väntat. I genomsnitt var den 2,5 procentenheter högre. Det fanns inte ett lika klart samband mellan företagsstorlek och onormal avkastning som på den amerikanska marknaden.

Wahlroos & Berglund testade därför en förklaring till årsskifteseffekten som inte har något samband med företagsstorleken. Man har konstaterat att ett tillkännagivande av en aktieuppdelning (split) eller en fondemission brukar föregås av flera månader med onormalt hög avkastning. Wahlroos & Berglund konstaterade att mars är den månad då de flesta sådana tillkännagivanden sker i Finland. De delade upp aktierna i två grupper: sådana som hade ett nära förestående tillkännagivande och sådana som inte hade det. Det visade sig att detta inte kunde förklara årsskifteseffekten. Aktierna i den första gruppen hade ingen signifikant onormal avkastning i januari.

I Finland kan realisationsförluster bara dras av mot realisationsvinster. Man kan alltså förutsäga att ju högre föregående års avkastningar var, desto högre ska januariavkastningen vara. Wahlroos & Berglund fann detta mönster. De kunde också konstatera att januariavkastningen var speciellt hög för de aktier som fallit i värde under föregående år. Trots att de var medvetna om invändningarna mot skattehypotesen fick de medge att resultaten stämde överens med den.

Är skatterna förklaringen till årsskifteseffekten?

Keim (1986, s 28) anser att "The evidence on the tax-loss hypothesis is less than conclusive.". De faktorer som talar för, respektive emot, hypotesen har beskrivits ovan. Ett försök till sammanfattning:

Mot hypotesen talar att:

1. Det finns flera invändningar mot den orsakskedja hypotesen är uppbyggd av.
2. Länder som saknat realisationsvinstbeskattning, t ex Japan och Kanada, har ändå haft en årsskifteseffekt.
3. Ingen undersökning har, efter riskjustering, funnit några spår av den prispress i december som förutsägs av hypotesen.

För hypotesen talar att:

1. De flesta studier har visat att hypotesen kan förklara åtminstone en del av skillnaderna i avkastning i januari.
2. Schultz (1985) kunde inte hitta en årsskifteseffekt under något av åren innan inkomstbeskattning infördes i USA. Effekten uppträdde för första gången omedelbart efteråt.

6.2.2 Årsskifteseffekten och de små företagen

I detta avsnitt kommer två undersökningar som gäller sambandet mellan årsskifteseffekten och småföretagseffekten att beskrivas. En aktuell

översikt över den övriga forskningen om småföretagseffekten finns i Keim (1986).

Skattehypotesen spelar in också i detta sammanhang. Som t ex Roll (1983a) påpekar har små företags aktier i allmänhet större kursrörelser än större företags aktier. Detta medför att små företags aktier oftare än större företags aktier har en negativ avkastning över en given tidsperiod, och därför är lämpliga reaförlustaktier. Reinganum (1983) försökte studera hur faktorerna samverkade. Hans undersökning kommer också att sammanfattas i detta avsnitt.

Keim (1983) studerade residualavkastningen, dvs den del av avkastningen som återstår efter en justering för risk. Varje år under perioden 1963 - 1979 delades de aktier som var listade på AMEX eller NYSE under hela året in i tio portföljer efter risknivå. Portföljernas sammansättning varierade alltså år från år. Det totala antalet aktier varierade från 1500 till 2400. Dagliga residualavkastningar beräknades genom att varje akties avkastning minskades med den likaviktade genomsnittsavkastningen på den riskportfölj aktien tillhörde. Två aktier som har en lika stor avkastning en viss dag kan alltså ha olika stor residualavkastning, om de tillhör två olika riskportföljer som haft olika stor genomsnittsavkastning denna dag.

I ett andra steg sorterade sedan Keim om aktierna i tio nya portföljer efter aktiernas marknadsvärde. Genom att beräkna likaviktade genomsnitt av residualavkastningarna för aktierna i de nya portföljerna fick han fram portföljernas dagliga residualavkastningar.

Ju mindre en portföljs marknadsvärde var, desto större var dess residualavkastning. Den dagliga residualavkastningen var 0,082 % för de minsta företagen och -0,038 % för de största. Detta betyder att de minsta företagen på ett år har en avkastning som är ungefär 20,7 procentenheter ($0,082 \cdot 252$ börsdagar) större än vad som är motiverat av deras risknivå. De största företagens avkastning är däremot 9,6 procentenheter lägre per år än vad den borde vara.

Keim beräknade också genomsnittlig residualavkastning per månad. Det negativa sambandet mellan residualavkastning och företagsstorlek var

betydligt mer utpräglat i januari än i någon annan månad. Residualavkastningarna i de övriga månaderna var mycket svagt positiva för de minsta företagen, och omkring noll för de övriga. I januari hade de minsta företagen en genomsnittlig daglig residualavkastning på ca 0,5 %. Värdet blev allt mindre när företagen blev större. De största företagen hade en genomsnittlig residualavkastning i januari på ca -0,3 %.

Keim drog av detta slutsatsen att en betydande del, nästan 50 %, av småföretagseffekten inträffar i januari. Han beräknade också residualavkastningar för varje dag i denna månad. Cirka 10,5 % av småföretagseffekten inträffar under årets första börsdag. 26,5 % kan hänföras till de första fem börsdagarna.

Lakonishok & Smidt (1983) undersökte också hur företagsstorleken inverkar på aktieavkastningen kring årsskiftet. De använde aktiens omsättning som mått på storleken. Undersökningen gällde samtliga företag (i snitt över åren ca 1900) som var noterade antingen på NYSE eller AMEX vid årsslutet 1979 eller senare. Undersökningsperioden var 1970-1981. Varje år delade de in företagen i tio storleksklasser med ledning av deras omsättning föregående oktober och november. Därefter beräknades genomsnittliga omsättningsmått.

Det fanns avsevärda skillnader i omsättning mellan företag i olika storleksklasser. I genomsnitt hade de allra minsta företagen en omsättning som var endast 0,07 % av de största företagens. En kontroll av omsättningsvolymen under 17 dagar kring årsskiftet visade att mindre företag dessa dagar hade en större daglig omsättningsvolym än dagsgenomsnittet under föregående oktober och november. De allra minsta hade de sista dagarna i december en volym som var 2 till 3,75 gånger så stor. Den sjönk sedan något de första dagarna i januari.

De mindre företagens mindre totala omsättning medför dock att det även kring årsskiftena förekommer dagar utan transaktioner. De minsta företagen handlades i genomsnitt under 76 % av de 17 dagarna. Motsvarande siffra för de största företagen var 99 %. Sett över enskilda dagar är procenttalen högre i slutet av december än i början av januari. Lakonishok & Smidt drog slutsatsen att vinstmöjligheterna

kring årsskiftet verkar större om måttet är genomsnittlig avkastning än om det är den möjliga vinsten i dollar.

Reinganum (1983) delade inför vart och ett av åren 1963 till och med 1979 in samtliga företag på NYSE och AMEX i tio grupper efter aktiernas marknadsvärde i slutet av föregående år. De klassificerades samtidigt efter förhållandet mellan aktiens kurs på årets sista börsdag och dess högsta kurs under det föregående halvåret. Detta användes som mått på sannolikheten för försäljning av skatteskäl. Under huvuddelen av perioden var maximigränsen i USA för ett yngre innehav just sex månader. Varje år bildades fyrtio grupper.

Företagens storlek och skattemåttet var som väntat inte oberoende. Bland de företag som ingick i portföljen med minst marknadsvärde hade 60 % värden på skattemåttet som placerade dem i den mest sannolika gruppen för försäljning. Mindre än en tiondel av företagen hamnade i den minst sannolika gruppen. Bland de största företagen var motsvarande siffror 7 % respektive 40 %.

Reinganum höll först företagsstorleken konstant och beräknade medelavkastningen varje börsdag i januari för grupperna med högst och lägst sannolikhet för skatteförsäljning. Över alla företagsstorlekar hade den förstnämnda gruppen en klart högre avkastning under de allra första börsdagarna i januari. De minsta företagen med högst sannolikhet hade en genomsnittlig avkastning på 4,1 % under årets första börsdag.

I nästa steg beräknade Reinganum genomsnittliga avkastningar för var och en av de fyrtio portföljerna under de första sju dagarna i januari, resten av januari samt de övriga elva månaderna. Det var bara de mindre företagen i högsannolikhetsgruppen som hade hög avkastning i början av januari. Samtliga mindre företag hade däremot en hög avkastning under resten av januari. Hypotesen att månadernas (januari räknad exklusive de första sju dagarna) genomsnittsavkastning var lika kunde förkastas för de 40 % av företagen som ingick i de fyra portföljer som hade minst marknadsvärde. Även efter det att de mycket stora avkastningarna de första dagarna i januari räknats bort kvarstod alltså en januarieffekt för dessa företag.

Reinganum drog slutsatsen att den höga avkastningen under årets första börsdagar kan hänföras till försäljningar av skatteskäl, men att detta inte kan förklara avkastningsmönstret under resten av januari.

6.2.3 Andra förklaringar till årskifteseffekten

Realisationsvinstbeskattningen har helt dominerat bland försöken att förklara årsskifteseffekten. Sambandet med småföretagseffekten har inte kunnat ge uppslag till någon annan möjlig orsak. Det förefaller just nu som om skattelagstiftningen inte räcker till som ensam förklaring. Några andra förklaringsförsök har framförts.

Roll (1983a) undersökte om det fanns några fel i den databas som använts i de flesta amerikanska undersökningar. När han kontrollerade de största januariavkastningarna upptäckte han att de flesta härrörde från aktier med mycket låga kurser, oftast under två dollar. Detta var inte ett fel i databasen. Några sådana kunde inte upptäckas.

Det var inte heller flerdagsavkastningar som låg bakom de höga januariavkastningarna. Sådana kan uppkomma t ex när nya företag listas på börser, eller när företag avregistreras. Nya företag listas med jämna mellanrum över hela året. Avregistreringarna sker däremot ofta kring årsskiftet. Årsskifteseffekten blev dock ännu lite tydligare när beräkningarna gjordes om utan dessa företag. Roll fick, något motvilligt, konstatera att skattehypotesen var en troligare förklaring. Han menade att det kan vara transaktionskostnaderna och placerarnas dåliga likviditet som gör att de inte eliminerar mönstret.

Keim (1986) föreslår likviditetsfaktorn som en möjlig förklaring. Periodiskt återkommande inflöden av t ex pensionsfondsmedel skulle kunna ge upphov till säsongvariationer på aktiemarknaden. Kato & Schallheim (1985) fann ju att säsongvariationerna på den japanska marknaden sammanföll med bonusutbetalningarna. Mot denna förklaring talar i stort sett samma argument som talar mot skattehypotesen: mekanismen bakom denna förmodade påverkan är oklar, och placerarna skulle kunna eliminera ett återkommande mönster.

Ännu diskuteras alltså orsakerna till årsskifteseffekten. Nya tecken på regelbundenheter i aktiemarknadens avkastning just i januari upptäcks också. Keim (1986) redogör för några av de nyaste upptäckterna. Aktier med låg eller ingen utdelning har haft en betydligt högre avkastning i januari än övriga aktier. P/E-effekten, som innebär att aktier med lågt P/E-tal har onormalt hög avkastning, visar sig tydligast i januari. Tinic & West (1984), som undersökte hur sambandet mellan avkastning och risk varierar mellan månaderna, fann att det var starkast i januari.

Även om orsakerna till årsskifteseffekten är oklara tycks det nu råda enighet på följande punkter:

1. Företag vilkas kurser fallit under föregående år har i januari en högre genomsnittlig avkastning, även efter justering för risk, än övriga företag. Detsamma gäller företag vilkas aktier har ett lågt marknadsvärde.
2. Detta är speciellt intressant eftersom januari i genomsnitt haft en högre avkastning än andra månader.
3. Roll (1983a) upptäckte att de höga avkastningarna i USA först uppträder den sista börsdagen i december. De fem första börsdagarna i januari har speciellt höga avkastningar, men avkastningarna är höga månaden ut. Det senare gäller speciellt de mindre företagen.

6.3 UNDERSÖKNINGENS UPPLÄGGNING

Frågan som undersökningen ska besvara är om det också i Sverige funnits skillnader i januariavkastning mellan företag i olika storleksklasser och mellan företag med olika hög sannolikhet för realisationsförlustförsäljningar.

Undersökningen är av mindre format än de flesta av de utländska undersökningar som refererats tidigare. Data finns endast för sju år och fem månader och för 49 aktier. Slutsatserna kommer liksom tidigare endast att gälla denna period och dessa aktier.

De 49 aktierna valdes med målet att de skulle vara de "största" aktierna på Stockholmsbörsen. Detta betyder att det inte är möjligt att besvara frågan om avkastningsskillnader mellan små och stora företag. Stockholmsbörsens små företag finns inte med i urvalet. Den fråga som kan besvaras är om det finns någon skillnad mellan de största och de något mindre företagen. Svaret på denna fråga är inte ointressant. De något mindre företagen har större omsättningsvolym och mindre tunn handel än de allra minsta. Det är därför enkelt för en placerare att utnyttja en eventuell avkastningsskillnad mellan de två undersökta grupperna.

De månatliga avkastningarna räknades fram från den dagliga avkastningsfil som använts i de övriga delstudierna. Det finns olika metoder för denna omräkning. En del av dessa ger när de tillämpas på portföljer inte en avkastning som verkligen kan uppnås av placerarna. Roll (1983b) rekommenderade därför den beräkningsmetod som använts här. Tabell 6.1 illustrerar beräkningssättet.

Tabell 6.1 Beräkning av längre perioders avkastning med utgångspunkt i dagliga avkastningar.

			Kurs		Avkastning		Ackumulerad avkastning	
Aktie:			1	2	1	2	1	2
Dag								
1	100	100						
2	110	90			0,1	-0,1	0,10	-0,10
3	121	81			0,1	-0,1	0,21	-0,19
Genomsnittlig avkastning = $(121+81)/(100+100)-1 = 1 \%$ eller $(0,21+(-0,19))/2 = 1 \%$								

En placerare som investerar 100 kr i vardera aktien har aktier till ett värde av 202 kr dag 3. Detta ger en avkastning på 1 %. Det är den avkastning som fås fram då alla aktiers ackumulerade avkastning först

beräknas var för sig, och ett likaviktat genomsnitt därefter räknas fram. Om man däremot hade beräknat en genomsnittlig avkastning varje dag, och därefter ackumulerat denna, hade avkastningen blivit 0 %. Denna avkastning skulle placeraren fått genom att dagligen balansera portföljen, dvs genom att varje dag placera lika mycket i varje aktie. Denna strategi går knappast att genomföra i praktiken.

Vid ackumuleringen har alla månadens avkastningar använts, alltså även avkastningar som är justerade för t ex utdelningar och emissioner. De aktier som inte handlats varje dag kan vid månadens inledning ha en avkastning som beräknats från en dag i slutet av förra månaden. Detta inverkar troligen inte så mycket på resultaten.

6.4 RESULTAT

6.4.1 Totalt

De månatliga avkastningarna under perioden januari 1978 till och med maj 1985 finns i tabell 6.2 på nästa sida. Genomsnitten illustreras i figur 6.1.

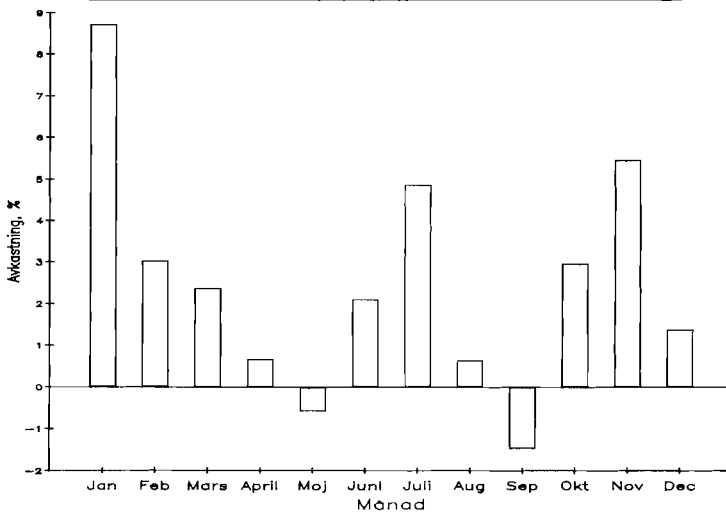
Januari har också i Sverige haft den högsta avkastningen. I genomsnitt har den varit 8,7 %. Avkastningen har varit positiv under samtliga åtta januarimånader. Också november, med 5,5 % i genomsnitt, och juli, med 4,9 %, har varit bra börs månader. Juliavkastningen har också varit positiv under samtliga år. Två månader, maj och september, har haft negativa genomsnittsavkastningar, -0,6 % respektive -1,5 %. I tabell 6.2 syns också att aktiekurserna steg mycket kraftigt mellan september 1982 och februari 1983.

En kontroll av Affärsvärldens generalindex under samma period visar att resultaten inte bara gäller de undersökta aktierna. Januaris genomsnittsavkastning är något lägre, 6,7 %, för alla marknadens aktier. Den är dock fortfarande störst. Därefter följer november, med 4,5 %, och juli, med 4,2 %. Maj och september har fortfarande den lägsta avkastningen, -0,7 % respektive -1,6 %.

Tabell 6.2 Genomsnittliga avkastningar per månad, %.

År	Jan	Feb	Mars	April	Maj	Juni
1978	12,36	-4,26	10,64	4,19	-4,17	2,21
1979	11,13	-4,94	1,47	-4,24	0,37	-2,03
1980	8,85	2,18	-0,65	2,37	0,39	1,77
1981	0,29	12,13	5,72	-1,54	9,36	12,29
1982	1,60	2,13	-3,68	-4,30	3,46	1,12
1983	17,87	23,43	1,21	7,10	-2,14	-3,58
1984	11,04	-2,77	5,60	-2,19	-7,93	3,06
1985	6,67	-3,58	-1,30	4,03	-3,99	
Medel- värde	8,73	3,04	2,38	0,68	-0,58	2,12

År	Juli	Aug	Sep	Okt	Nov	Dec
1978	7,67	1,30	-2,60	-6,75	3,26	0,92
1979	1,85	1,13	-1,28	1,61	2,42	1,98
1980	1,19	-3,31	-1,44	8,16	6,92	4,61
1981	7,73	-2,91	-6,37	9,27	8,49	-2,51
1982	3,65	0,41	7,07	10,23	10,89	5,85
1983	10,88	10,35	-1,82	-0,88	9,67	-2,77
1984	1,21	-2,39	-3,98	-0,82	-3,41	1,64
Medel- värde	4,88	0,65	-1,48	2,97	5,46	1,39



Figur 6.1 Genomsnittsavkastning per månad, januari 1978 - maj 1985.

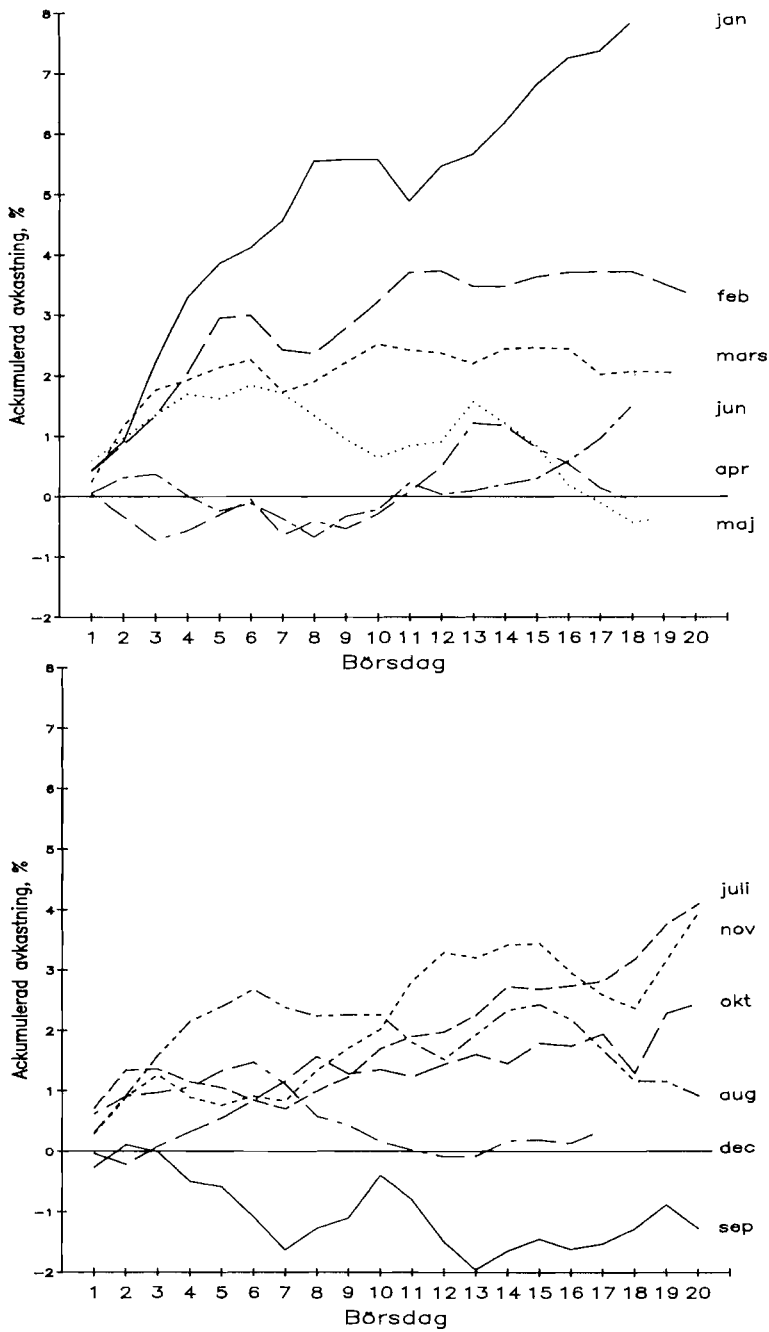
Figur 6.2 på nästa sida visar hur den ackumulerade avkastningen utvecklats varje månad. Varje akties avkastning har ackumulerats från första dagen i månaden. Varje dag har genomsnittet beräknats över de aktier som handlats denna dag. Olika månader är olika långa. Diagrammen har avbrutits vid det antal börsdagar som den kortaste månaden under de sju åren har haft. Ett undantag har gjorts för maj. Maj 1983 hade bara tolv börsdagar.

Januari skiljer sig från de övriga månaderna. Under 17 av 18 dagar stiger avkastningen. Från och med den tredje dagen är den ackumulerade avkastningen större än under någon annan månad. Redan den åttonde börsdagen under året är den ackumulerade avkastningen i genomsnitt 5,5 %. Den artonde börsdagen är den 7,8 %.

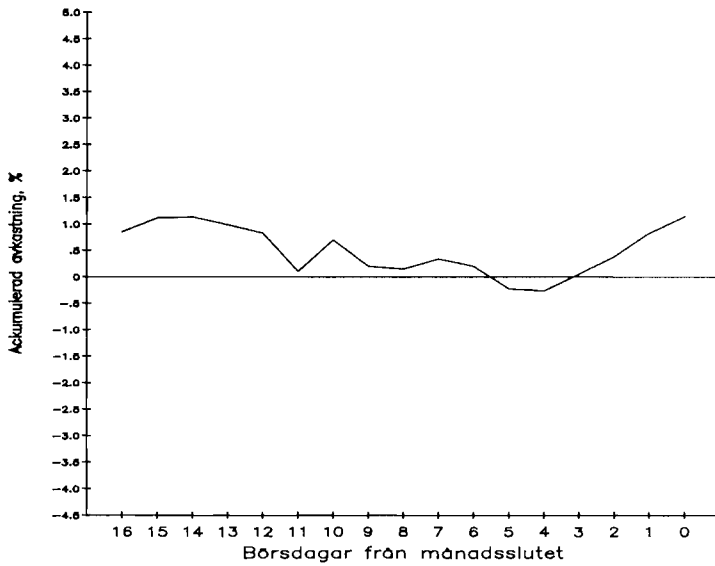
Uppgången under januari tycks fortsätta under de första dagarna i februari. Månaderna därefter karaktäriseras av mindre rörelser. Juli, som också varit en bra börsmånad, visar i motsats till januari inte upp någon kontinuerlig uppgång. Uppgången kommer under månadens sista del.

Rolls (1983a) undersökning visade att januariuppgången startade redan den sista börsdagen i december. Figur 6.3 visar den genomsnittliga decembermånaden. I motsats till decembermånaden i figur 6.2 utgår beräkningarna här från slutet av månaden. De sju decembermånaderna är olika långa. Dag 0 i figuren svarar mot den sista börsdagen i december varje år, dag 1 mot den näst sista osv. Diagrammet startar dag 16, vilket beror på att den kortaste decembermånaden innehöll sjutton börsdagar.

Varje akties avkastning har ackumulerats från decembers första börsdag till alla andra dagar i december. Genomsnitt har därefter beräknats över alla aktier för varje börsdag. Dessa genomsnitt har summerats över åren, och division med sju har givit årsgenomsnitt.



Figur 6.2 Ackumulerad avkastning varje månad.



Figur 6.3 Avkastningsutvecklingen en genomsnittlig decembermånad.
Avkastningen ackumulerad från månadens början.

Den ackumulerade avkastningen rör sig mellan 0 % och 1 % fram till femte dagen före månadsslutet, då den blir svagt negativ. Från dag 4 stiger den igen, för att vara uppe i 1,4 % vid månadens slut. Uppgången verkar alltså starta tidigare i Sverige än i USA. Detta är speciellt intressant mot bakgrund av att man, enligt Ekman & Tivéus (1984, s 16), i Sverige själv får välja beskattningsår i de fall transaktionen sker ett år och betalningen nästa. Eftersom betalningen sker den femte börsdagen efter transaktionen blir detta aktuellt under dagarna 4 till och med 0 i figuren ovan.

Då månaden januari är av speciellt intresse har den studerats varje enskilt år. Figur 6.2 visade att den genomsnittliga ackumulerade avkastningen snabbt stiger under början av januari. Den planar därefter ut under några dagar, för att följas av ytterligare en uppgång under månadens sista hälft. Regeringens budgetproposition,

som läggs fram i mitten av januari, har förmodligen betydelse i sammanhanget.

Under årsskiftena 1979/80 och 1980/81 saknas den snabba uppgången under början av januari. Diskontot höjdes under båda dessa januari-månader. 1980 var höjningen en procentenhet. Den följdes av en snabb uppgång. 1981 höjdes diskontot med två procentenheter. Avkastningen under januari det året blev endast 0,29 %. Februariavkastningen var 12,13 %. Januari 1983 hade den högsta avkastningen av alla januari-månader, 17,9 %. Diskontot sänktes denna månad med en procentenhet.

Diskontot låg stilla i januari de övriga fem åren. De visar alla upp en snabb uppgång under januaris inledning. Uppgången i slutet av månaden saknas dock 1982 och 1985. Aktiekurserna sjönk i stället kraftigt under slutet av januari 1982.

Januaris inledning kännetecknas alltså av en kraftig kursuppgång under sex av de åtta åren. Dess avslutning har visat upp stigande kurser under fem av åtta år.

6.4.2 Större och mindre företag

Det vanligaste måttet på företagsstorlek i tidigare undersökningar är aktiernas marknadsvärde. Detta mått har använts också här. Företagen har delats in i endast två grupper, då antalet aktier är lågt. Detta har skett inför varje nytt år.

Uppgifter om antalet aktier i varje företag inför varje nytt år fanns inte omedelbart tillgängliga. I stället för att samla in dessa uppgifter använde jag en genväg. Tidskriften Affärsvärlden publicerade inför åren 1979-1983 "börskartor", som visade börsföretagens aktuella marknadsvärde. Uppgifter om storleken hämtades från dessa börskartor (i numren 1/2 1979, 7/1980, 3/1981, 3/1982 och 3/1983). Klassificeringen inför år 1978 gjordes med utgångspunkt i en beräkning i Veckans Affärer nr 45/1977. Den räknades om och kompletterades med hjälp av aktiekurserna sista börsdagen 1977. Inför 1985 grupperades företagen med hjälp av storleksuppgifter i Öhmans Börsguide 1985,

omräknade med hjälp av 1984 års sista aktiekurser. Till sist samlades uppgifter om antalet aktier i de företag som varje år låg kring gränsen mellan grupperna in för kontroll.

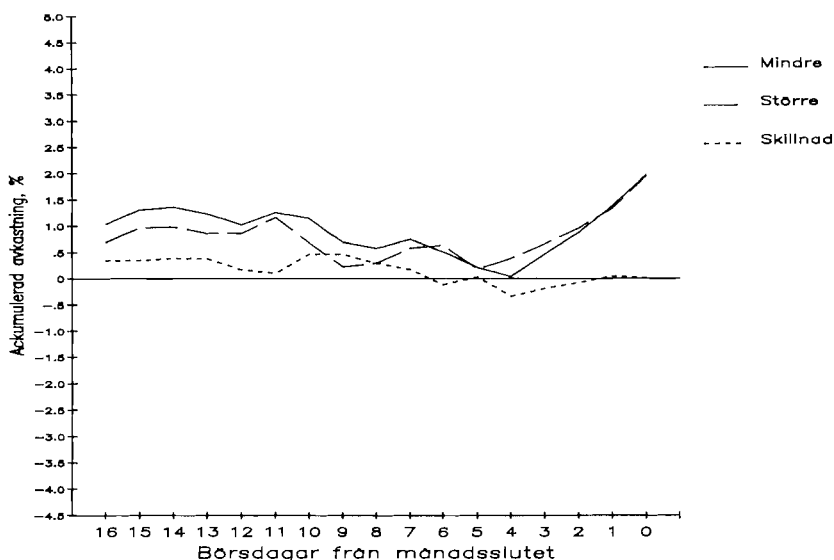
Det har till stor del varit samma företag i grupperna år från år. Trettiofyra av de fyrtionio aktiekurserna har funnits i samma klass varje år. Fyra företag har företrätts av två aktiekurser var. Det betyder att Volvo, SKF och Alfa Laval har haft dubbelt så stor vikt som de övriga företagen bland de största (Alfa Laval flyttades till den andra gruppen 1985). Detsamma gäller MoDo bland de mindre företagen. Skillnaden mellan gruppernas avkastningar bör dock inte ha påverkats på något avgörande sätt av detta.

Tabell 6.3 Skillnad i avkastning, mätt i procentenheter, mellan mindre och större företag.

År	Jan	Feb	Mars	April	Maj	Juni
1978	4,95	-2,97	8,37	-7,37	-0,52	1,45
1979	6,74	1,19	1,09	-0,09	-3,12	-2,12
1980	10,88	3,76	-2,34	-1,69	-1,80	-0,49
1981	4,27	-0,16	-3,44	2,45	2,73	-2,49
1982	3,99	4,35	-1,54	-2,57	-1,80	1,63
1983	7,31	4,52	2,97	-4,97	-0,71	2,05
1984	3,42	-2,51	2,48	1,02	0,57	0,25
1985	-1,24	-1,68	1,27	0,70	2,22	
Medel- värde	5,04	0,81	1,11	-1,56	-0,30	0,04
År	Juli	Aug	Sept	Okt	Nov	Dec
1978	0,29	0,32	0,70	-1,37	1,43	1,34
1979	0,63	4,91	-1,69	1,74	2,28	-0,46
1980	1,27	-3,38	-2,17	-2,76	0,59	-0,25
1981	0,60	-3,45	-2,28	-2,82	2,78	0,63
1982	-2,17	1,13	-4,45	-3,50	-4,22	2,52
1983	5,23	7,81	4,34	2,09	2,87	0,45
1984	-0,81	-0,95	1,34	-0,52	1,31	3,58
Medel- värde	0,72	0,91	-0,60	-1,02	1,01	1,25

Tabell 6.3 visar skillnaden mellan de mindre och de större företagens avkastning varje månad. Ett positivt värde betyder att de mindre företagen i genomsnitt haft högre avkastning. Raden längst ned, som ger genomsnittsskillnaden, visar att detta varit fallet under åtta av de tolv månaderna. Undantagen är april, maj, september och oktober. Den största genomsnittliga skillnaden, 5,04 procentenheter, har infallit i januari. Skillnaden har varit positiv under alla år utom 1985. Över de åtta åren har de mindre företagen haft en genomsnittlig januariavkastning på 11,3 %. Motsvarande siffra för de största företagen är 6,26 %.

Skillnaden mellan grupperna är mindre de övriga månaderna. Man bör dock komma ihåg att dessa månader har haft en lägre genomsnittlig avkastning än januari. Jämfört med genomsnittsavkastningen kan därför skillnaderna vara lika stora eller större. Sett ur effektivitets-synpunkt kan skillnader på en procentenhet eller mindre däremot knappast betraktas som intressanta, förutsatt att grupperna har ungefär samma risknivå. De mindre företagen har haft en högre avkastning under alla år utom ett också i november, men i övrigt är positiva och negativa skillnader ungefär lika vanliga.

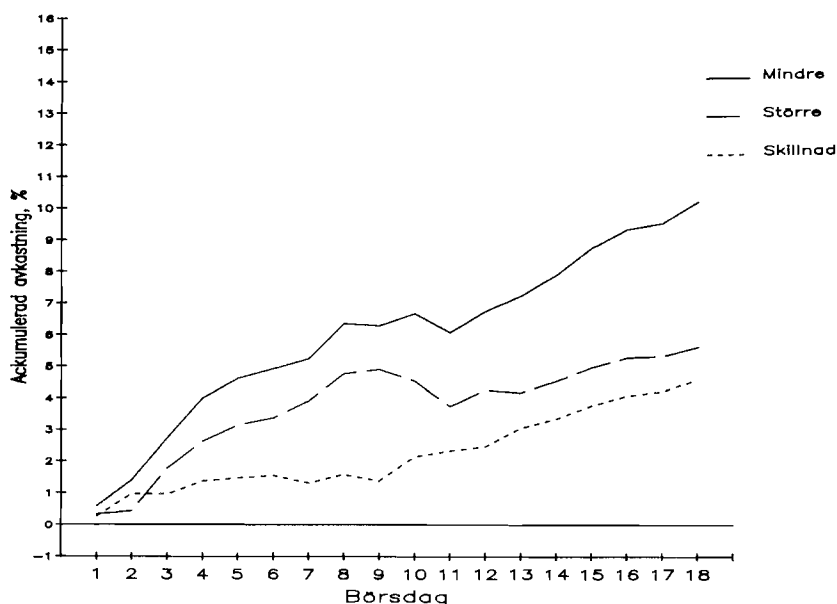


Figur 6.4 Skillnad i ackumulerad avkastning, mätt i procentenheter, mellan mindre och större företag i december. Genomsnitt över åren 1978 - 1984.

Börsdagarna i varje månad har studerats enskilt, på samma sätt som i förra avsnittet. Nu är det skillnaden i ackumulerad avkastning mellan grupperna som har räknats fram varje dag. Figur 6.4 visar avkastningen i december för de två grupperna. Den gruppindelning som använts är den som gjordes i slutet av samma decembermånad. På detta sätt kan samma grupper jämföras i december och januari.

Som synes är skillnaden mellan grupperna i ackumulerad avkastning inte stor. Båda gruppernas ackumulerade avkastning stiger i slutet av månaden. De sista dagarnas avkastning är alltså relativt hög.

Figur 6.5 visar januari. Denna månad visar återigen upp ett mönster som avviker från de övriga månadernas. Skillnaden mellan stora och mindre företags avkastning är större än under någon annan månad redan från och med första börsdagen. Den blir sedan allt större under de följande börsdagarna.



Figur 6.5 Skillnad i ackumulerad avkastning, mätt i procentenheter, mellan mindre och större företag i januari. Genomsnitt över åren 1978 - 1985.

Under de övriga tio månaderna förekommer endast mindre skillnader mellan grupperna. Den slutliga skillnaden i ackumulerad avkastning den sista börsdagen är liten.

De skillnader i avkastning som presenterats i detta avsnitt är inte justerade för eventuella skillnader i risknivå mellan de stora och de något mindre företagen. En sådan justering sker ofta genom att man antar att portföljernas avkastning bestäms av den s k marknadsmodellen. Enligt denna bestäms portföljens avkastning, r_p , delvis av dess samvariation med marknadens avkastning, r_m . Sambandet är linjärt:

$$r_p = \alpha_p + \beta_p r_m + u \quad (6.1)$$

Koefficienterna α_p och β_p uppskattas med hjälp av parvisa värden på r_p och r_m från någon tidigare period. β_p mäter portföljens risknivå, dvs hur starka variationerna i dess värde brukat vara jämfört med marknadens variationer. Man kan av formeln se att den portfölj som består av samtliga aktier på marknaden definitionsmässigt har $\alpha_p = 0$ och $\beta_p = 1$. Dess avkastning, r_p , är ju lika med r_m . Betavärden för enskilda aktier på den svenska marknaden finns publicerade, t ex i Öhmans Börsguide.

Följande enkla överslagsberäkning visar att avkastningsskillnaden i januari är för stor för att kunna förklaras med riskargument. Om r_l betecknar avkastningen av portföljen av mindre företag och r_s avkastningen för de stora företagen ger marknadsmodellen följande samband för skillnaden i avkastning mellan portföljerna:

$$r_l - r_s = \alpha_l + \beta_l r_m - (\alpha_s + \beta_s r_m) = \alpha_l - \alpha_s + (\beta_l - \beta_s) r_m \quad (6.2)$$

Den del av avkastningsskillnaden en viss månad som beror på skillnaden i risknivå ges av termen $(\beta_l - \beta_s) r_m$. En aktieportföljs betavärde är ett genomsnitt av de ingående aktiernas betavärden. För att få en grov uppskattning av de två portföljernas betavärden använde jag mig av de värden som publicerats i Öhmans börsguide inför åren 1982 och 1985. Det första året hade portföljen av stora företag ett betavärde på 1,09. De mindre företagens beta var 1,20. Inför 1985 var

motsvarande värden 1,10 och 1,13. Det föreföll rimligt att anta att den maximala riskskillnaden något av åren kunde vara en halv enhet. I så fall blir den del av avkastningsskillnaden mellan grupperna en viss månad som beror på riskskillnaden lika med hälften av marknadens avkastning denna månad.

Om man tillämpar detta på avkastningsskillnaden i januari, och använder avkastningen av Affärsvärldens generalindex som en uppskattning av marknadens avkastning, får man en grovt riskjusterad avkastning. Den återfinns i tabell 6.4.

Tabell 6.4 En uppskattning av den maximala riskjusterade skillnaden i avkastning mellan mindre och större företag i januari.

År	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985
Skillnad	4,95	6,74	10,88	4,27	3,99	7,31	3,42	-1,24
$-0,5 \cdot r_m$	4,80	4,18	2,90	0,08	-0,08	7,50	4,58	2,05
Differens	0,15	2,56	7,98	4,19	4,07	-0,19	-1,16	-3,29

Med undantag av de tre sista åren har de mindre företagen fortfarande en större avkastning. En kontroll med hjälp av Öhmans börsguide visade att portföljerna hade identiska betavärden år 1983 och 1984, 1,05 respektive 1,19. Inför 1985 skilde betavärdena sig åt bara med 0,03 enheter, som framgick ovan. Riskjusteringen är alltså för stor dessa år.

Någon uppskattning av de två portföljernas verkliga risknivåer kommer inte att göras. En sådan uppskattning är förknippad med ett grundläggande problem. Meningen är att den ska ge ett mått på portföljernas normala avkastning. Den onormala avkastningen i varje månad kan sedan beräknas. Problemet ligger i att man i dagens läge inte kan utesluta att aktiemarknaden kännetecknats av onormal, säsongsbetonad avkastning också under de månader man använder för att uppskatta α och β . Parameterskattningarna kommer i så fall att bli missvisande. Den riskjusterade avkastningen kommer att ge ett falskt intryck av precision. Jag har därför valt att inte göra någon riskjustering.

6.4.3 Företag med olika sannolikhet för skattetransaktioner

Det är inte lätt att identifiera aktier som kan väntas ha en hög andel skattemotiverade transaktioner i december. Det idealiska vore att ha tillgång till en förteckning över de transaktioner som gjort i varje aktie under de närmast föregående åren, med uppgifter om pris, volym och typ av placerare. Detta skulle göra det möjligt att identifiera placerare som har realiserade kursvinster och potentiella realisationsförluster inför varje årsskifte.

Varken i de tidigare undersökningarna eller i denna har en sådan förteckning funnits tillgänglig. Jag har i stället använt samma mått som använts i alla tidigare undersökningar, aktiens sista betalkurs under året dividerad med den högsta kursen under den period som räknas som ett yngre innehav. Denna period har i Sverige under hela undersökningsperioden varit två år.

Måttet beräknades till en början en gång årligen, i december. 1977 och 1978 fick tvåårshögsta hämtas ur tidskriften Affärsvärlden. Även i detta fall delades aktierna in i två lika stora grupper. Fyra företag representeras liksom tidigare av två aktieslag var. Gruppernas sammansättning varierar betydligt mer över åren än vid indelningen efter storlek. Inget företag har befunnit sig i samma grupp varje år.

Skillnaden i genomsnittsavkastning mellan företagen med ett lågt värde på skattemåttet och de med ett högt finns i tabell 6.5 på nästa sida. Den förstnämnda gruppen är alltså den som innehåller de aktier som med hög sannolikhet såldes av skatteskäl föregående december. En positiv skillnad betyder att denna grupp haft störst avkastning. Sista raden i tabellen visar genomsnittet över åren. Januaris genomsnittsskillnad är återigen högst, 5,07 procentenheter. Företag med hög sannolikhet för skatteförsäljning föregående december har i genomsnitt haft en januariavkastning på 11,2 %, jämfört med 6,1 % för den andra gruppen. Skillnaden har varit positiv under alla år utom 1980. År 1981 var skillnaden mellan grupperna större i februari än vad den var i januari.

Tabell 6.5 Skillnaden i avkastning, mätt i procentenheter, mellan aktier som med hög respektive låg sannolikhet såldes föregående december.

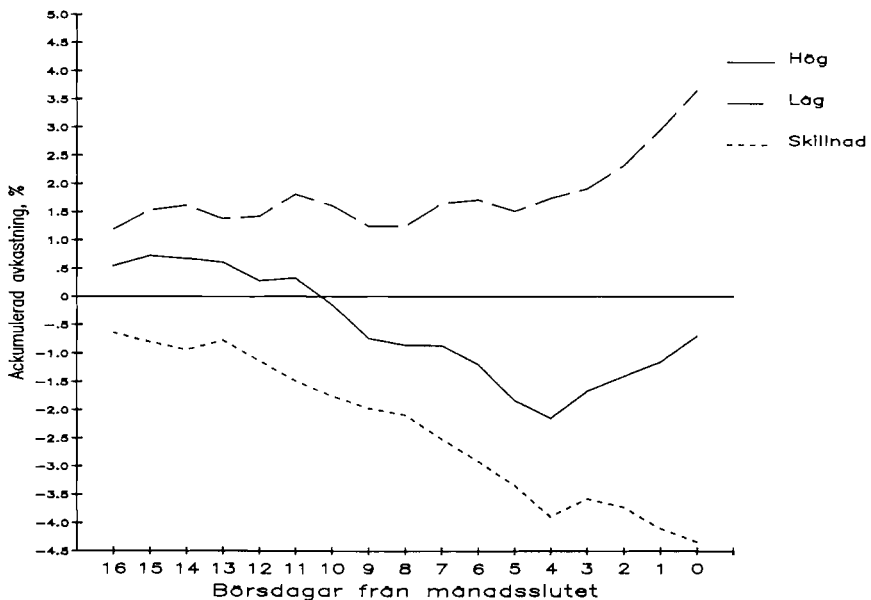
År	Jan	Feb	Mars	April	Maj	Juni
1978	10,42	-7,65	12,06	-3,80	-3,73	-1,55
1979	6,87	0,03	1,16	-1,82	0,08	-0,39
1980	-3,49	-0,50	0,06	3,57	-0,36	-0,84
1981	1,25	6,91	0,97	2,83	-0,68	1,62
1982	6,41	4,35	-2,56	-0,53	-1,27	-1,35
1983	7,96	-1,82	0,78	-0,90	0,16	-0,09
1984	5,21	-0,12	2,97	-3,40	-1,66	1,29
1985	5,93	-2,26	2,55	-0,59	-0,07	
Medel- värde	5,07	-0,13	2,25	-0,58	-0,94	-0,19

År	Juli	Aug	Sep	Okt	Nov	Dec
1978	4,34	-2,13	-0,56	-5,44	0,27	-3,06
1979	-0,49	-1,02	1,34	3,30	-3,07	1,70
1980	-0,68	-0,47	0,56	1,63	2,64	-2,71
1981	2,10	3,54	-0,49	-4,68	4,38	-2,81
1982	0,53	2,09	2,45	1,52	-1,89	1,85
1983	0,50	4,55	1,59	-0,89	-2,88	3,58
1984	0,89	-0,49	-0,40	-0,47	-2,95	2,09
Medel- värde	1,03	0,87	0,64	-0,72	-0,50	0,09

I de övriga elva månaderna är genomsnittsskillnaderna mindre i storleksordning och lika ofta positiva som negativa. Det näst högsta genomsnittet infaller i mars och beror mycket på en stor skillnad i mars 1978. Även om skillnaden varit positiv sju marsmånader av åtta har den oftast varit ganska liten.

Den ackumulerade skillnadens utveckling över månaden har beräknats också i detta fall. December illustreras i figur 6.6. Gruppindelningen är den som gjordes i slutet av samma månad. Figuren ser annorlunda ut än i fallet med större och mindre företag. Nu finns det en klar skillnad mellan grupperna. Den grupp vars aktiekurs befinner sig

närmare tvåårshögsta, dvs gruppen med låg sannolikhet för skatteförsäljning i december, har en positiv avkastning i december. Den andra gruppens avkastning är negativ.



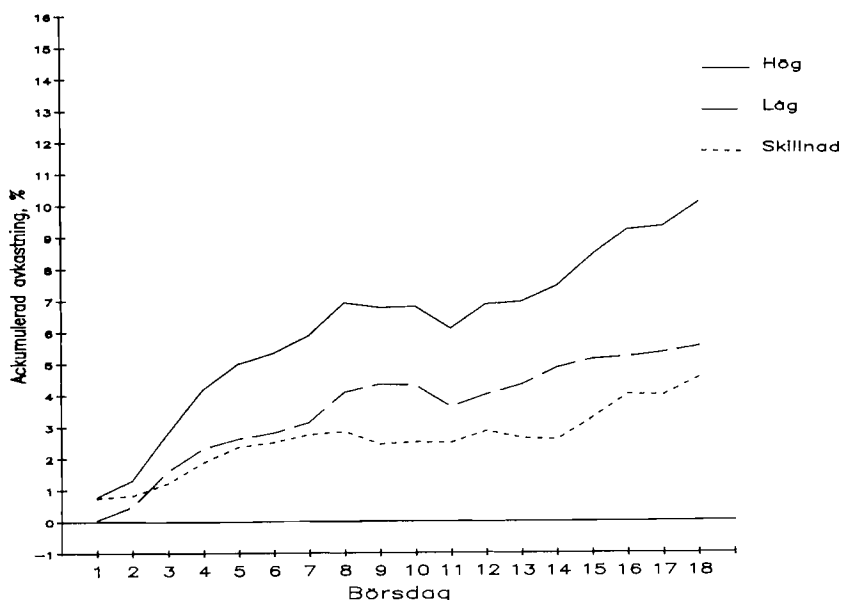
Figur 6.6 Skillnad i ackumulerad avkastning i december mellan aktier som med hög respektive låg sannolikhet såldes av skatteskal samma månad. Skillnaden mätt i procentenheter. Genomsnitt under 1978-1984.

Innan man drar några slutsatser av figuren bör man dock beakta hur gruppindelningen är gjord. Aktierna delades in efter hur långt kursen på årets sista börsdag befann sig från tvåårshögsta. Detta betyder att aktier vilkas kurs föll under december oftast befinner sig i gruppen med hög sannolikhet. Den negativa avkastningen i december är alltså väntad.

Det intressanta i figuren är de fem sista dagarna före årsskiftet. Enligt skattehypotesen bör aktierna i gruppen med hög sannolikhet för skatteförsäljning visa upp stigande kurser så snart skatteförsäljningarna upphört. Detta antas ske i och med december månads utgång. Sett

över alla aktier steg avkastningen under decembers sista börsdagar. Om detta har något samband med skattelagstiftningen borde det finnas en skillnad mellan de två grupperna under dessa dagar. Figuren visar att så inte varit fallet. Det är inte bara gruppen med hög sannolikhet som haft en uppgång. Den andra gruppens uppgång är lika stor.

Den ackumulerade avkastningen i januari illustreras i figur 6.7. Januari har redan från och med första börsdagen en större skillnad mellan grupperna än någon annan månad. Den artonde börsdagen är den drygt två och en halv gång så stor, mätt i procentenheter, som under den månad som följer närmast i storleksordning, mars. Skillnaden växer dock inte lika snabbt som motsvarande skillnad mellan storleksgrupperna. Den växer snabbt de första fem dagarna och är sedan i stort sett oförändrad fram till dag 14, då den ökar igen. Också de första dagarna i februari visar upp en snabbt ökande skillnad. Skillnaden är betydligt mindre i de övriga månaderna.



Figur 6.7 Skillnad i ackumulerad avkastning i januari mellan aktier som med hög respektive låg sannolikhet såldes av skatteskäl i december. Skillnaden mätt i procentenheter. Genomsnitt under 1978-1985.

Också i detta fall är skillnaden i januariavkastning för stor för att förklaras av skillnader i risk. Aktier vilkas kurser varierar mycket har med större sannolikhet en kurs långt ifrån tvåårshögsta vid årsskiftet. Stora variationer betyder i allmänhet en högre risknivå, dvs ett högre β . Det är därför sannolikt att det är aktierna i högsannolikhetsgruppen som haft det högsta betavärdet.

Om man antar att skillnaden mellan grupperna även i det här fallet maximalt är en halv enhet ger tabell 6.6 en grov uppskattning av den riskjusterade skillnaden. Fem av sex skillnader är fortfarande positiva.

Tabell 6.6 En uppskattning av den maximala riskjusterade skillnaden i avkastning i januari mellan aktier som med hög respektive låg sannolikhet såldes av skatteskal i december.

År	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985
Skillnad	10,42	6,87	-3,49	1,25	6,41	7,96	5,21	5,93
-0,5*r _m	4,80	4,18	2,90	0,08	-0,08	7,50	4,58	2,05
Differens	5,62	2,69	-6,39	1,17	6,49	0,46	0,68	3,88

Det finns inget skäl till varför realisationsförlustförsäljningar inte skulle kunna förekomma också i andra månader än i december, med en kursåterhämtning i följande månad. För en kontroll av detta har gruppindelningen i ett andra steg gjorts inför varje månad, i stället för inför varje år. Samma mått, månadens slutkurs dividerad med tjugofyramånadershögsta, har använts. Eftersom tjugofyramånadershögsta har räknats fram med hjälp av de insamlade aktiekurserna har de två första åren, 1978 och 1979, inte kunnat tas med.

Skillnaden mellan grupperna i den efterföljande månadens avkastning redovisas i tabell 6.7. Avkastningarna i januari är identiska med dem som räknades fram ovan. Företagen byter plats mellan grupperna relativt ofta under månaderna, och följaktligen är avkastningsskillnaderna annorlunda i de övriga månaderna.

Avkastningsskillnaderna tyder på att de realisationsförlustförsäljningar som eventuellt förekommer i de övriga månaderna inte leder till någon kursåterhämtning följande månad. Den genomsnittliga skillnaden är negativ under nio av de elva månaderna. Undantagen är april och juni. En negativ skillnad betyder att de aktier vilkas sista kurs månaden före är långt ifrån tjugofyramånadershögsta fått en lägre avkastning än övriga aktier följande månad. Genomsnittsskillnaderna är dock ganska små, och deras tecken varierar över åren. Skillnaden i september har dock varit negativ under alla år.

Tabell 6.7 Skillnaden i avkastning, mätt i procentenheter, mellan aktier som med hög respektive låg sannolikhet såldes av skatteskäl föregående månad.

År	Jan	Feb	Mars	April	Maj	Juni
1980	-3,49	-2,27	-1,69	3,77	0,61	-0,21
1981	1,25	3,03	-1,84	3,74	-0,93	4,53
1982	6,41	-1,31	-1,56	0,04	-0,72	-1,57
1983	7,96	1,63	-1,46	-2,87	-0,20	1,57
1984	5,21	-1,57	0,41	-4,74	-0,98	2,11
1985	5,93	-3,32	-0,41	0,82	-0,58	
Medel- värde	3,88	-0,64	-1,09	0,13	-0,47	1,29
År	Juli	Aug	Sep	Okt	Nov	Dec
1980	-0,89	-3,69	-0,75	1,10	2,55	-1,85
1981	-1,01	0,88	-0,84	-2,81	-2,08	1,49
1982	-3,88	0,18	-0,06	-6,83	-5,22	2,89
1983	-1,21	0,91	-1,62	1,72	-2,26	-0,23
1984	0,01	-1,10	-2,52	2,04	2,74	-2,35
Medel- värde	-1,40	-0,56	-1,16	-0,96	-0,85	-0,01

6.4.4 Indelning efter både storlek och sannolikhet för skatteförsäljning

Både mindre företag och företag med hög sannolikhet för skattemässigt motiverade försäljningar i december har haft en högre avkastning än övriga företag i januari. Skillnaden mellan grupperna har varit ungefär lika stor i båda fallen. Vad händer om man delar in aktierna i fyra grupper, efter både storlek och skattemått?

Samma årsvisa indelning som ovan har använts för båda variablerna. Företagen har grupperat sig på ett sätt som visar att det finns ett svagt samband mellan variablerna. Över åren har i genomsnitt 13,6 av de mindre företagens aktier haft hög sannolikhet för skatteförsäljningar, och 10,2 låg sannolikhet. Storföretagens motsvarande siffror är 11,5 och 13,4. Antalet aktier i de fyra grupperna är alltså inte lika. Skillnaden är olika stor under olika år (se tabell 6.8).

Tabell 6.8 Antalet aktier i de olika grupperna.

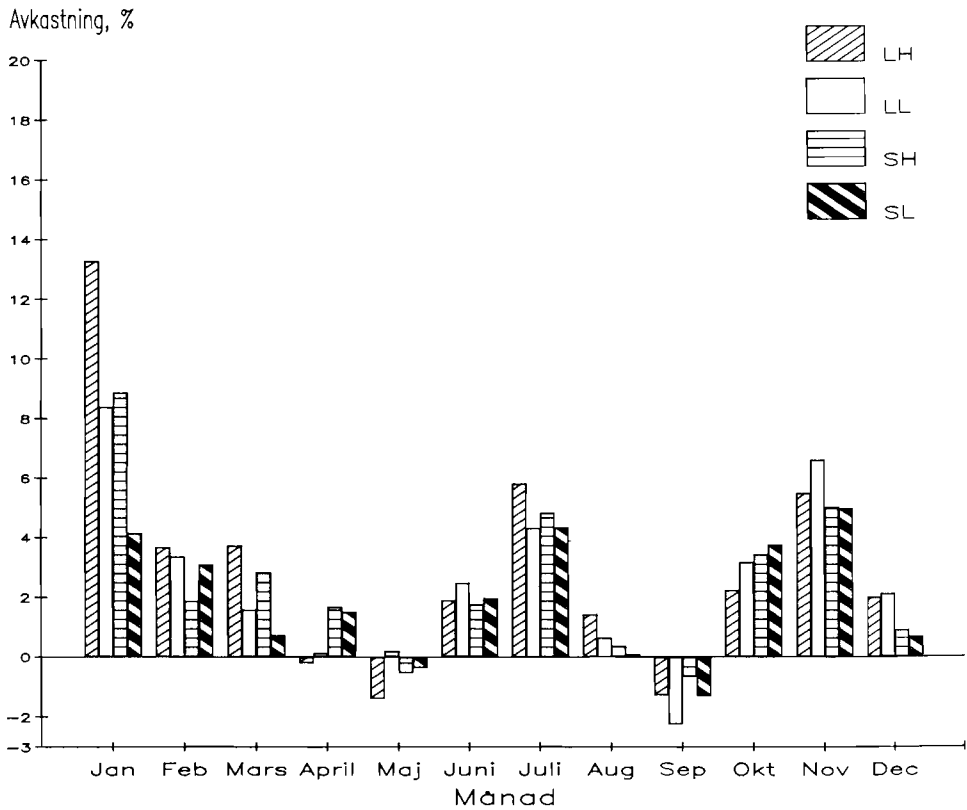
År	78	79	80	81	82	83	84	85	Snitt
Grupp:									
LH	16	13	13	13	16	15	9	14	13,6
LL	8	11	11	11	8	9	14	10	10,2
SH	9	12	12	13	9	10	16	11	11,5
SL	16	13	13	12	16	15	9	13	13,4

Förkortningar:

LH Mindre företag med hög sannolikhet för rea-
förlustförsäljning föregående december
LL Mindre företag med låg sannolikhet

SH Stora företag med hög sannolikhet
SL Stora företag med låg sannolikhet

Gruppernas medelavkastning under varje månad framgår i figur 6.8 och av tabell 6.9 på s 170. Som figuren visar är skillnaderna mellan gruppernas avkastning betydligt större i januari än under någon annan månad. Som väntat är det mindre företag med hög sannolikhet för skatteförsäljning som haft den högsta genomsnittsavkastningen, 13,3 %. De övriga mindre företagen har haft ungefär samma avkastning som den



Figur 6.8 Genomsnittsavkastning för de olika grupperna av aktier, januari 1978 - maj 1985. (Förkortningar som i tabell 6.8.)

grupp storföretag som haft hög sannolikhet för skatteförsäljning, 8,4 % respektive 8,9 %. Långt efter ligger de övriga storföretagen med 4,2 %. Också i februari och mars har de mindre företagen med hög sannolikhet den största avkastningen. Skillnaden mellan grupperna är även i dessa två månader något större än under resten av året.

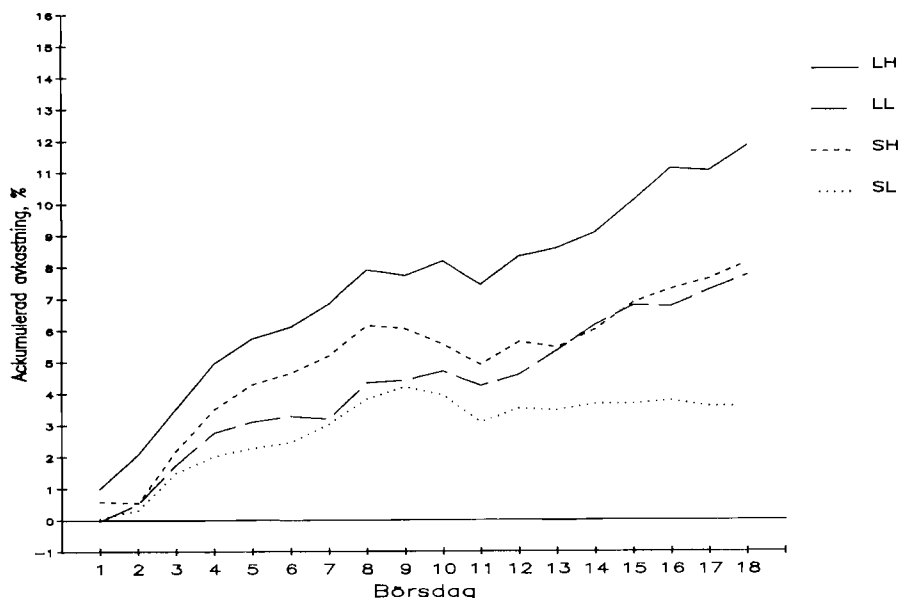
Tabell 6.9 Månatliga genomsnittsavkastningar för de olika grupperna av aktier över perioden 1978 - maj 1985.

Storlek, sannolikhet	Jan	Feb	Mars	April	Maj	Juni
Mindre, hög	13,28	3,70	3,74	-0,21	-1,40	1,91
Mindre, låg	8,40	3,38	1,60	0,14	0,21	2,50
Större, hög	8,88	1,90	2,85	1,69	-0,54	1,78
Större, låg	4,16	3,12	0,74	1,52	-0,37	1,99

Storlek, sannolikhet	Juli	Aug	Sep	Okt	Nov	Dec
Mindre, hög	5,82	1,44	-1,29	2,24	5,50	2,01
Mindre, låg	4,33	0,66	-2,26	3,19	6,61	2,13
Större, hög	4,84	0,38	-0,67	3,45	5,03	0,91
Större, låg	4,36	0,10	-1,31	3,77	4,98	0,69

De fyra gruppernas ackumulerade avkastning de 19 första börsdagarna i januari illustreras i figur 6.9. Gruppernas avkastningar är under så gott som hela månaden placerade i den ordning som de har vid månadsslutet. Gemensamt för alla grupper är en snabb uppgång fram till åttonde eller nionde dagen, och därefter några dagars relativt stillastående. Man kan lägga märke till att storföretagen med hög sannolikhet vid denna tidpunkt har en mycket större ackumulerad avkastning än den grupp de vid månadsslutet ligger nästan lika med, de mindre företagen med låg sannolikhet. Detta skulle möjligen kunna betyda att skatteeffekten är koncentrerad till månadens inledning, medan småföretagseffekten är utspridd över hela månaden. Under månadens senare del fortsätter uppgången, om än i lägre takt, för tre av de fyra grupperna. Den ackumulerade avkastningen sjunker däremot

till månadsslutet för storföretagen med låg sannolikhet för skatteförsäljningar i december.



Figur 6.9 Genomsnittlig ackumulerad avkastning i januari för de fyra grupperna av aktier.

6.5 JÄMFÖRELSE MED TIDIGARE FORSKNING

Resultaten i Sverige liknar resultaten i andra länder. Det är tyvärr bara enstaka tidigare undersökningar som presenterar siffror som är direkt jämförbara med dem som kommit fram här. Givoly & Ovadia (1983) ger sådana för månadernas genomsnittliga avkastningar i USA. Den första raden i tabell 6.10 visar genomsnittliga månatliga avkastningar för samtliga aktier på NYSE under perioden 1945 - 1979. Den andra raden visar motsvarande siffror för den kortare och mer jämförbara perioden 1975 - 1979. Man kan se att resultaten i USA är ganska stabila. Januari har haft den högsta avkastningen både under delperioden och under hela perioden. Också mars, november och december har haft höga avkastningar i båda fallen. September har haft en negativ genomsnittsavkastning.

Tabell 6.10 Månatliga genomsnittsavkastningar i USA och Sverige olika perioder.

	Jan	Feb	Mars	April	Maj	Juni	Juli	Aug	Sep	Okt	Nov	Dec
(1)	4,36	0,53	1,84	0,94	0,00	-0,34	1,49	0,79	-0,11	0,14	2,24	2,17
(2)	10,2	1,26	4,66	2,60	1,68	4,70	0,74	1,46	-0,48	-5,44	5,12	2,86
(3)	8,73	3,04	2,38	0,68	-0,58	2,12	4,88	0,65	-1,49	2,97	5,46	1,39
(4)	4,00	0,38	1,01	0,88	-0,80	-0,25	2,41	-1,10	-1,34	-0,67	-0,18	0,82

(1) USA 1945-1979. Källa: Givoly & Ovadia (1983), table III, s 176.

(2) USA 1975-1979. Källa: som ovan.

(3) Sverige 1978-maj 1985. Källa: tabell 6.2.

(4) Sverige 1959-1979. Källa: Gultekin & Gultekin (1983), table 2, s 475.

Januariavkastningen är den största också i Sverige. Av andra och tredje raderna i tabellen framgår att avståndet till månaden med den näst högsta avkastningen varit större i USA under perioden 1975 - 1979 än vad det varit i Sverige under undersökningsperioden. I båda länderna är denna månad november, med en genomsnittsavkastning på 5,1 % i USA och 5,5 % i Sverige. På tredje plats kommer i båda länderna juli, med 4,7 % i USA och 4,9 % i Sverige. Septemberavkastningen har varit negativ, -0,5 % i USA och -1,5 % i Sverige. Det finns också olikheter. Den låga svenska avkastningen i april och maj har ingen motsvarighet i USA. Den mycket låga avkastningen i oktober i USA har inte funnits i Sverige.

Den fjärde raden i tabell 6.10 är hämtad från Gultekin & Gultekin (1983). Den visar månatliga avkastningar för Capital International Perspectives värdeviktade index för den svenska aktiemarknaden under åren 1959 - 1979. Även under denna period var det januari som hade högst avkastning, 4 %. Juli kom därefter med 2,4 %. Den höga novemberavkastningen under perioden 1978 - 1984 hade ingen motsvarighet. Höstmånaderna september, oktober och november hade samtliga en negativ avkastning. Septembers avkastning var liksom i den senare perioden minst, -1,3 % jämfört med -1,5 %. Maj hade också i båda fallen en svagt negativ avkastning.

Givoly & Ovadia redovisade också skillnader i avkastning varje månad mellan den grupp av aktier som nådde tolv månaderslägsta månaden före och den grupp som inte gjorde det. I tabell 6.11 finns deras resultat, tillsammans med motsvarande resultat ifrån Sverige. I Sverige består den första gruppen av aktier som var långt ifrån tjugofyramånadershögsta föregående månad. Skillnaden i tidsperspektiv beror på olika gränser för yngre innehav i de olika länderna.

Tabell 6.11 Genomsnittliga avkastningsskillnader mellan olika grupper av aktier i USA och Sverige.
Källa för USA: Givoly & Ovadia (1983), table IV, s 178.

	Jan	Feb	Mars	April	Maj	Juni
USA 1945 - 1979:						
12-mån-aktier	7,01	0,18	2,24	-0,13	0,13	0,20
Övriga	3,63	0,54	1,85	1,08	0,12	-0,19
Skillnad	3,38	-0,36	0,39	-1,21	0,01	0,39
Sverige 1980 - maj 1985:						
24-mån-aktier	9,59	5,30	0,61	0,98	-0,37	3,56
Övriga	5,72	5,93	1,71	0,85	0,10	2,27
Skillnad	3,87	-0,63	-1,10	0,13	-0,47	1,29
	Juli	Aug	Sept	Okt	Nov	Dec
USA 1945 - 1979:						
12-mån-aktier	1,88	1,26	-0,11	0,42	2,10	2,98
Övriga	1,33	0,75	-0,11	0,08	2,24	2,29
Skillnad	0,55	0,51	0,00	0,34	-0,14	0,69
Sverige 1980 - 1984:						
24-mån-aktier	4,25	0,15	-1,87	4,72	6,10	1,37
Övriga	5,65	0,72	-0,71	5,67	6,96	1,38
Skillnad	-1,40	-0,57	-1,16	-0,95	-0,86	-0,01

I båda fallen är skillnaden betydligt större i januari än i någon annan månad. I USA är skillnaderna de övriga månaderna mindre till absolutbeloppet, vilket förmodligen beror på den betydligt längre perioden. De är negativa i tre månader, jämfört med i nio månader i Sverige.

När det gäller skillnaden mellan företag i olika storleksgrupper finns inga direkt jämförbara amerikanska resultat. Berges et al (1984) presenterade de resultat från den kanadensiska marknaden som återfinns i tabell 6.12. Tabellen gäller skillnader i januariavkastning. Jämförbarheten med de svenska resultaten är begränsad. De svenska storleksgrupperna motsvarar närmast klasserna fyra och fem i den kanadensiska undersökningen. Man kan möjligen konstatera att skillnaden mellan storleksgrupperna verkar vara större i Sverige.

Tabell 6.12 Avkastningen i januari, mätt i procent, för olika grupper av aktier i Kanada och Sverige. Källa för Kanada: Berges et al (1984), table III, s 190.

Kanada 1973-1980			Sverige 1978-maj 1985		
<u>Storlek:</u>	<u>Sannolikhet:</u>		<u>Storlek:</u>	<u>Sannolikhet:</u>	
	<u>minst</u>	<u>hög</u>		<u>minst</u>	<u>hög</u>
2	11,12	5,04	13,28	8,88	4,16
3	9,61	5,89			
4	8,46	6,06			
5	7,70	5,34			
störst	6,77	3,70			

Roll(1983a) upptäckte att de höga avkastningarna var koncentrerade till den sista börsdagen i december och de fyra första i januari. De infaller under en något längre period i Sverige. De börjar redan den fjärde börsdagen från slutet i december och fortsätter obrutet till och med den åttonde börsdagen i januari.

Den studie som Berglund & Liljeblom (1985) gjorde av omsättningen på den svenska aktiemarknaden är intressant i sammanhanget. Deras urval bestod av de aktier som hade handlats under mer än 5 % och mindre än 95 % av alla börsdagar under perioden 1977-1983. Totalt var det 80 aktier.

Säsongvariationer i omsättningsvolymen studerades genom att varje år delades in 52 lika långa "veckor". Varje vecka registrerades hur

många dagar varje aktie hade handlats. Genomsnitt beräknades sedan över de 80 aktierna och över de sju åren.

Den näst sista "veckan" i december hade årets högsta genomsnittliga omsättningsfrekvens. En genomsnittlig aktie handlades ca 65 % av dagarna i denna vecka. Årets sista vecka hade ett värde på något under 60 %, medan den första veckan i januari visade upp en av de lägsta omsättningsfrekvenserna, under 50 %. Det var bara sommarveckorna, från mitten av juni till mitten av augusti, som hade lika låga siffror.

Berglund & Liljebloms undersökning gällde inte årsskifteseffekten. Man kan dock konstatera att den höga omsättningsvolymen i slutet av december är konsistent med skattehypotesens förutsägelse av skattemotiverade aktieförsäljningar under denna period.

6.6 SAMMANFATTNING OCH SLUTSATSER

Januaris genomsnittliga avkastning har varit positiv under alla åtta åren för det urval av aktier som ingått i undersökningen. Fyra av åtta år har den varit större än 10 %. Också juli har haft positiva genomsnittsavkastningar alla år. November har dock i genomsnitt haft en större avkastning än juli. September har under perioden varit den sämsta börs månaden, med sex av åtta år med negativ avkastning. Resultaten för januari, juli och september stämmer väl överens med resultaten från den svenska marknaden under 1959 - 1979 i Gultekin & Gultekin (1983).

Avkastningsskillnaderna mellan olika grupper av aktier är störst i januari. Skillnaden går i samma riktning som i de tidigare undersökningarna på andra aktiemarknader: mindre företag har högre avkastning än större, och aktier som med hög sannolikhet såldes för att ge realisationsförluster i december har högre avkastning än övriga aktier. Genomsnittsskillnaden ligger i båda fallen på ungefär fem procentenheter (elva respektive sex procents avkastning).

Det finns inte så många direkt jämförbara resultat i de tidigare undersökningarna, som ofta sträcker sig över betydligt längre perioder. De jämförelser som gjordes i föregående avsnitt tyder på att storleksordningen på skillnaderna kan vara ungefär lika i USA och Sverige.

En intressant fråga är om skillnaderna är så stora att de skulle kunna utnyttjas med vinst. En placerare som köpte någon eller några av de fyrtionio aktierna i slutet av december fick under undersökningsperioden en genomsnittlig avkastning på 8,7 % bara under de ca 20 börsdagarna i januari. Om placeraren hade köpt en portfölj av aktier ur gruppen mindre företag med hög sannolikhet för skatteförsäljning hade den genomsnittliga januariavkastningen blivit 13,3 % . Vinsten blir hög även efter transaktionskostnader om man beaktar den korta placeringsperioden.

Det är dock inte så lätt att identifiera de aktier som ingår i högsannolikhetsgruppen. Den är ju bildad med hjälp av årets sista betalkurs. Kursen i början eller mitten av december bör dock kunna användas i stället. Kurserna stiger ju i slutet av december.

Man kan också invända att de senaste åren har varit extraordinära. En mer representativ siffra för januariavkastningen är förmodligen de fyra procent som kännetecknade perioden 1959 - 1979. En mindre placerare fick då räkna med att ca en procents avkastning försvann i transaktionskostnader för köp och försäljning. Tre procent är en god avkastning för en månad, men blir beloppet så stort att det motiverar besväret? En placerare som köper någon eller några aktier för att få en hög januariavkastning tar en risk. Det är inte säkert att just de valda aktierna får en hög avkastning. Den behöver inte ens bli positiv. Det finns inte heller något skäl att tro att marknadens avkastning kommer att vara positiv i alla framtida januarimånader.

Man kan dock hävda att placerarna borde ha eliminerat den höga januariavkastningen utan att speciella transaktioner, motiverade av just detta, behövts. Varför begär inte aktiesäljarna ett högre pris vid de transaktioner som sker i slutet av december? På en effektiv marknad vet de att de kommer att gå miste om en hög januariavkastning.

Det finns bara ett sätt att förklara detta på utan att hänvisa till en ineffektiv marknad. Det är att det finns någon unik faktor på aktiemarknaden i januari som är den direkta orsaken till att placerarna måste kompenseras med en högre avkastning. De amerikanska forskare som inventerat möjliga orsaker till årsskifteseffekten har dock ännu inte lyckats peka ut någon sådan faktor. Det är inte möjligt att försöka identifiera den inom ramen för denna undersökning. Slutsatsen av detta måste alltså tills vidare bli att den stora och lätt utnyttjade årsskifteseffekten måste betraktas som ett tecken på att den svenska aktiemarknaden inte är helt effektiv i svag form.

7. Ex-dagseffekten

7.1 INLEDNING

Ex-dagen är den dag en aktie på börsen noteras exklusive rätten till en viss förmån. Från och med utdelningens ex-dag tillfaller utdelningsbeloppet inte aktiens nye ägare. Ex-dagar kan också gälla fond- och nyemissioner samt konvertibla skuldebrev och inköpsrätter i andra företag.

Svensk praxis är att utdelningens ex-dag infaller dagen efter bolagsstämman. De övriga ex-dagarna är inte koncentrerade till någon viss del av året. Tillkännagivandet av utdelningens storlek respektive av de planerade emissionerna har oftast skett någon eller några månader före ex-dagen. Ex-dagseffekten, som kommer att studeras i detta kapitel, innebär att aktiernas avkastning under perioden kring ex-dagen avviker från det normala.

Ex-dagseffekten upptäcktes ganska nyligen. Eades, Hess & Kim (1984) och Grinblatt, Masulis & Titman (1984) var de första forskare som publicerade undersökningar av perioden kring ex-dagen. Själva ex-dagen har dock studerats sedan en längre tid tillbaka.

Den empiriska undersökning som kommer att redovisas i detta kapitel gäller både ex-dagen och dagarna kring den. Utdelningar, fondemissioner och aktieuppdelningar (splits) kommer att studeras. Först sammanfattas den tidigare forskningen.

7.2 TIDIGARE FORSKNING

En aktieuppdelning innebär att aktiernas nominella värde minskas. Vid en fondemission omvandlas i allmänhet antingen fritt eget kapital till bundet eget kapital, eller också höjs anläggningstillgångarnas bokförda värde. Ingen av dessa åtgärder bör påverka företagets, och därmed aktiernas, värde. Företagets värde bestäms av de framtida betalningsströmmarna. Dessa påverkas inte av aktieuppdelningar eller fondemissioner.

Om aktiekurserna mot förmodan skulle påverkas, bör detta ske i samband med tillkännagivandet av planerna. På en effektiv marknad finns det ingen anledning till att reaktionen ska komma först vid genomförandet, dvs kring ex-dagen. Trots detta finns det nu forskningsresultat som visar att aktiernas avkastning påverkas både på och kring ex-dagen.

Den tidigaste forskningen gällde själva ex-dagen. Chottiner & Young (1971) fann att små (mindre än 3 % av det tidigare aktiekapitalet) och stora (25-200 %) fondemissioner på New York-börsen under åren 1963 - 1968 tycktes åtföljas av onormalt stora avkastningar på ex-dagen. Med andra ord justerar inte marknaden kurserna nedåt lika mycket som den enskilda aktiens andel av företagets värde minskar. Woolridge (1983) bekräftade att detta också hade varit fallet under den något längre perioden 1965-1971. Han jämförde den sista kursen dagen före ex-dagen, justerad för fondemissionen, med den första kursen på ex-dagen. 61 % av ex-dagens första kurser var större än de justerade kurserna föregående dag. Små fondemissioner (mindre än 6 %) visade upp den största skillnaden.

Grinblatt, Masulis & Titman (1984) undersökte perioden kring ex-dagen. Dataunderlaget var fondemissioner och aktieuppdelningar på New York-börsen och the American Stock Exchange (AMEX) under åren 1967-1976. Endast emissioner större än 10 % studerades. De fann att aktieavkastningarna varit höga under de fem dagarna från och med dagen före ex-dagen till och med tredje dagen efter ex-dagen. Avkastningen var störst på ex-dagen. I genomsnitt var den 0,78 %. Det kan jämföras med marknads genomsnittliga avkastning samma dag, -0,03 %. Avkastningarna på AMEX var något större än de på NYSE.

Eades, Hess & Kim (1984) och Lakonishok & Vermaelen (1986) justerade avkastningarna för skillnader i risknivå. Avkastningarna var högre än normalt också i detta fall. I den senare undersökningen gällde detta de fyra dagarna närmast före ex-dagen, själva ex-dagen och de två följande dagarna. Den onormala avkastningen var +2,4 % över hela denna period.

Under perioden mellan tillkännagivandet och genomförandet av en aktieuppdelning pågår på New York-börsen en handel i de nya, uppdelade aktier som ännu inte utgivits. Choi & Strong (1983) studerade prissättningen på denna marknad. Kursen på de uppdelade aktierna borde varje dag vara lika med kursen på de gamla aktierna, justerad för uppdelningsfaktorn. Choi & Strong fann att kursen på de uppdelade aktierna var ca en procent högre än väntat. Aktier med låga kurser hade en större skillnad mellan verklig och förväntad kurs än övriga aktier. Dessa resultat är konsistenta med de onormalt höga avkastningarna kring ex-dagen för de "gamla" aktierna.

Det tycks inte gå att förklara ex-dagseffekten med att resultaten beror på felkällor i undersökningarna. Forskarna har kontrollerat för eventuella fel, t ex rörande ex-dagens datum, i databaserna och för möjligheten att effekten beror på ett fåtal extrema observationer. Man har också kontrollerat att effekten inte beror på marknadens reaktion på tillkännagivandet. I USA kan det ligga ganska nära i tiden. Den genomsnittliga tiden mellan tillkännagivande och ex-dag i Woolridges undersökning var 13 börsdagar. Effekten tycks inte heller bero på andra tillkännagivanden eller händelser som infallit samtidigt. Ex-dagarna är inte koncentrerade till någon särskild veckodag. Det är alltså inte veckodagseffekten som är orsaken.

Andra förklaringar bygger på att fondemissioner och aktieuppdelningar för med sig ökade kostnader för placerarna, som måste kompenseras för detta med högre avkastning. I USA är transaktionskostnaderna högre för ett ojämnt antal aktier än för hela börsposter. Vissa emissioner skapar flera ojämna aktieinnehav än tidigare. De förväntade transaktionskostnaderna blir högre. En annan kostnad uppstår när de gamla aktierna inte berättigar till ett helt antal nya aktier. I USA

betalas den överskjutande skillnaden ut kontant. Beloppet är skattepliktigt. Emissionen för alltså med sig en ökad skattekostnad. Problemet med dessa förklaringsförsök är att en effektiv marknad skulle reagera på de ökade kostnaderna redan vid tillkännagivandet av emissionen. Förklaringarna räcker inte till för en reaktion också kring ex-dagen.

Något som däremot kan vara en förklaring är att placerarna just på ex-dagen får den slutliga bekräftelsen av att emissionen eller aktieuppdelingen verkligen kommer att äga rum. Foster & Vickrey (1978) visade att tillkännagivandet av planerade emissioner och aktieuppdelningar följs av en positiv reaktion från aktiemarknaden. Avkastningarna kring ex-dagen skulle kunna vara en del av denna reaktion. Osäkerheten om huruvida planerna kommer att genomföras gör att hela reaktionen inte kommer vid tillkännagivandet.

Mot förklaringen talar att det är ytterst få emissioner och aktieuppdelningar som inställs. Av 1 762 planerade emissioner och aktieuppdelningar som undersöktes av Grinblatt et al inställdes fyra.

Transaktionskostnaderna kan inte förklara uppkomsten av ex-dagseffekten. De kan dock vara orsaken till att placerarna inte har eliminerat den. Woolridge menade dock att placerare, t ex börsmäklare, som har låga transaktionskostnader borde kunna få onormalt hög avkastning till och med genom att bara köpa och sälja över ex-dagen. Charest (1978) konstaterade att en placerare kunde ha fått en avkastning som var ca 1,5 % högre än normalt genom att köpa aktier i slutet av den månad tillkännagivandet skedde och behålla dem i tre månader.

Utdelningen kan, i motsats till fondemissioner och aktieuppdelningar, inverka på företagets värde. Orsaken till detta är att både företaget och de flesta aktieägare måste betala skatt för det utdelade beloppet. Den information som företagsledningens rekommendation om utdelningens storlek implicit förmedlar till marknaden kan också ha betydelse. En effektiv marknads reaktion borde även i detta fall komma vid tillkännagivandet, och inte på ex-dagen.

Skatten inverkar dock också på aktiekursen på ex-dagen. Exakt hur denna inverkan ser ut har diskuterats. Lakonishok & Vermaelen (1986) ger en aktuell översikt över debatten. De viktigaste punkterna kommer att sammanfattas nedan.

Diskussionen inleddes av Elton & Gruber (1970). De menade att förhållandet mellan kursfallets storlek på ex-dagen och utdelningsbeloppet kan användas för att bestämma den marginelle placerarens skattesats. En placerare som planerar att sälja aktien bör, om marknaden ska kunna vara i jämvikt, kunna göra det med samma resultat oavsett om försäljningen sker under ex-dagen eller under den närmast föregående dagen. För att det ska vara möjligt måste följande samband gälla:

$$P_B - t_g (P_B - P_C) = P_A - t_g (P_A - P_C) + D (1 - t_o) \quad (7.1)$$

där

P_B är kursen dagen före ex-dagen
 P_A kursen på ex-dagen
 P_C inköpskursen
 t_g skattesatsen för realisationsvinster
 t_o skattesatsen för utdelningar och
 D utdelningsbeloppet.

Det vänstra ledet i ekvationen ger det belopp aktieägaren erhåller för en aktie vid försäljning dagen före ex-dagen. Det består av försäljningskursen minus realisationsvinstskatten, som beräknas på skillnaden mellan försäljnings- och inköpskursen. Säljs aktien exklusive utdelning får aktieägaren också utdelningsbeloppet, som beskattas som vanlig inkomst. Försäljningskursen blir i detta fall en annan. Modellen tar inte explicit hänsyn till att beskattningen sker senare än försäljningen.

Ekvationen ovan kan arrangeras om till:

$$\frac{P_B - P_A}{D} = \frac{1 - t_o}{1 - t_g} \quad (7.2)$$

Om en placerare ska få samma resultat av att sälja (eller köpa) med och utan utdelning ska alltså kvoten mellan prisfallet på ex-dagen och utdelningsbeloppet vara lika stor som kvoten mellan den procentsats som placeraren efter skatt får behålla av utdelningsbeloppet och motsvarande procentsats av värdestegringen. Om utdelningen beskattas hårdare än värdestegringen kommer prisfallet inte att bli lika stort som utdelningsbeloppet.

I den empiriska delen av sin undersökning uppskattade Elton & Gruber t_0 för olika aktier. t_0 är den marginelle placerarens skattesats. Genom att beräkna den för olika aktier kan man få en indikation på om det existerar en klienteffekt, dvs om aktier med hög direktavkastning företrädesvis ägs av placerare med låg skattesats, och tvärtom.

Kalay (1982) invände framför allt mot antagandet att den marginelle placeraren är en aktieägare som har bestämt sig för att genomföra en transaktion av skäl som inte har något att göra med ex-dagen. Om antagandet är uppfyllt kan man också anta att denne placerare inte skiljer sig nämnvärt från en typisk aktieägare i företaget.

Kalay påpekade att det finns placerare som kan göra vinster om kvoten mellan prisfall och utdelningsbelopp ligger mycket under ett. Detta gäller t ex alla professionella aktiehandlare, som har samma skattesats för realisationsvinster och utdelningar. Det är transaktionskostnaderna som avgör om det lönar sig att köpa och sälja aktier på grund av detta. Om det lönar sig är den marginelle placeraren förmodligen inte längre representativ för företagets aktieägare.

Den efterföljande debatten (se Elton, Gruber & Rentzler (1984) och Kalay (1984)) koncentrerade sig på frågan om transaktionskostnadernas storlek. Kalay menade också att det alltid kommer att finnas "inframarginella" placerare. Dessa har en annan skattesats än det aktieägarklientel som antas dominera företaget. De kommer att kunna vinna på att förskjuta planerade affärer med hänsyn till ex-dagen. Om den inframarginella gruppen är tillräckligt stor kommer den att ha en svårbedömd inverkan på aktiekursen kring ex-dagen.

Skatternas inverkan på ex-dagens aktiekurs är alltså oklar. En följd av detta är att det är svårt att dra några slutsatser om effektiviteten av aktiekursens reaktion under denna dag. Det kommer alltid att finnas placerare som kan göra vinster på ex-dagen. Det kursfall som inträffar får antas avspegla den marginelle placerarens skattesats.

Utdelningens ex-dag har ändå ett intresse ur effektivitetssynpunkt. Enligt Eades, Hess & Kim (1984) var det Black & Scholes som 1973 upptäckte att ex-dagen omgavs av flera dagars onormal avkastning. Deras resultat publicerades dock inte. Eades et al studerade fem börsdagar på vardera sidan om ex-dagen. Deras data bestod av alla utdelningar på New York-börsen under 1962 - 1980. Totalt var det 83 000 utdelningstillfällen.

Efter justering för risk kvarstod en onormal avkastning på båda sidor om ex-dagen. Före ex-dagen var dess storlek ca +0,06 % per dag. Dagen före ex-dagen steg den till 0,19 %. Efter ex-dagen var avkastningen lägre än normalt. Storleksordningen var återigen 0,06 %.

Lakonishok & Vermaelen (1986) fick liknande resultat. De kunde också visa att aktier med hög direktavkastning haft högre onormal avkastning under de tre dagarna närmast före ex-dagen än aktier med lägre direktavkastning. Däremot inverkade inte aktiernas omsättningsvolymen på den onormala avkastningens storlek.

Det skulle alltså vara möjligt att få en onormalt hög avkastning genom att köpa aktier t ex på den sjätte dagen före ex-dagen och sälja dem dagen före ex-dagen. En förutsättning för att avkastningen verkligen kan betecknas som onormal är att det inte finns någon ekonomisk orsak till den höga avkastningen före ex-dagen.

Eades et al kunde utesluta att det var datumfel eller veckodags-effekten som var orsaken till den höga avkastningarna. De undersökte också om ex-dagseffekten i själva verket var en kvadrerande positiv reaktion på tillkännagivandet av utdelningen. I USA betalas utdelningen vanligen ut kvartalsvis. Det kan gå mycket kort tid, ibland mindre än fem dagar, mellan tillkännagivande och ex-dag. De aktier som hade ett avstånd på mindre än fem dagar hade den högsta onormala

avkastningen. Övriga aktier visade inte upp något samband mellan avståndet och avkastningens storlek. Avkastningen var onormalt stor även för dessa aktier. Eades et al slöt sig till att reaktionen på tillkännagivandet inte kunde vara orsaken till ex-dagseffekten.

En förklaring som inte kan uteslutas är samma förklaring som gällde för fondemissioner och aktieuppdelningar. Först kring ex-dagen får placerarna den slutgiltiga bekräftelsen på att utdelningen verkligen kommer att betalas ut. Tyvärr ger ingen av undersökningarna några uppgifter om hur vanliga annonserade men inte utbetalda utdelningar är i USA.

Avkastningarna är onormalt höga före ex-dagen, både när det gäller utdelningar och fondemissioner eller aktieuppdelningar. I det senare fallet fortsätter avkastningarna att vara onormalt höga också några dagar efter ex-dagen. Eades et al menade att det fanns en möjlighet att fenomenet var en generell ex-dagsanomali. Senare har Lakonishok & Vermaelen (1986) kommit fram till att de två fallen förmodligen har olika ekonomiska orsaker, om de nu inte är ineffektiviteter.

Lakonishok & Vermaelens huvudstudie gällde transaktionsvolymerna kring ex-dagen. Deras syfte var att undersöka om volymerna var större än normalt kring utdelningens ex-dag. Detta skulle i så fall tyda på att det kring ex-dagen sker transaktioner som äger rum enbart på grund av de speciella vinstmöjligheterna denna dag. Den marginelle placeraren kan då inte anses vara representativ för företagets aktieägare.

Lakonishok & Vermaelen fann att transaktionsvolymerna var signifikant större än normalt, både före och efter ex-dagen. Detta tolkades som att de onormalt höga avkastningarna före denna dag kan vara ett resultat av den stora efterfrågan under samma tid. Detta förutsätter att efterfrågekurvorna inte är horisontella.

De undersökte också volymerna kring ex-dagen för fondemissioner och aktieuppdelningar. I detta fall var transaktionsvolymerna lägre än normalt, både före och efter ex-dagen.

7.3 EX-DAGSEFFEKTEN OCH EFFEKTIVITETEN

Lakonishok & Vermaelen uteslöt inte att ex-dagseffekten kunde vara en ineffektivitet. Villkoret för att en undersökning av ex-dagseffekten ska säga något om aktiemarknadens effektivitet är att det inte finns någon ekonomisk förklaring till effekten. Det ska vara samma faktorer som bestämmer aktiens avkastning i ex-perioden som under resten av året.

Den troligaste ekonomiska förklaringen till ex-dagseffekten är att den är en reaktion på den slutliga bekräftelsen av att emissionen eller utdelningen kommer att äga rum. Inställda utdelningar, fondemissioner och aktieuppdelningar förekommer också i Sverige. Det är vanligare att emissioner och aktieuppdelningar inställs än en redan annonserad utdelning.

Fondemissioner beslutas av bolagsstämman. Stämman brukar ibland inte fatta något beslut om när emissionen ska genomföras. Detta meddelas i så fall av företaget under året. Det brukar ske i direkt anslutning till ex-dagen. Några dagar efter ex-dagen infaller avstämningsdagen, då en förteckning över företagets aktuella aktieägare upprättas. Delbevisen sänds ut till dessa någon vecka senare. Detta tillvägagångssätt gör att det finns fog för att betrakta ex-dagen för fondemissioner som den slutliga bekräftelsen.

Utdelningar beslutas också av bolagsstämman. Styrelsen föreslår ett utdelningsbelopp. Detta återfinns i årsredovisningen (och tidigare i bokslutsbeskedet). Det är mycket sällsynt att stämman, i stället för att följa styrelsens förslag, helt ställer in utdelningen. Om beloppet ändras sker det i allmänhet innan stämman äger rum. Ex-dagen är oftast dagen efter bolagsstämman. Detta medför att det är svårt att se ex-dagen som den slutliga bekräftelsen av utdelningen i Sverige.

Det faktum att utdelningens ex-dag oftast är dagen efter bolagsstämman innebär dock en komplikation när man studerar perioden kring ex-dagen. Eventuella onormala avkastningar behöver inte bero på ex-dagen. De kan lika gärna bero på förväntningarna inför bolagsstämman. Sådana

förväntningar kan uppstå om ny information väntas på stämman. Det är svårt att säga hur vanligt detta är. Tills vidare antas att de onormala avkastningarna beror på ex-dagarna.

7.4 UNDERSÖKNINGENS UPPLÄGGNING

Jag har beräknat aktieavkastningar under femton dagar på båda sidor om ex-dagen. Avkastningen på själva ex-dagen har också undersökts. Som framgått tidigare är det svårt att dra några slutsatser om effektiviteten genom att studera avkastningen på utdelningens ex-dag. Resultaten presenteras ändå här. Det kan vara intressant att jämföra dem med resultaten av tidigare undersökningar på andra aktiemarknader.

Ex-dagens avkastning är framräknad på samma sätt som i Lakonishok & Vermaelen (1983). Prisfallet på ex-dagen divideras med aktiekursen dagen före. Detsamma gäller utdelningen. Genomsnitt beräknas sedan över alla ex-dagar för de två måtten, fortfarande var för sig. Till sist beräknas kvoten mellan dessa två genomsnitt.

Denna kvot har en naturlig tolkning i portföljtermer. Den motsvarar nämligen en likaviktad portfölj av alla de aktier som haft ex-dag under perioden. Exemplet nedan klargör beräkningarna och tolkningen.

Tabell 7.1 Beräkning av genomsnittligt kursfall per krona utdelning i en likaviktad portfölj.

Aktie	Kurs dagen före	Kurs på ex-dagen	Utdelnings- belopp	Kursfall/ Kurs	Utdeln/ Kurs
A	100	91	10	0,09	0,10
B	50	46	6	0,08	0,12
			Genomsnitt	0,085	0,11

Måttets värde $0,085/0,11 \approx 0,77$

En placerare som äger en aktie A och två aktie B har en likaviktad portfölj. Dagen före ex-dagen är den värd 200 kr. På ex-dagen sjunker värdet med 17 kr, till 183 kr. Placeraren är berättigad till en utdelning på 22 kr. Måttet på det genomsnittliga kursfallet per krona utdelning är $0,77$, vilket motsvarar kvoten $17/22$. Placerarens avkastning på ex-dagen är $(1-0,77) * 0,11 = 2,5 \%$. Direktavkastningen, $0,11$, multipliceras med ett minus värdet på måttet. De $2,5 \%$ som blir resultatet är lika med skillnaden mellan totalt utdelningsbelopp och totalt kursfall, dividerad med portföljens värde dagen före ex-dagen. I exemplet blir siffrorna $(22-17)/200 = 2,5 \%$.

Elton & Gruber (1970) beräknade kvoten mellan prisfall och utdelningsbelopp för varje aktie, och räknade sedan fram ett genomsnitt. I exemplet ovan blir detta genomsnitt ungefär $0,78$. Det är det genomsnittliga prisfallet per krona utdelning för en portfölj där aktierna ingår i sådana proportioner att man får lika stor utdelning från alla aktier. En sådan portfölj kan i exemplet bestå av t ex sex stycken A och tio B. På ex-dagen sjunker den i värde med 94 kr. Utdelningsbeloppet blir 120 kr. Kvoten mellan kursfall och utdelningsbelopp, $94/120$, är ungefär lika med $0,78$. Det förefaller intressantare att räkna fram ett genomsnitt som speglar en likaviktad portfölj än ett som speglar en portfölj där aktier med låg utdelning ingår i högre proportioner än aktier med hög utdelning.

Det valda måttet har en nackdel. Aktiens normala avkastning på ex-dagen ingår i prisfallet, eftersom dagens sista betalkurs används. Prisfallet kommer att underskattas. Två varianter av måttet har därför beräknats. Den ena är beräknad som ovan. Den andra är justerad för ex-dagens normala avkastning.

Jag har för den andra varianten av måttet antagit att aktiens kurs, om det inte varit ex-dag, skulle ha varit kursen dagen före, uppräknad med den normala avkastningen på ex-dagen. Den senare antas vara den genomsnittliga avkastning som de övriga aktierna i urvalet haft denna dag. De avkastningar som på grund av bortfall räknats över flera dagar, eller som är justerade på grund av någon annan ex-dag, har då inte tagits med. Aktie A i exemplet ovan skulle, om marknaden haft en

avkastning på 2 % under ex-dagen, haft en kurs på 102 kr om det inte varit ex-dag. Kursfallet blir $102 - 91 = 11$ kr, i stället för 9 kr.

Beräkningarna sker likadant vid fondemissioner och aktieuppdelningar. Utdelningsbeloppet motsvaras av det väntade kursfallet. Vid en fondemission 1:4 där kursen dagen före ex-dagen är 100 kr blir den väntade nya kursen $(4 \cdot 100) / 5 = 80$ kr. Det förväntade kursfallet är alltså 20 kr.

Perioden kring ex-dagarna är intressantare när det gäller effektiviteten. Frågan som ska besvaras är om avkastningen då varit högre än normalt. Detta kräver att den normala avkastningen först definieras. Brown & Warner (1985) tar upp tre vanligt förekommande alternativ. Det första av dem är att man med normal avkastning menar den enskilda aktiens genomsnittliga dagliga avkastning. Denna uppskattas genom att man beräknar medelvärdet av de dagliga avkastningarna under en tidsperiod på lämpligt avstånd ifrån ex-dagen. Avkastningarna under dagarna kring ex-dagen minskas sedan med detta medelvärde.

Den andra definitionen av normal avkastning är att den är marknadens avkastning samma dag. Aktiens avkastning en viss dag minskas alltså med marknadens avkastning samma dag.

Det tredje alternativet tar hänsyn till att olika aktier följer marknaden i olika hög grad. Aktiens avkastning minskas med en förväntad daglig avkastning, uppskattad med hjälp av t ex marknadsmodellen. Modellens parametrar uppskattas med hjälp av avkastningsdata från en annan tidsperiod.

Det andra alternativet har valts. Det tredje är annars det som använts mest i denna typ av undersökning. Det förutsätter, liksom det första, att man först uppskattar de parametrar som behövs för att räkna fram den normala avkastningen. Det är problemen med denna uppskattning som avgjort valet. Uppskattningen bör ske med hjälp av data från en tidsperiod som är klart avgränsad ifrån ex-perioden. Inga andra störande händelser, t ex olika typer av tillkännagivanden, bör

ha inträffat under perioden. Den bör samtidigt ligga så nära ex-perioden som möjligt. Det är inte säkert att den normala avkastningen är konstant.

De flesta ex-dagarna i undersökningen gäller utdelningar. Deras ex-dag infaller i allmänhet i april och maj. Den period som ligger närmast till hands för uppskattningen av parametrarna är januari och februari. Två problem uppstår om man använder sig av dessa månader. Årsskifteseffekten betyder att aktiernas avkastning då inte är normal. Forskningen om anomalier på aktiemarknaden har medfört man inte längre lika lätt kan svara på vad som egentligen är normal avkastning. Det andra problemet är att tillkännagivanden av företagets resultat föregående år och av utdelningens storlek också ligger i denna period. Denna information ger också upphov till onormala avkastningar. Om man i stället använder sig av t ex några höstmånader vid parameter-skattningen försvinner det senare problemet, men inte det första.

Detta är det huvudsakliga motivet för valet. Det finns också andra problem, t ex den tunna handeln, när man skattar marknadsmodellen med hjälp av dagliga data. (Brown & Warner (1985) ger fler exempel.) Den riskjusterade avkastning man får fram med marknadsmodellen ger lätt ett omotiverat intryck av precision.

Den justerade avkastning som fås fram genom att från varje akties avkastning dra marknads avkastning samma dag är däremot uppenbart oprecis. Den implicita förutsättningen är att alla aktier har ett betavärde som är lika med ett, dvs att de har samma systematiska risk som marknadsportföljen. Detta är inte fallet. Denna metod har dock en fördel: resultatet är lätt att tolka. Den justerade avkastningen är skillnaden mellan ex-aktiernas och marknads avkastning en viss dag.

7.5 RESULTAT

Under perioden från och med januari 1978 till och med maj 1985 hade de 49 aktierna i urvalet sammanlagt 367 utdelningstillfällen. Under våren 1983 var börsen stängd under flera längre och kortare perioder. Detta medförde att det under maj detta år var i genomsnitt fler aktier varje dag som noterades exklusive utdelning än under de andra åren. Detta gällde speciellt måndagen den 9/5, då 17 av de 49 aktierna hade ex-dag. Den närmast föregående börsdagen inföll torsdagen den 28/4. Det gick tio kalenderdagar mellan dessa två börsdagar. Kursskillnaden mellan dessa två dagar avspeglar inte bara utdelningsbeloppet, utan också den information som nådde marknaden under dessa tio dagar. Speciellt väl märks detta på Astras och Pharmacias kurser. Pharmacias kurs steg med 31 kr, från 393 kr till 424 kr, trots en utdelning på endast 1:50. Astras kurs steg från 1280 kr till 1400 kr. En kursstegring på 120 kr ska jämföras med en utdelning på 7:50. De övriga 15 aktiernas motsvarande siffror är inte lika iögonenfallande, men jag har trots det valt att inte ta med dessa 17 ex-dagar i undersökningen av utdelningens ex-dag. Totalt ingår då 350 ex-dagar.

Kvoten mellan utdelningsbeloppet och kursen dagen före ex-dagen, dvs direktavkastningen, var i genomsnitt 4,25 %. Kursfallet, justerat för marknadens avkastning under ex-dagen och dividerat med kursen närmast föregående dag, var i genomsnitt 4,18 %. Kvoten mellan procentuellt kursfall och procentuellt utdelningsbelopp blir 0,984. Detta motsvarar en avkastning som är $(1-0,984) \cdot 4,25 \% = 0,07$ procentenheter större än den normala dagliga avkastningen. Det ojusterade kursfallet är i genomsnitt 4,23 %. Kvoten ligger alltså i detta fall ännu närmare ett. Kursfallet på ex-dagen har alltså i genomsnitt varit nästan exakt lika stort som utdelningsbeloppet.

Figur 7.1 på nästa sida visar hur kvoten fördelat sig över ex-dagarna. Fördelningen är ganska symmetrisk. 282 av 350 observationer ligger mellan 0,25 och 1,75. Extremfallet, en kvot på +5,56, gäller Astras utdelning år 1984. Ex-dagen sammanföll med början på en serie av snabbt fallande kurser för Astra-aktien.

Intervall- mitt	Antal observationer	
-2,0	4	*
-1,5	2	*
-1,0	3	*
-0,5	7	**
-0,0	21	*****
0,5	74	*****
1,0	137	*****
1,5	71	*****
2,0	20	*****
2,5	7	**
3,0	3	*
3,5		
4,0		
4,5		
5,0		
5,5	1	*

Figur 7.1 Fördelningen av kvoten justerat kursfall/utdelningsbelopp över ex-dagarna för utdelningen.

I tabell 7.2 finns de olika kvoterna beräknade per år. Som synes har direktavkastningen varierat över åren. Prisfallet på ex-dagen har följt med. Kvoten mellan dem har varierat mellan 0,86 år 1979 och 1,09 år 1984. År 1981 och 1982 beskattades utdelningsinkomster lindrigare än de övriga åren för privatpersoner. Ensamstående fick skattefritt ta emot 2 250 kr i utdelningsinkomst, och makar tillsammans 4 500 kr. Detta tycks inte haft någon större inverkan på resultaten.

Tabell 7.2 Kursfall och utdelningsbelopp de olika åren. De två första kvoterna uttryckta i procent.

År	Kursfall/ Aktiekurs	Utdelnings- belopp/ Aktiekurs	Kvot	Antal obs
1978	3,91	4,44	0,88	44
1979	4,06	4,74	0,86	43
1980	6,01	5,91	1,02	47
1981	5,22	5,04	1,04	47
1982	5,01	4,83	1,04	48
1983	2,82	2,87	0,98	31
1984	2,80	2,57	1,09	47
1985	3,03	3,06	0,99	43

Under perioden genomfördes 98 fondemissioner och aktieuppdelningar. Fyra av dessa hade samma ex-dag som en nyemission i samma aktie och togs därför inte med i undersökningen.

Utdelningsbeloppet motsvaras i detta fall av det väntade kursfallet på ex-dagen. Kvoten mellan detta och kursen dagen före ex-dagen blir ett större tal än i utdelningsfallet. I genomsnitt har det varit 35,6 %. Motsvarande kvot för det justerade verkliga kursfallet är 35,3 %. Kvoten mellan dessa två tal blir ungefär 0,992. Om man inte justerar för marknadens avkastning på ex-dagen blir kursfallet 35,1 %, och kvoten 0,986. En likaviktad portfölj av alla aktier som genomgått fondemissioner och aktieuppdelningar har på ex-dagen givit en avkastning som är $(1-0,992) \cdot 35,6 \% = 0,3$ procentenheter större än den normala dagliga avkastningen. Jämfört med den genomsnittliga dagliga avkastningen under samma period, 0,13 %, är detta ett ganska stort tal.

Kvoten mellan de procentuella kursfallen fördelar sig över ex-dagarna på det sätt som framgår i figur 7.2. En jämförelse med figur 7.1 visar att värdena nu är betydligt mindre spridda. Det är en följd av att en stor avvikelse från ett i det här fallet ger en betydligt större onormal avkastning. En närmare analys visar att de flesta extremvärdena har inträffat vid mindre justeringar av aktieantalet, av typen F1:10.

Intervall- mitt	Antal observationer	
0,6	2	*
0,7	0	
0,8	3	**
0,9	13	*****
1,0	62	*****
1,1	12	*****
1,2	0	
1,3	1	*

Figur 7.2 Fördelningen av kvoten justerat/verkligt kursfall över ex-dagarna för emissioner.

18 av de 94 ex-dagarna har föregåtts av en eller flera börsdagar då det inte handlats i aktien. (Motsvarande siffra för utdelningarna är 35 av 350.) Kursfallet är i detta fall beräknat över flera dagar, men bara justerat för marknadens avkastning den sista dagen. Det justerade kursfallet dessa arton ex-dagar är 33,7 %, vilket dividerat med det väntade på 33,4 % ger en kvot på 1,009. Motsvarande värden för de övriga ex-dagarna blir 35,7 %, 36,1 % och 0,989. Trots att kvoten inte ändras mycket blir den onormala avkastningen för de övriga ex-dagarna nu 0,4 procentenheter.

Av tabell 7.3 framgår att resultaten är stabila över åren, trots att storleken på fondemissionerna varierat en hel del.

Tabell 7.3 Verkligt och väntat kursfall på ex-dagen för fondemissioner. De två första kvoterna uttryckta i procent.

År	Verkligt kursfall/ Aktiekurs	Väntat kursfall/ Aktiekurs	Kvot	Antal obs
1978	27,2	27,9	0,97	6
1979	40,4	40,8	0,99	15
1980	21,4	21,8	0,98	11
1981	20,8	22,4	0,93	6
1982	29,5	30,2	0,98	15
1983	39,6	38,9	1,02	23
1984	49,7	50,0	0,99	16
1985	24,4	28,6	0,85	2

Med detta är det dags att övergå till perioden kring ex-dagarna. I emissionsfallet var det nödvändigt att utesluta ytterligare några ex-dagar. Det är nämligen ganska vanligt att ett företag genomför två emissioner, oftast en vanlig fondemission och en aktieuppdelning, med bara några börsdagens mellanrum. Emissioner kan också genomföras nära ex-dagen för utdelningen. Efter det att dessa emissioner sorterats bort återstår 72 av de 94 emissionerna.

Varje dag har de 72 procentuella dagliga avkastningarna summerats. Medelvärdet har sedan beräknats. Eftersom avkastningar som är beräknade över fler än en dag inte tagits med vid summeringen är inte antalet avkastningar 72 alla dagar.

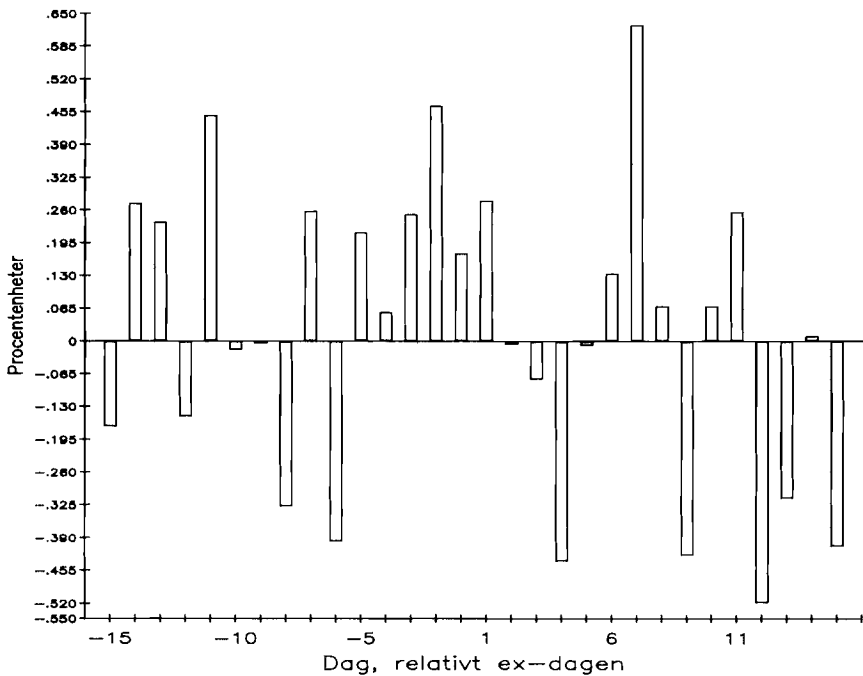
Som jämförelse har den genomsnittliga avkastningen för alla 49 aktier använts. Inte heller i detta genomsnitt är flerdagsavkastningarna medräknade. Eftersom var och en av de 72 ex-dagarna har en jämförelseserie bestående av den genomsnittliga avkastningen för (i princip) 49 aktier blir den totala jämförelseserien ett genomsnitt av dessa 72 serier.

Till sist beräknas skillnaden mellan ex-aktiernas och marknadens avkastning varje dag. Resultatet blir identiskt lika med det man skulle få genom att först subtrahera marknadens avkastning från den enskilda aktiens, och sedan beräkna den genomsnittliga skillnaden över alla aktier.

Resultatet presenteras i tabell 7.4 och figur 7.3 på nästa sida. Ex-gruppens avkastningar är av växlande storleksordning och tecken ända fram till fem dagar före ex-dagen. De blir då positiva och relativt stora under sju dagar i följd, fram till den tredje dagen efter ex-dagen. Den genomsnittliga avkastningen dessa dagar ligger mellan 0,18 och 0,55 %. Jämförelsegruppen har under samma dagar avkastningar på mellan -0,03 % och +0,22 %. Ex-gruppens avkastningar är större under sex av dessa sju dagar. Undantaget är den andra dagen efter ex-dagen. Under de tretton dagarna efter denna period växlar båda gruppernas avkastningar både i storlek och tecken.

Tabell 7.4 Procentuell avkastning dagarna kring ex-dagen för emission eller aktieuppdelning.

Ex- Dag	gruppen	Alla aktier	Skill- nad	Ex- Dag	gruppen	Alla aktier	Skill- nad
-15	-0,130	0,040	-0,170	1	0,496	0,217	0,279
-14	0,169	-0,105	0,274	2	0,191	0,198	-0,007
-13	0,238	0,001	0,237	3	0,006	0,082	-0,076
-12	-0,151	-0,001	-0,150	4	-0,444	-0,007	-0,437
-11	0,248	-0,201	0,449	5	0,257	0,266	-0,009
-10	0,113	0,131	-0,018	6	0,036	-0,099	0,135
-9	0,011	0,016	-0,005	7	0,449	-0,178	0,627
-8	0,094	0,423	-0,329	8	0,343	0,273	0,070
-7	0,381	0,122	0,259	9	-0,129	0,296	-0,425
-6	-0,201	0,197	-0,398	10	0,073	0,003	0,070
-5	0,184	-0,032	0,216	11	0,323	0,066	0,257
-4	0,272	0,214	0,058	12	-0,154	0,365	-0,519
-3	0,349	0,096	0,253	13	-0,069	0,244	-0,313
-2	0,546	0,078	0,468	14	0,064	0,053	0,011
-1	0,335	0,160	0,175	15	-0,221	0,186	-0,407



Figur 7.3 Skillnaden i avkastning mellan ex-aktierna och jämförelsegruppen under dagarna kring ex-dagen för emissionen.

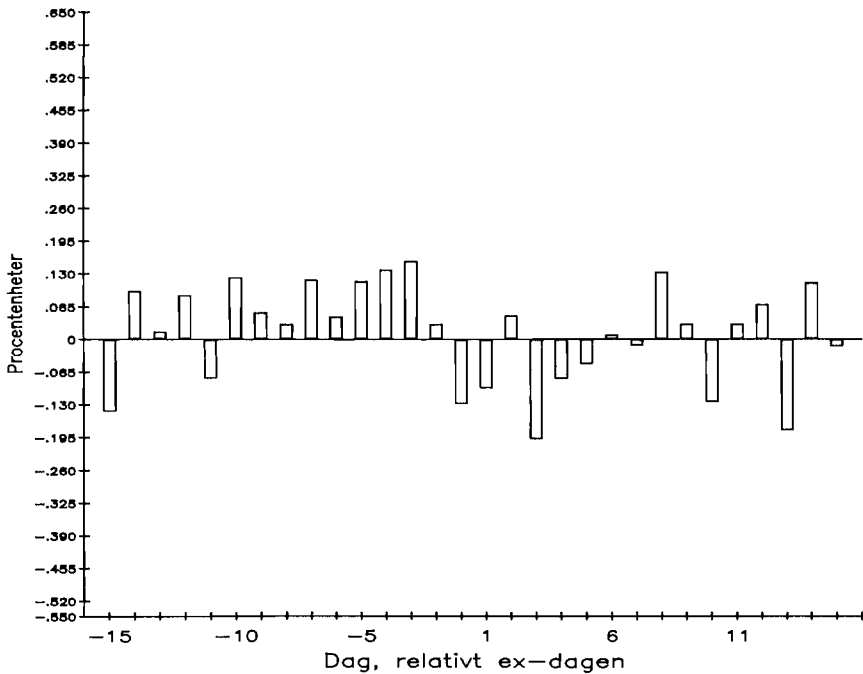
Samma beräkning har genomförts under perioden kring utdelningens ex-dag. I detta fall finns ett problem vid tolkningen av resultaten. De flesta aktier har utdelningar under våren, främst i april-maj. Detta betyder att jämförelsegruppen ibland kommer att innehålla många aktier som också har ex-period. Det existerar alltså knappast någon normal avkastning att jämföra med under den intensivaste utdelningsperioden. Ett annat problem är att det vid några tillfällen ligger en emission nära utdelningsdagen. Dessa ex-dagar har i detta fall inte rensats bort. De är så pass få att de inte bör påverka genomsnittet, som är beräknade på 367 observationer, speciellt mycket.

Figur 7.4 och tabell 7.5 på nästa sida innehåller resultatet. Det mest framträdande är att aktierna i ex-gruppen har haft positiva genomsnittsavkastningar under 13 av de 15 dagarna före ex-dagen. Från och med den tionde till och med den andra dagen före ex-dagen är ex-gruppens avkastningar större än jämförelsegruppens. Nivån på avkastningarna ligger för båda grupperna under motsvarande siffror i emissionsfallet. Det beror troligen på att antalet observationer nu är större. Dagen före ex-dagen har båda grupperna en negativ avkastning. Ex-gruppens är relativt stor, $-0,19\%$. Också dagen efter ex-dagen har båda grupperna en negativ avkastning. Nästa dag har ex-gruppen en större positiv avkastning än jämförelsegruppen, men under de följande tre dagarna är skillnaden negativ igen. Därefter växlar tecknen, storlekarna och ordningen mellan grupperna.

En jämförelse mellan ex-perioden för utdelningarna och för fondemissionerna visar först och främst att skillnaderna mellan grupperna är större, både i negativ och i positiv riktning, för emissionerna. Detta är förmodligen främst en följd av att emissionerna är betydligt färre. Också genomsnittsskillnaden, mätt över de 30 dagarna, är större för emissionerna, $0,019\%$ jämfört med $0,011\%$. Avkastningsskillnadernas mönster är dock ganska lika. Ex-gruppen har i båda fallen en större avkastning än jämförelsegruppen från och med femte dagen före ex-dagen. I utdelningsfallet är avkastningen större till och med andra dagen före ex-dagen, i emissionsfallet till och med dagen efter. Därefter är jämförelsegruppens avkastningar större under några dagar.

Tabell 7.5 Procentuell avkastning dagarna kring ex-dagen för utdelning.

Dag	Ex-gruppen	Alla aktier	Skillnad	Dag	Ex-gruppen	Alla aktier	Skillnad
-15	0,020	0,164	-0,144	1	-0,123	-0,025	-0,098
-14	0,337	0,240	0,097	2	0,053	0,005	0,048
-13	0,132	0,116	0,016	3	-0,123	0,076	-0,199
-12	-0,032	-0,121	0,089	4	-0,068	0,011	-0,079
-11	0,007	0,085	-0,078	5	-0,003	0,047	-0,050
-10	0,252	0,128	0,124	6	-0,064	-0,074	0,010
-9	0,160	0,106	0,054	7	-0,144	-0,131	-0,013
-8	0,114	0,083	0,031	8	0,047	-0,087	0,134
-7	0,238	0,119	0,119	9	0,102	0,071	0,031
-6	0,164	0,118	0,046	10	-0,100	0,025	-0,125
-5	0,068	-0,048	0,116	11	-0,021	-0,052	0,031
-4	0,091	-0,048	0,139	12	0,006	-0,064	0,070
-3	0,099	-0,057	0,156	13	-0,074	0,107	-0,181
-2	0,041	0,010	0,031	14	0,173	0,060	0,113
-1	-0,190	-0,061	-0,129	15	-0,091	-0,076	-0,015



Figur 7.4 Skillnaden i avkastning mellan ex-aktierna och jämförelsegruppen under dagarna kring ex-dagen för utdelningen.

Det är svårt att uppskatta hur stor avkastningsskillnaden mätt över hela ex-perioden är, eftersom de enskilda aktiernas avkastningar inte ackumulerats var för sig under perioden, och flerdagsavkastningarna inte tagits med. (Se resonemanget i avsnitt 6.3, s 150.) En mycket ungefärlig övre gräns för vad avkastningen kan ha varit får man genom att ackumulera dagarnas genomsnittsavkastningar.

Kring utdelningens ex-dag har ex-gruppen en ackumulerad genomsnittsavkastning på 1,07 % mellan dag 1 och dag 31. Jämförelsegruppens avkastning är 0,73 %, och den ackumulerade skillnaden mellan grupperna är ca 0,34 procentenheter. Skillnaden mellan grupperna är störst två dagar före ex-dagen. Ex-gruppens ackumulerade avkastning är då 1,7 % och jämförelsegruppens 0,9 %. Man bör då komma ihåg att också jämförelsegruppen innehåller flera aktier som har ex-period.

I emissionsfallet har ex-gruppen en ackumulerad avkastning på 3,7 % mellan dag 1 och 31. Jämförelsegruppens är 3,1 %, och skillnaden alltså 0,6 procentenheter. Skillnaden är störst dagen efter ex-dagen, då gruppernas avkastningar är 3,0 % respektive 1,4 %.

7.6 JÄMFÖRELSE MED TIDIGARE FORSKNING

Den tidigare undersökning som mest liknar denna utfördes av Lakonishok & Vermaelen (1986). De använder dock delvis andra mått, och deras undersökning bygger på ett mycket större datamaterial. Jämförelserna blir därför något haltande.

Skillnaden mellan de två undersökningarna ligger framför allt i sättet att beräkna genomsnittet. Lakonishok & Vermaelen använder den s k kalendertidmetoden. I deras dataunderlag finns det ofta flera aktier som har ex-dag samtidigt. Lakonishok & Vermaelen beräknar först en genomsnittlig avkastning för varje kalenderdag genom att beräkna genomsnittet över alla aktier som har ex-dag denna dag. Varje kalenderdagsportföljs avkastning minskas sedan med marknadens likaviktade avkastning samma dag. Det slutliga genomsnittet beräknas sedan över alla kalenderdagar.

Med detta i minne kan man konstatera att den övernormala avkastningen på ex-dagen för emissioner i Lakonishok & Vermaelens undersökning var 0,74 procentenheter. I Sverige var den 0,3 om alla ex-dagar togs med, och 0,4 om ex-dagar som föregåtts av en eller flera dagar utan handel i aktien sorterades bort.

En jämförelse över de tio dagarna kring ex-dagen finns i tabell 7.6. Här bör man speciellt observera att Lakonishok & Vermaelen hade ett betydligt större undersökningsmaterial. Under perioden kring utdelningens ex-dag liknar resultaten av de båda undersökningarna varandra. Ex-dagen föregås av ett antal dagar då ex-aktierna har högre avkastning än normalt. Den följs av fyra eller fem dagar då de har onormalt låg avkastning. Eades et al (1984) fick nästan identiska resultat, trots att de använde en annan metod för att justera för marknadens genomsnittliga avkastning.

Också i perioden kring ex-dagen för emissionen liknar resultaten varandra. I Sverige är ex-aktiernas avkastning större än jämförelsegruppens de fem dagarna före ex-dagen och dagen efter. De är positiva nio av de tio dagarna. I USA har ex-gruppen större avkastning än normalt under de fem dagarna närmast före ex-dagen. Detta håller i sig också tre dagar efteråt.

Tabell 7.6 En jämförelse mellan de onormala avkastningarna kring ex-dagen i USA och Sverige. Avkastningsskillnader i procentenheter. Källa, USA: Lakonishok & Vermaelen (1986), Table 8 och Table 12, s 310 och 316.

Dag	Utdelning		Emission	
	USA	Sverige	USA	Sverige
-5	0,06	0,116	0,17	0,216
-4	0,05	0,139	0,23	0,058
-3	0,08	0,156	0,17	0,253
-2	0,08	0,031	0,15	0,468
-1	0,19	-0,129	0,42	0,175
1	-0,04	-0,098	0,38	0,279
2	-0,05	0,048	0,12	-0,007
3	-0,04	-0,199	0,06	-0,076
4	-0,07	-0,079	-0,03	-0,437
5	-0,03	-0,050	-0,16	-0,009

En intressant jämförelse kan göras för den del av resultaten som inte har samband med effektiviteten, nämligen avkastningen på utdelningens ex-dag. Värdet på Elton & Grubers mått, prisfallet på ex-dagen dividerat med utdelningsbeloppet, i några olika undersökningar redovisas i tabell 7.7. De två första undersökningarna gäller den amerikanska aktiemarknaden. Booth & Johnston studerade den kanadensiska aktiemarknaden.

Tabell 7.7 En jämförelse mellan värdena på kvoten mellan prisfall och utdelningsbelopp i några olika undersökningar.

	Ojusterad	Justerad för ex-dagens normala avkastning
Elton & Gruber (1970)	0,777	0,787
Kalay (1982)	0,734	0,881
Booth & Johnston (1984)	0,406	0,463
Sverige 1978-1985	0,972	0,960

Värdet på måttet ligger i Sverige betydligt närmare ett än i någon av de tidigare undersökningarna. Den övernormala avkastningen på ex-dagen, 0,03 procentenheter, är också mycket mindre än i Eades et als undersökning. Där var den 0,14 procentenheter. Detta kan möjligen vara intressant för forskare på området. Sverige skiljer sig från de andra länderna både när det gäller skattesystem och utdelningsfrekvens. I USA betalas utdelningarna oftast kvartalsvis.

7.7 SAMMANFATTNING OCH SLUTSATSER

Aktier som noteras exklusive delrätt till fondemission, eller som noteras efter en aktieuppdelning, har under perioden haft en högre avkastning än normalt under de fem dagar som föregår ex-dagen, under ex-dagen samt under dagen efter denna. Också perioden före ex-dagen

för utdelningen har kännetecknats av en högre avkastning än normalt. I detta fall är perioden längre, ca nio dagar.

Är detta ett tecken på att marknaden inte är effektiv? Det första villkoret för denna tolkning är att fenomenet inte har en ekonomisk förklaring. En möjlig förklaring, främst för fondemissionerna, är att ex-dagen innebär den slutliga bekräftelsen på att emissionen kommer att genomföras. Om aktiemarknaden i genomsnitt reagerar positivt på tillkännagivandet av emissionen kan de onormalt stora avkastningarna före emissionen vara den sista resten av denna reaktion. Ett flertal undersökningar har nu bekräftat att tillkännagivanden, både av emissioner och aktieuppdelningar och av utdelningar, i USA följs av en sådan positiv reaktion. Någon sådan undersökning har ännu inte genomförts på den svenska aktiemarknaden.

En annan möjlighet är att ex-dagseffekten är en följd av veckodags-effekten. Detta skulle kunna vara fallet om ex-dagarna är koncentrerade till en viss veckodag. Jag har därför undersökt vilka veckodagar som varit ex-dagar. Utdelningarnas ex-dag har i 16,8 % av fallen varit måndag, i 17,1 % tisdag, i 14,8 % onsdag, i 24,3 % torsdag och i 26,8 % en fredag. Motsvarande siffror för emissionerna var 22,3 %, 17,0 %, 14,9 %, 22,1 % och 23,4 %. Det finns alltså en viss tendens till att ex-dagarna infaller på torsdagar och fredagar. Tendensen är dock knappast så stor att den har inverkat på resultaten.

Man måste också komma ihåg att utdelningens ex-dag infaller dagen efter bolagsstämman. Det är möjligt att de onormala avkastningarna beror på förväntningar inför bolagsstämman, och inte på ex-dagen.

Om så inte är fallet blir nästa fråga om ex-dagseffekten är så stor att den kan vara vinstgivande för en placerare. Svaret är uppenbart. Transaktioner motiverade enbart av ex-dagseffekten lönar sig inte. Den onormala avkastningen är maximalt 0,6 procentenheter vid utdelningar och 1,6 procentenheter vid emissioner. Detta är genomsnittssiffror. Perioder kring enskilda ex-dagar kan ha karaktäriserats av lägre avkastning än normalt.

Placerare som bestämt sig för att göra en transaktion av andra skäl bör dock i genomsnitt kunna vinna på att förskjuta tidpunkten för den. I princip innebär detta en marknadsineffektivitet. Den är dock inte av det mer betydande slaget. I USA, där utdelningar sker kvartalsvis och också fondemissioner tycks genomföras oftare, är ex-dagseffekten intressantare än i Sverige.

8. Slutsatser och fortsatt forskning

8.1 HUR EFFEKTIV HAR DEN SVENSKA AKTIEMARKNADEN VARIT?

De föregående kapitlen har innehållit slutsatser av var och en av delstudierna. Nu är det dags att sammanfatta dessa och att ställa resultaten av delstudierna i relation till varandra.

Man kan inte direkt dra slutsatser av det faktum att någon delstudie har visat att det finns regelbundenheter i avkastningsserierna. Det finns andra faktorer man först måste ta hänsyn till. De kriterier som jag använt vid utvärderingen av resultaten är:

1. Är den jämviktsmodell av avkastningarna som använts realistisk?
2. Har det uppenbarats några resultat som strider mot vad man kan vänta sig på en idealiserad effektiv marknad?
3. Hur ser de svenska resultaten ut jämfört med resultaten av tidigare undersökningar på andra aktiemarknader?
4. Kan eventuella avvikelser från effektiviteten ge någon placerare en ekonomisk vinst?
5. Är en eventuell avvikelse känd sedan tidigare av marknaden?

Det första kriteriet är det viktigaste. Det måste vara uppfyllt för att delstudiens resultat ska kunna säga något om effektiviteten. Bedömningen måste alltså inledas med en uppskattning av hur rimliga de olika modellerna för aktieavkastningen är.

Undersökningarna av autokorrelationer och löpor bygger på antagandet att de förväntade avkastningarna är konstanta över undersökningsperioden. Det enda antagande som behövs för filterundersökningen är att de förväntade aktieavkastningarna är positiva. En placerare ska inte kunna förutse perioder med sjunkande aktiekurser. För undersökningarna av veckodags- och ex-dagseffekterna antas att de förväntade avkastningarna är lika stora alla dagar. Studien av årsskifteseffekten förutsätter att det är samma faktorer som påverkar aktiernas avkastning varje månad, och att deras inverkan alltid är lika stor.

De använda modellernas antaganden om avkastningarna måste sägas vara ganska svaga. Det svagaste är nog att avkastningarna ska vara lika stora alla veckodagar. Det är mycket svårt att tänka sig ett skäl till att så inte ska vara fallet. Detta skäl måste i så fall påverka alla placerare på marknaden, så att ingen kan tjäna på att utnyttja skillnaderna i avkastning, och det måste kompensera den högre eller lägre avkastningen. Trots intensiva försök under senare år har ingen ännu föreslagit någon förklaring som blivit allmänt accepterad.

Antagandet att den förväntade avkastningen alltid är positiv förefaller också rimligt. Om tillräckligt många placerare kunde förutse perioder med sjunkande aktiekurser skulle ytterst få vilja köpa aktien till den nuvarande kursen. Det förväntade kursfallet skulle inträffa omedelbart. Det ökande intresset för olika tekniska analysmetoder kan dock tyda på att inte alla marknadsaktörer instämmer i detta.

Det är också svårt att tänka sig något ekonomiskt skäl till att avkastningen avviker från det normala i perioden kring årsskiftet. De många invändningarna mot skattehypotesen diskuterades i avsnitt 6.2.1.

Ex-dagen kan tolkas som den slutliga bekräftelsen på att fondemissionen eller aktieuppdelningen kommer att äga rum. På en effektiv marknad borde dock detta påverka aktiekursen bara den dag då ex-dagen blir känd. Det kan inte förklara flera dagars onormal avkastning.

De onormala avkastningarna kring utdelningens ex-dag kan bero på förväntningar inför bolagsstämman i stället för på ex-dagen. Det är dock inte klarlagt att det verkligen finns sådana förväntningar.

Det är möjligt att det antagande som krävs för undersökningarna av de statistiska beroendena i aktiekurserna, att de förväntade dagliga avkastningarna varit konstanta, inte varit uppfyllt under perioden. Den faktiska avkastningen på Stockholmsbörsen var under åren 1980 - 1983 mångdubbelt större än under resten av undersökningsperioden. Det förefaller sannolikt att också den förväntade dagliga avkastningen kan ha ökat något under periodens senare del. Om ökningen skett gradvis, vilket förefaller troligt, betyder det att undersökningarna i kapitel 3 inte kan användas som underlag för slutsatser om marknadens effektivitet.

Nästa steg i analysen blir att jämföra resultaten med vad man kan vänta sig på en idealiserad, absolut effektiv marknad. Denna jämförelse säger inte så mycket ensam. Den kan a priori väntas utfalla till den svenska marknadens nackdel. De verkliga resultaten jämförs med motsvarande värden på en idealiserad marknad, som t ex har autokorrelationskoefficienter lika med noll och genomsnittsavkastningar som är identiska alla veckodagar. Bedömningarna redovisas i tabell 8.1 på sidan 208. De motiveras i respektive kapitel.

En mer givande jämförelse kan ske med resultaten av tidigare undersökningar i andra länder. Dessa jämförelser har redovisats i de tidigare kapitlen. De är olika svåra att göra för olika delstudier. Lättast är det för undersökningarna av autokorrelationer, löpor och veckodags-effekten, även om i det sista fallet olika periodlängd i olika undersökningar ger vissa svårigheter. Jämförelsen av filterregelns resultat i de olika länderna försvåras något av olikheter i behandlingen av transaktionskostnader och skattekonsekvenser. När det gäller årsskiftes- och ex-dagseffekterna är det svårt att hitta andra undersökningar som är direkt jämförbara. Säkerheten i de bedömningar som redovisas i tabellen har naturligtvis påverkats av detta.

Nästa kriterium är om resultaten är sådana att de med vinst kan utnyttjas av placerare. Effektiviteten betraktas alltså ur placerarens perspektiv. I kapitlet om filterregeln nämndes en generell, riskrelaterad invändning mot resultaten av alla delstudierna. Den gäller möjligheten att utnyttja en ineffektivitet ekonomiskt. Problemet ligger i att det ibland kan vara svårt att utnyttja en ineffektivitet utan att ta på sig osystematisk risk, dvs sådan risk som kan diversifieras bort. Ett exempel är när man använder filterregeln för att placera i en enda aktie.

Frågan är vad man kan säga om sambandet mellan risk och avkastning på en marknad som inte är effektiv. Det är dock svårt att tro att marknaden i sin prissättning inte beaktar en av finansieringsteorins grundvalar, möjligheten att reducera risken genom diversifiering. Av detta följer att det också är svårt att tro att en placerare ens på en ineffektiv marknad får betalt för att ta på sig osystematisk risk.

Det är mycket svårt att veta om vinsten av ineffektiviteten är stor nog att kompensera en ökad osystematisk risk. Bedömningarna har därför gjorts under antagandet att placerarens risknivå kan hållas oförändrad.

Bedömningarna har också i detta fall redovisats i de tidigare kapitlen. Det bör påpekas att bedömningen i det första fallet, autokorrelationsundersökningen, inte har skett utifrån resultaten, utan i stället a priori. Det är svårt att tänka sig ett sätt på vilket en placerare kan utnyttja även höga autokorrelationer.

Det sista kriteriet, om resultaten är kända av marknaden eller inte, är intressant i de fall där det finns en ineffektivitet. Om ineffektiviteten fortsätter att existera trots att den är känd kan det bero på att den är för liten för att kunna utnyttjas med vinst. Det kan också bero på att regelbundenheterna i avkastningarna inte är ineffektiviteter, utan att de har ekonomiska orsaker.

Bedömningarna är i detta fall något osäkra. De baseras främst på om ineffektiviteterna finns beskrivna i någon publicerad källa. Det kan naturligtvis även om detta inte är fallet finnas enskilda placerare

som känner till dem, men kunskapen kan då förmodligen anses vara mindre spridd. När det gäller autokorrelationer och löpor är det mindre intressant om resultaten är kända eller inte. De är svåra att utnyttja, och det är tveksamt om de säger något om marknadens effektivitet. Bedömningen "delvis" under autokorrelationer och löpor i tabellen betyder att Jennergren & Korsvolds resultat är kända. De är kvalitativt sett ganska lika resultaten av denna undersökning, men något mera utpräglade.

Slutsatserna, som strax ska redovisas, är baserade på bedömningarna i tabell 8.1. Tabellen kan användas för jämförelser mellan de olika delstudiernas resultat. En delstudie vars resultat starkt talar mot effektivitet bör ha många "ja" bland bedömningarna.

Tabell 8.1 Sammanfattande bedömning av resultaten av de olika delstudierna.

	Auto	Löpor	Filter	Veckodag	Årsskifte	Ex-dag
Modellen realistisk?	Nej	Nej	Ja	Ja	Ja	Ja
Avvikelse från idealmarknaden?	Ja	Ja	Nej	Ja	Ja	Ja
Större avvikelser än i andra studier?	Ja	Delvis	Nej	Lika stor	Lika stor	Lika stor
Kan utnyttjas ekonomiskt?	Nej	Nej	Nej	Före trans. kostn.	Ja	Före trans. kostn.
Tidigare okänd?	Delvis	Delvis	Ja	Ja	Ja	Ja

Den starkaste indikationen mot effektivitet ges av årsskifteseffekten. Den uppfyller så gott som alla kriterier på en ineffektivitet. Också de två andra anomalierna talar mot marknadens effektivitet. De är mindre, och kan inte utnyttjas annat än vid transaktioner motiverade av andra skäl. Veckodagseffekten är av samma storleksordning som i de tidigare undersökningar där den fått forskare att ifrågasätta effektiviteten. Ex-dagseffekten är av mindre betydelse. Den är liten och begränsad till perioden kring ex-dagen.

De traditionella undersökningarna av effektivitet i svag form, av autokorrelationer, löpor och filterregeln, ger däremot inga indikationer mot effektivitet. Filterregeln är olönsam, och den underliggande modellen för de båda andra undersökningarna är inte helt trovärdig. Man kan dock konstatera att undersökningen av löporna visade på en aktie, Bofors, som kännetecknades av mycket längre löpor av oförändrade aktiepriser än väntat.

Min slutsats blir att den svenska aktiemarknaden under perioden inte varit helt effektiv. Den största avvikelserna från effektivitet utgörs av årsskifteseffekten, men också veckodagseffekten och ex-dagseffekten talar mot hypotesen om den effektiva marknaden.

Vad innebär då detta för den svenska aktiemarknadens effektivitet i stort? Ska man tolka avvikelserna så att det är rimligt att anta att marknaden inte heller i övrigt är effektiv? Det är naturligtvis svårt att avgöra detta utifrån en undersökning som gällt bara sex olika typer av information i den i princip oändliga informationsmängden. Jag menar dock att en sådan slutsats är förhastad.

Det finns nämligen ytterligare en sak att säga om resultaten. De är anmärkningsvärt lika de resultat som kommit fram på den amerikanska aktiemarknaden. De tre första delstudiernas undersökningsmetoder gav inte heller i USA några indikationer på att marknaden inte skulle vara effektiv. Först när veckodags- och årsskifteseffekterna hade påvisats började effektiviteten ifrågasättas.

Det finns en stor mängd andra undersökningar av effektiviteten på den amerikanska marknaden. En majoritet av dessa stöder hypotesen om den

effektiva marknaden. Den allmänna uppfattningen är fortfarande att den amerikanska marknaden är effektiv. Man har nu konstaterat en del anomalier. I själva ordet anomali ligger dock att företeelsen betraktas som en avvikelse från det normala.

Likheten med de amerikanska resultaten när det gäller de studier som gjorts i denna undersökning gör att det förefaller rimligt att anta att likheten skulle gälla också andra typer av undersökningar. Det skulle vara lättare att tro att den svenska aktiebörsen generellt uppvisar fler och större ineffektiviteter än den amerikanska om den gjort det också i denna studie.

Jag tror alltså att den svenska aktiemarknaden bör betraktas som i stort sett effektiv. Slutsatsen måste dock betraktas som preliminär. Den enda grunden för den är likheten med den amerikanska forskningen. Det finns ett stort behov av ytterligare svenska effektivitetsundersökningar, av andra typer än de som redovisats i denna studie.

8.2 RESULTATENS BETYDELSE

Det finns två möjligheter när man ska diskutera vilken betydelse resultaten har. Den ena är att diskutera avvikelserna från effektivitet, den andra att diskutera vilken inverkan en i stort sett effektiv marknad bör ha på marknadsaktörernas handlande.

I princip betyder avvikelserna att aktiekurserna inte avspeglar all information. Detta innebär i sin tur att aktiemarknaden inte ger helt riktiga signaler till placerarna. I förlängningen av resonemanget ligger att det finns en möjlighet att den svenska kapitalmarknaden inte fördelar nytt kapital på det samhällsekonomiskt bästa sättet.

Det är mycket svårt att säga hur allvarligt detta problem är. Det finns ingen utvecklad teoribildning som kan stödja en diskussion. Möjligen kan man tycka att de konstaterade avvikelserna är så små, och dessutom hittills i stort sett okända för marknaden, att deras inverkan inte borde vara så stor. Så länge som placerarna betraktar aktiemarknaden som en fullgod andrahandsmarknad för aktier bör deras

benägenhet att delta i nyemissioner inte påverkas. Fördelningen av nytt kapital påverkas då inte heller.

Vilken betydelse har då ineffektiviteterna för marknadens aktörer? Det kan finnas vissa möjligheter att utnyttja dem med vinst. Detta gäller främst årsskifteseffekten. Vinstmöjligheterna får av varje aktör vägas mot det risktagande som oundvikligen är förenat med ett utnyttjande. De får också vägas mot möjligheten av att de tre ineffektiviteterna försvinner när de väl har blivit kända. Detta borde ske, om marknadens anpassningsmekanismer fungerar.

Som framgått tidigare tycker jag inte att resultaten bör tolkas som ett tecken på att den svenska aktiemarknaden generellt sett fungerar ineffektivt. Det är ett långt steg från att försöka utnyttja kända och specificerade ineffektiviteter till att försöka få en onormalt hög avkastning genom att identifiera över- och undervärderade aktier. Det naturliga för en placerare på den svenska börsen borde vara att handla som om marknaden är effektiv.

För de flesta placerare innebär detta att de bör sträva efter att hålla en diversifierad aktieportfölj. Riskaverta placerare bör placera en del av sin förmögenhet i någon säkrare tillgång, medan mer riskbenägna kan överväga att låna ytterligare kapital att placera i portföljen. Placerarna bör sedan försöka att minimera transaktions- och förvaltningskostnader. Detta betyder att aktierna i portföljen bör hållas så länge som möjligt, dvs till dess deras inbördes kursutveckling medfört att portföljen inte längre är tillräckligt diversifierad. De flesta läroböcker på området, t ex Brealey & Myers (1984) och Sharpe (1985), innehåller en utförlig diskussion av motiven bakom dessa rekommendationer.

Det faktum att aktiemarknaden är effektiv behöver inte betyda att den därmed blir mindre intressant som placeringsalternativ. En placering i aktier är förknippad med högre risk än många andra placeringar. Den praktiska erfarenheten visar, liksom många vetenskapliga resultat, att den högre risken på lång sikt kompenseras med en hög genomsnittlig avkastning. En placerare som håller sina aktier tillräckligt länge får del i denna höga avkastning. En placerare som gör korta affärer

tar risken, men transaktionskostnaderna åter med stor sannolikhet upp den höga avkastningen.

Många professionella placerare, t ex aktiefonder och fondkommissionärer, har anställda analytiker. Deras uppgift är att följa aktiemarknaden för att ge råd i placeringsfrågor. Har de något existensberättigande på en effektiv marknad?

Givetvis finns det även på en effektiv marknad placerare som behöver råd och hjälp i dessa frågor. Analytikernas existensberättigande är därför inte i fara. Problemet ligger snarare i vilket innehåll råden och hjälpen bör ha. Bör de anpassas till en effektiv marknad, eller ska de fortfarande inriktas på placeringstips?

Svaret på frågan är inte så uppenbart som det kanske kan tyckas. Även på en effektiv marknad kan nya analyser av existerande information avslöja vinstmöjligheter. Dessa gäller dock bara exklusive kostnaden för den tid och de andra resurser som gått åt för att utföra analyserna. Den ökade avkastningen räcker bara till för att kompensera dessa kostnader.

Också företagen bör handla på ett annat sätt då aktiemarknaden är effektiv än när den är ineffektiv. De områden som berörs mest är kapitalförsörjning och informationsgivning. Brealey & Myers (1984) och Keane (1983) diskuterar effektivitetens konsekvenser för företagen.

En intressant fråga är vad som händer med effektiviteten på en aktiebörs som av alla aktörer betraktas som effektiv. Finns det inte en risk för att ineffektiviteter kan börja uppträda när det inte längre finns placerare som aktivt söker efter felvärderade aktier? Enligt min mening är risken inte så stor. Effektivitet är något som bara gäller i genomsnitt. I varje ögonblick finns det tillfälliga ineffektiviteter. En riskbenägen placerare försöker utnyttja dem, även om han eller hon i grunden tror att marknaden är effektiv. En annan synpunkt är att det är svårt att tro att enighet om att marknaden är effektiv någonsin kan uppnås på en verklig aktiemarknad.

I verkligheten är förmodligen den motsatta frågan, vad som händer på en aktiebörs som av de flesta betraktas som ineffektiv, av större betydelse. När allt fler placerare förstår att de inte kan räkna med att alltid kunna omsätta sina aktier till kurser som avspeglar all information bör deras intresse för aktieplaceringar minska.

De ineffektiviteter som konstaterats i denna undersökning motiverar inte slutsatsen att den svenska aktiebörsen generellt sett är ineffektiv. Det finns dock en typ av effektivitet som är svår att studera vetenskapligt, nämligen effektivitet i stark form. Det är orealistiskt att kräva att all existerande information ögonblickligen ska avspeglas i aktiekurserna. Däremot kan man kräva att den existerande men inte avspeglade informationen inte systematiskt utnyttjas för aktietransaktioner av personer som har tillgång till den.

Både aktörerna på aktiemarknaden och de ansvariga för börshandeln har ett ansvar för att förhindra insideraffärer. De senare bör bland annat övervaka att reglerna för börsföretagens informationsgivning är sådana att det vid varje tidpunkt existerar så lite insiderinformation som möjligt. Med andra ord bör all väsentlig information snabbt delges aktiemarknaden.

8.3 FORTSATT FORSKNING

Det har redan framgått att behovet av ytterligare forskning kring den svenska aktiemarknadens effektivitet enligt min mening är stort. Effektivitetsbegreppet är till sin natur sådant att en enda undersökning inte kan ge mer än en antydning om graden av effektivitet hos marknaden. Det finns en stor mängd information att undersöka. Resultaten kan bero på speciella förhållanden på marknaden under den studerade perioden. Andra aktier än de som ingått i urvalet skulle kunna ge andra resultat. Slutligen kan framtida undersökningar ge besked om vad som händer med de ineffektiviteter som konstaterats här. Kommer de att försvinna efter det att resultaten publicerats? Om de inte gör det, kan det bero att de i stället för att vara ineffektiviteter har ekonomiska förklaringar.

Intresset för den svenska aktiemarknaden är i dag mycket stort. En del av detta intresse är utan tvivel orsakat av tron att det finns felvärderade aktier. "Bevisen" för detta bygger ofta på enstaka fall, och på berättelser om personer och företag vilkas placeringar under flera år slagit index. En fortsatt effektivitetsforskning kan ge en mer realistisk och vetenskapligt grundad bild av aktiemarknaden.

Under senare år har de externa inflytandena på aktiemarknaden ökat i betydelse. En marknad för aktieoptioner har växt fram. Optionernas värden beror på de underliggande aktiernas värden. Aktiehandeln har också internationaliserats. Det finns en större andel utländska placerare på den svenska aktiemarknaden, och flera svenska aktier noteras också på utländska börser. Båda dessa inflytanden kan ha inverkat på effektiviteten.

Vilken inriktning de framtida studierna ska ha bestäms av de framtida forskarna. Ett område som är intressant i dag är forskningen kring anomalierna. Allt talar för att de övriga anomalierna på den amerikanska marknaden, t ex småföretags- och P/E-effekterna, också finns i Sverige.

En mer komplett bild av effektiviteten kan man inte få förrän också de halvstarka och starka formerna av effektivitet undersökts. Lättast att angripa är den halvstarka formen, som gäller olika former av publicerad information.

Summary in English

In November, 1980, the leading Swedish stock market index went up 7 %. The rise was an unusually large one. Still, no one could have foreseen that it was the start of a quite unprecedented market climb. From November, 1980, to November, 1986, the market rose 517 %. In the same period, trading volume multiplied. A typical week in 1986 had the same turnover as a full year in the 1970's.

Ten years ago, the Stockholm Stock Exchange was one of Europe's smallest exchanges. Today, it is one of the ten leading exchanges in the world in terms of annual turnover. Not only investors, but also Swedish companies are now much more interested in the stock market. The companies now raise a significant share of their new capital via the stock exchange.

This is an empirical study of the efficiency of the Stockholm Stock Exchange in the 1978-1984 period. Two types of tests have been performed. Three tests concern the weak form of market efficiency. Tests of autocorrelation and of runs have been made. The profitability of the filter rule has also been studied. In addition, three stock market anomalies have been studied. They are the day-of-the-week effect, the turn-of-the-year effect, and the ex-day effect. (The ex-day is the first day the market price of the stock does not include the value of e.g. the dividend.)

WHAT IS AN EFFICIENT MARKET?

Fama (1970) defined an efficient stock market:

"A market in which prices always "fully reflect" available information is called "efficient".

This definition is too general to be testable. A model of the price formation in an efficient market is required. The prices predicted by the model can then be compared to the actual market prices. Every test of market efficiency is simultaneously a test of the assumed model.

Each of the six tests in this study is based on a different set of assumptions about the prices in an efficient market. A difference between actual and expected prices is the first indication of an inefficiency. To qualify as an inefficiency, the difference must also be economically significant. In other words, an investor must have been able to use the inefficiency to make an economic profit, even after transaction costs. The concept of economic significance has replaced the traditional concept of statistical significance in this study.

Stock market efficiency is not seen as an either-or characteristic. There are very few researchers who believe that the stock market at any time is efficient in the strong form, i.e. that all existing, but not necessarily publicly available, information is reflected in stock prices. For that reason, this study concerns the weak and semi-strong forms of efficiency. Several different types of information are studied. The reason for this is that the question of efficiency is seen as one of degree. A single study cannot say much about how efficient the stock market is. Several studies in combination can give the beginning of a picture of the Swedish stock market's efficiency.

THE DATA

Daily stock prices were collected for a sample of 49 stocks. The time period starts on January 2, 1978. Three of the six studies concern the period 1978-1984.

Four companies are represented by two classes of stock each. Thus, the sample consists of 45 companies. The selected companies are the ones that have had a consistently high trading volume throughout the period. In addition, a couple of smaller companies are included. They were also included in an earlier study of the weak form of efficiency in Sweden, conducted by Jennergren and Korsvold (1973,1974,1975). In late 1983, the chosen stocks represented about 70 % of the market value of the stocks listed on the Stockholm Stock Exchange.

There are two types of trading on the Exchange. In the morning, there is an auction market. The "auctioneer" matches brokers' buy and sell bids. When the auction for a share is completed, brokers begin to trade the share among themselves. There is no specialist system in Sweden. Brokers are permitted to trade outside of the Exchange, provided that they report all transactions to the Exchange before the start of trading the next day. Off-floor trading accounts for about 50 % of the turnover.

The prices used in this study are closing prices. They stem from the last transaction of the day on the Exchange. The last transaction does not necessarily take place in the afternoon. Some shares are thinly traded. They may be traded only once a day. Consequently, a closing price can be recorded at any time of the day.

In 1978-1984, the average stock in the sample traded on 93.8 % of the trading days. Thirty-five of the forty-nine stocks were traded on more than 94 % of the days. The most thinly traded stock was traded on 62.7 % of the days.

A quick look at the shape of the frequency distributions of the daily percentage returns reveals that the returns do not seem to be drawn from normal distributions. The shape of the distribution varies

between stocks. Almost all distributions have more observations both in their central portions and in their extreme tails than normal distributions have. It seems as if there are far too many zero returns. In addition, the average distribution is positively skewed. A representative distribution is depicted in figure 2.1, p 54.

AUTOCORRELATION TESTS

Fama (1976, p 142-144) shows that these tests are based on the assumption that expected returns are constant through time. If they are, in an efficient market there is no way to use any information available at time $t-1$ to correctly assess an expected value of a return at time t which is different from the assumed constant expected return. As a consequence, the autocorrelation coefficients will not be significantly different from zero.

Logarithmic returns were used in this study. They were computed between successive days when the stocks were traded. Thus, most returns are daily. The most thinly traded stocks can have some returns that are computed over several calendar days.

Autocorrelation coefficients were computed for successive "daily" returns. They are shown in table 3.2, p 66. Forty-six of the forty-nine coefficients were positive. The average coefficient was 0.081. The coefficients were not stable from one year to another. However, each year most of them were positive.

These results are in line with most results from other markets. Correlation coefficients tend to be positive when returns are measured over daily intervals. The average coefficient, 0.081, is three times as large as the corresponding average in Fama's study (1965) of the autocorrelation on the New York Stock Exchange. In spite of this, only 0.9 % of the variation in daily returns in Sweden can be explained by the previous day's return.

The autocorrelation is not strong enough or stable enough to be economically significant. In addition, the validity of the underlying

model, that expected returns are constant, is not self-evident. The period was one when the realized stock returns were many times larger than they had ever been before in Sweden. The expected returns may have multiplied as well.

ANALYSIS OF RUNS

A run test is a nonparametric test that traditionally has been used in the study of dependencies among successive stock returns. The underlying assumption is that stock returns are constant through time.

A run is a sequence of returns of the same sign. Stock returns have three "signs": positive, negative and zero returns. The total number of runs is compared to the number that is expected if the signs of successive returns are independent. If the actual number is too low, there is dependence. The same data as in the previous study was used. All stocks had fewer runs than expected. The average difference was -9.9 % of the expected number. One stock, Bofors, had 18.7 % fewer runs than expected.

In the next step, actual and expected numbers of runs of each sign were compared. The expected numbers were adjusted for the fact that the total number of runs was less than expected. In this case, the average differences between actual and expected numbers were not large. Bofors had 15 % fewer runs of zero returns, and 15 % more runs of positive returns, than expected.

Finally, the length of the runs was studied. The runs of positive and negative returns had nearly the same length distributions as expected. However, there were more very long runs, and fewer very short runs, of zero returns than expected. Bofors had five runs of 22 or more successive zero returns. This means that the stock price was unchanged for a calendar month or more.

There are some signs of dependencies between the signs of successive daily returns. They are not strong enough to have economic significance. In addition, it is possible that the results are compatible with an efficient market. The expected returns may not have been constant during the period.

Even so, two interesting results emerged from the study. The first was that one of the stocks, Bofors, showed much larger dependencies among its returns than any of the others. The second concerns the relative frequencies of positive, negative and zero returns. In Sweden, the relative frequency of zero returns is larger than in the USA. The expected proportion of runs of zero returns is computed on the basis of the actual frequency of zero returns. In the study by Fama (1965), the expected proportion of runs of zero returns was 15 % of all runs. In this study, the corresponding proportion was 28 %.

THE FILTER RULE

In an efficient market, a reasonable assumption is that expected returns always are positive. If they were not, investors would know of it, and try to sell out. This would lead to an immediate price fall, instead of to a period of negative expected returns and slowly declining prices.

If expected returns always are positive, activities aimed at identifying the optimal timing of sales and purchases will never pay off. These activities include all trading rules, e.g. point-and-figure charts, the moving average method and the relative strength rule.

A modified version of one of these rules, the filter rule, has been tested. In this study, it was formulated thus:

If the price of a stock moves up $X\%$ from a previous low, buy the stock and hold it until the price drops $X\%$ from a subsequent high. At this point, sell the stock and deposit the proceeds in a bank account. When the stock price rises $X\%$ from a subsequent low, buy the stock again.

The filter rule has most often been tested in markets where organized short selling takes place. In this case, it is better to sell short when the stock price starts to drop. Short selling is not permitted in Sweden. This explains why the filter rule had to be modified. (The modification was originally made by Jennergren (1975).)

Two hypothetical investors were equipped with SKR 10,000 each. On the first trading day in 1978, as many integer shares as possible were bought. The rest of the money was deposited in the bank. The first investor then does nothing until the last trading day in 1983, when the shares are sold. The second investor follows the buy and sell signals of the filter rule. All transactions take place on the day after the signal was generated.

All results are after transaction costs but before taxes. Dividends were reinvested, in as many integer shares as possible. The number of shares was adjusted for stock splits and stock dividends. When a rights issue was made, as many new shares were acquired as the capital in the bank made possible.

Filter sizes from 5 to 30 % were simulated. None of the filters gave a higher average result at the end of the period than the buy-and-hold strategy. Larger filters gave the best results, with the 30 % filter the most successful. This filter gave an average result which was 77 % of the buy-and-hold strategy's result. The larger filters did not trigger as many transactions as the smaller ones. Thus, transaction costs were smaller with larger filters.

The period was then split in two, 1978-1980 and 1981-1983. The first period was characterized by low activity and stagnant stock prices. The second period was one of bull market conditions. The filter rule showed about the same result in both periods as it had for the total period. No filter size was profitable.

Since the filter rule gave worse results than the buy-and-hold strategy, a tax-exempt investor could not have used the rule to make a

profit. The same goes for a taxable investor. The tax rules discriminate against the filter rule. All transactions are subject to capital gains taxation.

The results of this study seem to indicate that the Swedish stock market is efficient. This is interesting, in view of the results obtained by Jennergren (1975). He performed filter tests on the Swedish stock market in the period 1967-71. His study is one of the few in which the filter rule could be shown to be profitable, if only for tax-exempt investors. The difference in results between the two studies does not seem to stem from differences in methodology. Instead, they may be due to differences in market conditions.

THE DAY-OF-THE-WEEK EFFECT

In the early years of the 1980's, much interest was focused on the fact that the average stock return was not equal across weekdays. In the USA, the mean Monday return was negative, while the other weekday returns were positive.

The day-of-the-week effect is a market inefficiency only if there is no economic reason for the difference in returns. So far, researchers have not been able to identify such a reason. Thus, the model behind the view that the day-of-the-week effect is an inefficiency is that the average stock market return should be equal across weekdays.

Returns computed over more than one day, due to thin trading, were excluded when average Swedish weekday returns were computed. Also excluded were returns that had been adjusted for dividends, stock splits, or rights issues. The averages were computed over all individual returns recorded each weekday. Thus, the number of observations is about 14,000 a day.

The average weekday returns, in per cent:

Monday	Tuesday	Wednesday	Thursday	Friday	All days
0.194	-0.027	0.112	0.139	0.249	0.131

The mean return over all days, 0.13 %, is rather high. This is due to the bull market period. Even so, the Tuesday return is negative. Thirty-four of the forty-nine stocks had negative Tuesday returns. Two stocks had negative Monday returns. Seven stocks had negative Wednesday returns. There were no negative averages on Thursday or Friday. Six of the seven years had the lowest return of the week on Tuesday. In five cases, this return was negative.

Of the seven countries where the day-of-the-week effect has been studied (as far as I know), Sweden is the only one to have a positive Monday return.

There seems to be a weekday effect in Sweden. Two factors must be taken into account when judging the implications of the effect for market efficiency. Is there an economic explanation of the low Tuesday return? Is it economically significant?

The most plausible explanation that has been suggested has to do with the method of payment. In the USA, stock transactions are paid on the fifth day after the transaction day. As the payment usually is made by cheque, it can be shown that Monday transactions have other consequences in terms of liquidity than transactions on other weekdays. This fact explains about 25 % of the negative Monday return.

In Sweden, stock transactions are also paid on the fifth day after transaction day. The method of payment differs between transactions. Perhaps the most common is a transfer between the buyer's and the seller's bank accounts. Since different banks or stockbrokers apply different rules for interest computation, it is hardly likely that the method of payment can explain the weekday effect. There does not seem to be any other obvious explanation for the Swedish Tuesday effect.

The effect is too small to base profitable transactions on. Transactions motivated by other reasons could be moved in time, however. The expected profit of a move must be weighed against the risk. The Tuesday effect is only valid on average. There has been individual stocks and individual years that have not shown a Tuesday effect. It is not possible to base riskless arbitrage transactions on the day-of-the-week effect.

THE TURN-OF-THE-YEAR EFFECT

Not only weekdays exhibit differences in average returns. Different months have also had different average returns. Moreover, in some months there are large differences in return between different groups of stocks. This effect is concentrated in January. It starts in late December. Hence, the name "the turn-of-the-year effect".

Earlier studies have shown that portfolios that differ in average total market value of the included stocks differ sharply in January returns. Also, portfolios made up of stocks which were likely to have been sold for tax reasons in late December have higher January returns than other portfolios.

These differences between groups are only compatible with an efficient market if there is an economic reason for them. So far, no such reason has been found. The tax-loss selling hypothesis has been met by both theoretical and empirical objections. The model underlying this study is that in an efficient market, the same factors, preceded by the same coefficients, should explain differences in return between stocks in every month.

As a background to the study of differences in monthly returns, average monthly returns were computed for the period Jan, 1978 to May, 1985. The result is presented in figure 6.1, p 152. January was the month with the highest average return, 8.7 %. Next was November, with 5.5 %, and July, 4.9 %. September and May had negative average returns, -1.5 % and -0.6 %.

Each year, the sample was divided into two portfolios based on the stocks' market value on the last day of the preceeding year. Monthly returns were computed and averaged over the period. The difference in returns between the portfolio of smaller stocks and the one of larger stocks was greatest in January, 11.3 % versus 6.3 %. The difference was smaller in the other months, and of different signs.

These figures are not adjusted for the potential difference in risk between the groups. A sensitivity analysis shows that the smaller stocks can have a β -value which is equal to the larger stocks' β plus 0.5, and the difference in risk-adjusted returns in January would still be significantly positive. It must also be said that the sample of 49 stocks was selected so that the chosen stocks would be the "largest" on the Stockholm Stock Exchange. The small stocks are not included in the sample.

Next, two portfolios were created each year on the basis of a measure of potential December tax-selling. This measure was the quota between the closing price on the last trading day of the year and the 24-month-high. Stocks with a lower value than the median value each year make up the portfolio of potential tax-loss selling candidates. As the time limit for a short term loss is 24 months in Sweden, stocks with a price that is low compared to the 24-month-high are likely to be sold for tax reasons in December.

As expected, the average difference in returns was greatest in January. The portfolio of tax-loss-selling candidates had a mean return of 11,2 %, and the other portfolio one of 6.1 %. A sensitivity analysis gave the same result for the possible difference in β -values between the portfolios as above.

Finally, the stocks were divided into four portfolios, on the basis of both size and potential for tax-loss selling. The two factors are not independent. There are more small stocks than large stocks in the tax-selling portfolio.

Figure 6.8, p 169, illustrates the average mean return for each group and every month. Both the average return and the difference between

the groups are largest in January. Small stocks with a high potential for tax-loss selling have had an average return of 13,3 % in January. The other group of small stocks had a return of 8.4 %. Large stocks with a high potential for tax-loss selling had an average January return of 8.9 %. The remaining group's return was 4.2 %. The magnitude of these numbers has been influenced by the boom in stock prices during the period.

A study of how the accumulated returns develop in January is illustrated in figure 6.9, p 171. The general impression is of a strong rise in stock prices during the first half of the month. The next three or four days, stock prices are nearly constant. Three of the four groups show a second strong upturn in the remainder of the month. The exception is the portfolio of large stocks with a low potential for tax-loss selling.

The portfolios' returns are always placed in the same order as at the end of the month. In the middle of January, large companies with a high potential of tax-loss selling have a higher accumulated return than the small companies which are not tax-loss selling candidates. These two groups have nearly the same accumulated return at month-end. This may indicate that the tax effect is concentrated in the beginning of the month, while the size effect is more evenly distributed across January.

A similar analysis of the accumulated return in the previous December shows that there is a slow decline over the month. Day -4 the accumulated return begins to rise. It goes from zero to +1.4 % in the last four days of the year. All four groups exhibit this pattern.

In Sweden, stock transactions made one year and paid for the next year may, for tax purposes, be transferred to either of these years. As payment is made on the fifth day after transaction day, this rule is in effect on the five last days of the year, i.e. days -4 to 0 relative to year end. The rise in prices these days may have some connection to this rule.

The Swedish results are similar to results from other stock markets. There is a turn-of-the-year effect. The difference in return between different groups of stocks is large enough to be economically significant. So far, researchers have not been able to discover a convincing reason for the return differences. The preliminary conclusion is that the turn-of-the-year effect is an inefficiency.

THE EX-DAY EFFECT

The ex-dividend day is the first day that the share's price does not include the value of the dividend. Studies of ex-day price behaviour have found abnormal returns over several days surrounding the "ex-day". Other studies have found evidence for abnormal returns also surrounding the ex-dates of stock dividends and splits. These abnormal returns have collectively been named "the ex-day effect".

As the other effects, the ex-day effect is a market inefficiency only if there are no economic factors that can explain the abnormal returns. If there are none, the returns surrounding the ex-date should not differ from the normal expected daily returns. This is the underlying model in a study of the ex-day effect as evidence against the efficient market hypothesis.

Dividends are paid once a year in Sweden. In the period Jan, 1978 to May, 1985, the 49 stocks in the sample had 367 ex-dividend days. Abnormal returns were computed for 15 days on each side of the ex-day. Abnormal returns were defined as market adjusted returns. That is, the market's return was subtracted from each share's return every day. It was approximated by the equally weighted average return of the 49 stocks.

Figure 7.4, p 198, illustrates the result. In nine of the ten days immediately preceeding the ex-day, abnormal returns were positive. The exception was the day before the ex-day. The average size of the daily abnormal return was 0.09 percentage points.

The same computation was performed for 72 stock dividends and stock splits. In this case, abnormal returns were positive in the five days preceeding the ex-day, in the ex-day itself, and in the following day. The abnormal returns were larger in this case. This is probably caused by the smaller sample size.

The results indicate that there is an ex-day effect in Sweden. There may be an economic explanation for the case of stock dividends and splits, however. If the market reacts positively on an announcement of a stock dividend or split, the positive abnormal returns surrounding the ex-date can be caused by this announcement effect. In many cases, it is not until this day that the split or stock dividend is finally confirmed. No study has as yet been made of the reaction on stock split or stock dividend announcements in Sweden.

The ex-day effect is not economically important. The abnormal returns are small, and limited to a short period. In addition, dividends and stock splits are not as frequent in Sweden as they are e.g. in the USA.

CONCLUSION

Five criteria have been used in the evaluation of the results. They are:

1. Is the model of equilibrium returns in an efficient market realistic?
2. Are the results different from the results that are expected in an "ideal" efficient market?
3. How do the Swedish results compare with the results from other stock markets?
4. Is the inefficiency economically significant?
5. Is it known by the market participants?

The answers, as I see them:

	Auto	Runs	Filter	Weekday	Turn-of- year	Ex-day
Is the model realistic?	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Deviations from the "ideal" market?	Yes	Yes	No	Yes	Yes	Yes
Larger deviations than in previous studies?	Yes	Partly	No	As large	As large	As large
Economically significant?	No	No	No	Before trans. costs	Yes	Before trans. costs
Previously unknown?	Partly	Partly	Yes	Yes	Yes	Yes

Strong evidence against market efficiency would show as many yes answers in the table. The turn-of-the-year effect comes closest to five yes answers. This effect is the major deviation from efficiency found in this study. The other two effects are minor deviations, as they are not economically significant after transaction costs.

The Swedish results resemble the results from the large and efficient U.S. stock market. The autocorrelation and run tests indicate somewhat larger dependencies among Swedish stock returns than among American returns. The rest of the results are remarkably similar.

What can be said about the overall efficiency of the Stockholm Stock Exchange? This study cannot say anything about the large amount of information that is not included in the six tests. In my opinion, though, it is likely that the Swedish market is characterized by about the same degree of efficiency as the U.S. market. This opinion is

based on the similarity between the results of this study and the corresponding studies in the USA. This means that the most reasonable assumption an investor without access to inside information could make is that the Swedish market is efficient with regard to information not included in this study.

Litteraturförteckning

- ALEXANDER, S S (1961): Price Movements in Speculative Markets: Trends or Random Walks. Industrial Management Review 2, nr 2 (May), s 7-26. Också i Cootner (red).
- ALEXANDER, S S (1964): Price Movements in Speculative Markets: Trends or Random Walks, No 2. I Cootner (red), s 338-372.
- ASQUITH, P & MULLINS, D W (1986): Equity Issues and Offering Dilution. Journal of Financial Economics 15, s 61-89.
- Att hantera pengar i kommuner och landsting (1985). Landstingsförbundet och Svenska Kommunförbundet, Stockholm.
- BANZ, R W (1981): The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks. Journal of Financial Economics 9, s 3-18.
- BEAVER, W H (1981): Market Efficiency. Accounting Review 56, nr 1 (January), s 23-37.
- BERGES, A, McCONNELL, J J & SCHLARBAUM, G G (1984): The Turn-of-the-Year in Canada. Journal of Finance 39, nr 1 (March), s 185-192.
- BERGLUND, T, WAHLROOS, B & ÖRNMARK, A (1983): The Efficiency of The Helsinki Stock Exchange: Tests of Non-Randomness and Arbitrage Opportunities. Meddelanden från Svenska Handelshögskolan, Helsingfors, nr 103.
- BERGLUND, T & LILJEBLOM, E (1985): Departures from Randomness in Trading Events on a Security Market - Some Empirical Results. Meddelanden från Svenska Handelshögskolan, Helsingfors, nr 137.
- BOOTH, L D & JOHNSTON, D J (1984): The Ex-Dividend Day Behavior of Canadian Stock Prices: Tax Changes and Clientele Effects. Journal of Finance 39, nr 2 (June), s 457-476.
- BRANCH, B (1977): A Tax Loss Trading Rule. Journal of Business 50, nr 2 (April), s 198-207.
- BREALEY, R & MYERS, S (1984): Principles of Corporate Finance. Andra upplagan. McGraw-Hill Book Company, New York.

- BROWN, P, KEIM, D B, KLEIDON, A W & MARSH, T A (1983): Stock Return Seasonalities and the Tax-Loss Selling Hypothesis. Journal of Financial Economics 12, s 105-127.
- BROWN, S J & WARNER, J B (1985): Using Daily Stock Returns. The Case of Event Studies. Journal of Financial Economics 14, s 3-31.
- CHAREST, G (1978): Split Information, Stock Returns and Market Efficiency - I. Journal of Financial Economics 6, s 265-296.
- CHOI, D & STRONG, R A (1983): The Pricing of When-Issued Common Stock: A Note. Journal of Finance 38, nr 4 (September), s 1293-1298.
- CHOTTINER, S & YOUNG, A (1971): A Test of the AICPA Differentiation Between Stock Dividends and Stock Splits. Journal of Accounting Research 9 (Autumn), s 367-374.
- CONSTANTINIDES, G M (1984): Optimal Stock Trading with Personal Taxes. Journal of Financial Economics 13, s 65-89.
- COOTNER, P H (1964, red): The Random Character of Stock Market Prices. The M.I.T. Press, Cambridge, Massachusetts.
- COPELAND, T E & WESTON, J F (1983): Financial Theory and Corporate Policy. Andra upplagan. Addison-Wesley Publishing Company, Reading, Massachusetts.
- CORNELL, B & ROLL, R (1981): Strategies for Pairwise Competitions in Markets and Organizations. Bell Journal of Economics 12, nr 1 (Spring), s 201-213.
- CROSS, F (1973): The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays. Financial Analysts Journal, November-December, s 67-69.
- DeBONDT, W F M & THALER, R (1985): Does the Stock Market Overreact? Journal of Finance 40, nr 3 (July), s 793-805.
- DIAMOND, D W & VERRECCHIA, R E (1981): Information Aggregation in a Noisy Rational Expectations Economy. Journal of Financial Economics 9, s 221-235.
- DIMSON, E (1979): Risk Measurement When Shares are Subject to Infrequent Trading. Journal of Financial Economics 7, s 197-226.
- DYCKMAN, T R & MORSE, D (1986): Efficient Capital Markets and Accounting: A Critical Analysis. Andra upplagan. Prentice-Hall contemporary topics in accounting series. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, New Jersey.
- DYL, E A (1977): Capital Gains Taxation and Year-End Stock Market Behavior. Journal of Finance 32, nr 1 (March), s 165-175.
- EADES, K M, HESS, P & KIM, E H (1984): On Interpreting Security Returns During the Ex-Dividend Period. Journal of Financial Economics 13, s 3-34.

- EKMAN, G & TIVÉUS, U (1984): Skatt på aktier. Tredje upplagan. P A Norstedt & Söners förlag, Stockholm.
- ELTON, E J & GRUBER, M J (1970): Marginal Stockholder Tax Rates and the Clientele Effect. Review of Economics and Statistics 52, nr 1 (February), s 68-74.
- ELTON, E J & GRUBER, M J (red, 1975): International Capital Markets. North-Holland Publishing company, Amsterdam.
- ELTON, E J & GRUBER, M J (1981): Modern Portfolio Theory and Investment Analysis. Första upplagan. J Wiley & Sons, New York.
- ELTON, E J, GRUBER, M J & RENTZLER, J (1984): The Ex-Dividend Day Behavior of Stock Prices; A Re-Examination of the Clientele Effect: A Comment. Journal of Finance 39, nr 2 (June), s 551-556.
- FAMA, E F (1965): The Behavior of Stock Market Prices. Journal of Business 38, nr 1 (January), s 34-105.
- FAMA, E F & BLUME, M E (1966): Filter Rules and Stock Market Trading. Journal of Business 39, Nr 1 (January), Part II, s 226-241.
- FAMA, E F, FISHER, L, JENSEN, M C & ROLL, R (1969): The Adjustment of Stock Prices to New Information. International Economic Review 10, nr 1 (February), s 1-21.
- FAMA, E F (1970): Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. Journal of Finance 25, nr 2 (May), s 383-417.
- FAMA, E F (1976): Foundations of Finance. Basic Books, New York.
- FISHER, L (1966): Some New Stock-Market Indexes. Journal of Business 39, nr 1 (January), part II, s 191-219.
- FORSGÅRDH, L-E & HERTZEN, K (1975a): Information Förväntningar och Aktiekurser. EFI, Stockholm.
- FORSGÅRDH, L-E & HERTZEN, K (1975b): The Adjustment of Stock Prices to New Earnings Information. I Elton & Gruber (red), s 68-86.
- FOSTER, T & VICKREY, D (1978): The Information Content of Stock Dividend Announcements. Accounting Review 53, April, s 360-370.
- FRENCH, K R (1980): Stock Returns and the Weekend Effect. Journal of Financial Economics 8 (March), s 55-69.
- GIBBONS, M R & HESS, P (1981): Day of the Week Effects and Asset Returns. Journal of Business 54, nr 4, s 579-596.
- GIVOLY, D & OVADIA, A (1983): Year-End Tax-Induced Sales and Stock Market Seasonality. Journal of Finance 38, nr 1 (March), s 171-185.
- GODFREY, M D, GRANGER, C W J & MORGENSTERN, O (1964): The Random Walk Hypothesis of Stock Market Behavior. Kyklos 17, s 1-30.

- GRANGER C W J & MORGENSTERN, O (1963): Spectral Analysis of New York Stock Market Prices. Kyklos 16, s 1-27.
- GRINBLATT, M S, MASULIS, R W & TITMAN, S (1984): The Valuation Effects of Stock Splits and Stock Dividends. Journal of Financial Economics 13, s 461-490.
- GROSSMAN, S J (1976): On the Efficiency of Competitive Stock Markets Where Traders Have Diverse Information. Journal of Finance 31, nr 2 (May), s 573-585.
- GROSSMAN, S J & STIGLITZ, J E (1980): On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. American Economic Review 70, nr 3 (June), s 393-408.
- GULTEKIN, M N & GULTEKIN, N B (1983): Stock Market Seasonality. International Evidence. Journal of Financial Economics 12, s 469-481.
- HARRIS, L (1986): A Transaction Data Study of Weekly and Intradaily Patterns in Stock Returns. Journal of Financial Economics 16, s 99-117.
- HAWAWINI, G (1984): European Equity Markets: Price Behavior and Efficiency. Monograph Series in Finance and Economics, 1984-4/5. Salomon Brothers Center for the Study of Financial Institutions & Graduate School of Business Administration, New York University, New York.
- JAFFE, J & WESTERFIELD, R (1985): The Week-End Effect in Common Stock Returns: The International Evidence. Journal of Finance 40, nr 2 (June), s 433-454.
- JENNERGREN, L P & KORSVOLD, P E (1973): The Price Formation in the Norwegian and Swedish Stock Markets. Some Random Walk Tests. INSEAD Research Papers, European Series, nr E 99, Fontainebleau. Också publicerat som Reprint 1/73-22 of the International Institute of Management, Berlin.
- JENNERGREN, L P & KORSVOLD, P E (1974): Price Formation in the Norwegian and Swedish Stock Markets: Some Random Walk Tests. Swedish Journal of Economics 76, nr 2 (June), s 171-185.
- JENNERGREN, L P & KORSVOLD, P E (1975): The Non-Random Character of Norwegian and Swedish Stock Market Prices. I Elton & Gruber (red), s 37-54.
- JENNERGREN, L P (1975): Filter Tests of Swedish Share Prices. I Elton & Gruber (red), s 55-67.
- JENSEN, M C (1968): The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-64. Journal of Finance 23, nr 2 (May), s 389-416.
- JENSEN, M C (1969): Risk, the Pricing of Capital Assets, and the Evaluation of Investment Portfolios. Journal of Business 42, nr 2 (April), s 167-247.

- JENSEN, M C (1978): Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency. Journal of Financial Economics 9, s 95-101.
- JOSEFSSON, M (1985): Nyemissioner och institutionella placeringar. I Myhrman (red), s 111-120.
- KALAY, A (1982): The Ex-Dividend Behavior of Stock Prices: A Re-Examination of the Clientele Effect. Journal of Finance 37, nr 4 (September), s 1059-1070.
- KALAY, A (1984): The Ex-Dividend Behavior of Stock Prices; A Re-Examination of the Clientele Effect: A Reply. Journal of Finance 39, nr 2 (June), s 557-561.
- KATO, K & SCHALLHEIM, J S (1985): Seasonal and Size Anomalies in the Japanese Stock Market. Journal of Financial and Quantitative Analysis 20, nr 2 (June), s 243-260.
- KEANE, S M (1983): Stock Market Efficiency. Theory, Evidence, Implications. Philip Allan, Oxford.
- KEIM, D B (1983): Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality. Journal of Financial Economics 12, s 13-32.
- KEIM, D B & STAMBAUGH, R F (1984): A Further Investigation of the Weekend Effect in Stock Returns. Journal of Finance 39, nr 3 (July), s 819-835.
- KEIM, D B (1986): The CAPM and Equity Return Regularities. Financial Analysts Journal, May-June, s 19-34.
- KENDALL, M G (1953): The Analysis of Economic Time-Series. Part I: Prices. Journal of the Royal Statistical Society 96, Part I, s 11-25.
- KORHONEN, A (1977): Stock Prices, Information and the Efficiency of the Finnish Stock Market: Empirical Tests. Acta Academiae Oeconomicae Helsingiensis A:23. The Helsinki School of Economics, Helsinki.
- LAKONISHOK, J & LEVI, M (1982): Weekend Effects on Stock Returns: A Note. Journal of Finance 37, nr 3 (June), s 883-889.
- LAKONISHOK, J & VERMAELEN, T (1983): Tax Reform and Ex-Dividend Day Behavior. Journal of Finance 38, nr 4 (September), s 1157-1179.
- LAKONISHOK, J & SMIDT, S (1984): Volume and Turn-of-the-Year Behavior. Journal of Financial Economics 13, s 435-455.
- LAKONISHOK, J & VERMAELEN, T (1986): Tax-Induced Trading Around Ex-Dividend Days. Journal of Financial Economics 16, s 287-319.
- LATHAM, M (1986): Informational Efficiency and Information Subsets. Journal of Finance 41, nr 1 (March), s 39-52.
- LeROY, S F (1976): Efficient Capital Markets: Comment. Journal of Finance 31, nr 1 (March), s 139-141.

- LEVY, R A (1967): Random Walks: Reality or Myth. Financial Analysts Journal, November-December, s 77-85.
- McENALLY, R W (1976): Stock Price Changes Induced by Tax Switching. Review of Business and Economic Research 12, nr 1 (Fall), s 47-54.
- MUTH, J F (1961): Rational Expectations and the Theory of Price Movements. Econometrica 29, s 315-335.
- MYHRMAN, J (red, 1985): Svensk kapitalmarknad inför morgondagen. EFI, Stockholm.
- NIEDERHOFFER, V & OSBORNE, M (1973): Market Making and Reversal on the Stock Exchange. Journal of the American Statistical Association 61, December, s 897-916.
- REINGANUM, M R (1981): Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings' Yields and Market Values. Journal of Financial Economics 9 (March), s 19-46.
- REINGANUM, M R (1983): The Anomalous Stock Market Behavior of Small Firms in January. Journal of Financial Economics 12, s 89-104.
- REINGANUM, M R (1984): Discussion: What the Anomalies Mean. Journal of Finance 39, nr 3 (July), s 837-840.
- ROGALSKI, R J (1984): New Findings Regarding Day-of-the-Week Returns Over Trading and Non-Trading Periods: A Note. Journal of Finance 39, nr 5 (December), s 1603-1614.
- ROLL, R (1983a): Was ist das? The Turn-of-the-Year Effect and the Return Premia of Small Firms. Journal of Portfolio Management 9, nr 2 (Winter), s 18-28.
- ROLL, R (1983b): On Computing Mean Returns and the Small Firm Premium. Journal of Financial Economics 12, s 371-386.
- ROZEFF, M S & KINNEY, W R, Jr (1976): Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns. Journal of Financial Economics 3, s 379-402.
- RUBINSTEIN, M (1975): Securities Market Efficiency in an Arrow-Debreu Economy. American Economic Review 65, nr 5 (December), s 812-824.
- SANTESMASES, M (1986): An Investigation of the Spanish Stock Market Seasonalities. Journal of Business Finance & Accounting 13, nr 2, s 267-276.
- SCHOLES, M S (1972): The Market for Securities: Substitution versus Price Pressure and the Effects of Information on Share Prices. Journal of Business 45, nr 2 (April), s 179-211.
- SCHULTZ, P (1985): Personal Income Taxes and the January Effect: Small Firm Stock Returns Before the War Revenue Act of 1917: A Note. Journal of Finance 40, nr 1 (March), s 333-343.

- SHARPE, W (1985): Investments. Tredje upplagan. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, New Jersey.
- SUMMERS, L H (1986): Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values? Journal of Finance 41, nr 3 (July), s 591-601.
- SÖRENSEN, B G (1982): En empirisk analyse af det danske aktiemarkeds effektivitet. Skrifter fra erhvervsøkonomisk institut, Odense universitet No. 5/82, Odense.
- THEIL, H & LEENDERS, C (1965): Tomorrow on the Amsterdam Stock Exchange. Journal of Business 37, nr 3 (July), s 277-284.
- THEOBALD, M & PRICE, V (1984): Seasonality Estimation in Thin Markets. Journal of Finance 39, nr 2 (June), s 377-392.
- TINIC, S M & WEST, R R (1984): Risk and Return. January vs. the Rest of the Year. Journal of Financial Economics 13, s 561-574.
- VERRECCHIA, R (1980): Consensus Beliefs, Information Acquisition, and Market Information Efficiency. American Economic Review 70, nr 5 (December), s 874-884.
- WAHLROOS, B & BERGLUND, T (1983): Announcements, Tax-Loss Selling and the January Effect. Meddelanden från Svenska Handelshögskolan, Helsingfors, nr 110.
- WALLIS, W A & ROBERTS, H V (1956): Statistics: A New Approach. Free Press, Glencoe, Illinois.
- WOOLRIDGE, J R (1983): Ex-Date Stock Price Adjustment to Stock Dividends: A Note. Journal of Finance 38, nr 1 (March), s 247-255.

Figur- och tabellförteckning

FIGURER

2.1 Histogram över Cardos procentuella avkastningar 1978–1984	54
3.1 Autokorrelationskoefficienternas fördelning	67
3.2 Jämförelser med resultatet av några andra undersökningar	70
3.3 En jämförelse med autokorrelationskoefficienterna i undersökningen av Jennergren och Korsvold (1973)	71
3.4 Begreppet löpa ("run")	72
3.5 Fördelningen av skillnaden mellan förväntat och verkligt antal löpor	77
3.6 Procentuell avvikelse från förväntat antal löpor	81
3.7 En jämförelse med skillnaden mellan förväntat och verkligt löpor i undersökningen av Jennergren och Korsvold (1973)	82
3.8 Sambandet mellan skillnaden mellan förväntat och verkligt antal löpor och autokorrelationskoefficienten	84
4.1 Aktiekursens utveckling över tiden enligt antagandena bakom filterregeln	90
5.1 Genomsnittliga veckodagsavkastningar i sju länder	121
5.2 Sambandet mellan spridningen mellan veckodagarnas medelavkastningar och antalet observationer	123
6.1 Genomsnittsavkastning per månad, januari 1978 – maj 1985	152
6.2 Ackumulerad avkastning varje månad	154
6.3 Avkastningsutvecklingen en genomsnittlig decembermånad	155

6.4 Skillnad i ackumulerad avkastning mellan mindre och större företag i december	158
6.5 Skillnad i ackumulerad avkastning mellan mindre och större företag i januari	159
6.6 Skillnad i ackumulerad avkastning i december mellan aktier som med hög respektive låg sannolikhet såldes av skatteskäl samma månad	164
6.7 Skillnad i ackumulerad avkastning i januari mellan aktier som med hög respektive låg sannolikhet såldes av skatteskäl föregående månad	165
6.8 Genomsnittsavkastning för de fyra grupperna av aktier	169
6.9 Genomsnittlig ackumulerad avkastning i januari för de fyra grupperna av aktier	171
7.1 Fördelning av kvoten justerat kursfall/utdelningsbelopp över ex-dagarna för utdelningen	192
7.2 Fördelningen av kvoten justerat/verkligt kursfall över ex-dagarna för emissioner	193
7.3 Skillnaden i avkastning mellan ex-aktierna och jämförelsegruppen under dagarna kring ex-dagen för emissionen	196
7.4 Skillnaden i avkastning mellan ex-aktierna och jämförelsegruppen under dagarna kring ex-dagen för utdelningen	198

TABELLER

1.1 Nyemissionsvolymen 1978 - 1984 i miljoner kr.	25
2.1 Företag och aktieslag i urvalet	39
2.2 Börsdagar utan handel, per år och totalt	46
2.3 Genomsnittligt antal börsdagar utan handel, per år och totalt	47
2.4 Olika mått på avkastningen under perioden 1978-1984	48
2.5 Medelavkastning de enskilda åren	51
2.6 Beskrivningsmått för fördelningarna av avkastningar 1978-84	52
3.1 Aktiekurs och avkastning för Cardo, 1978	63
3.2 Autokorrelationskoefficienter och bortfall 1978-1984	66
3.3 Autokorrelationskoefficienter de enskilda åren	69

3.4 Verkligt och förväntat antal löpor 1978-1984	76
3.5 Avvikelse mellan förväntat och verkligt antal löpor, uppdelade på tecken	79
3.6 Skillnad mellan förväntat och verkligt antal löpor de enskilda åren	80
4.1 Resultat av köp-och-behåll-strategin med reinvesterade utdelningar	98
4.2 Jämförelse mellan filterregeln och köp-och-behåll-strategin	99
4.3 Samtliga företag med något lönsamt filter	100
4.4 Jämförelse mellan filterregeln och köp-och-behåll-strategin 1978-1980	101
4.5 Jämförelse mellan filterregeln och köp-och-behåll-strategin 1981-1983	101
4.6 Resultat av köp-och-behåll-strategin 1978-1983 med och utan reinvesterade utdelningar	105
4.7 Jämförelse av filterregelns resultat med och utan reinvesterade utdelningar 1978-1983	106
4.8 Resultat från Jennergrens undersökning	107
5.1 Resultat från några amerikanska undersökningar av veckodags-effekten	109
5.2 Veckodagseffekten i Sverige 1978-1984	118
5.3 Korrelationskoefficienter för sambandet mellan avkastningens spridning två på varandra följande år	120
6.1 Beräkning av längre perioders avkastning med utgångspunkt i dagliga avkastningar	150
6.2 Genomsnittliga avkastningar per månad	152
6.3 Skillnad i avkastning mellan mindre och större företag	157
6.4 En uppskattning av den maximala riskjusterade skillnaden i avkastning mellan mindre och större företag i januari	161
6.5 Skillnaden i avkastning mellan aktier som med hög respektive låg sannolikhet såldes av skatteskäl föregående december	163
6.6 En uppskattning av den maximala riskjusterade skillnaden i avkastning mellan aktier som med hög resp låg sannolikhet såldes av skatteskäl i december	166

6.7 Skillnaden i avkastning mellan aktier som med hög resp låg sannolikhet såldes av skatteskäl föregående månad	167
6.8 Antalet aktier i de olika grupperna	168
6.9 Månatliga genomsnittsavkastningar för de olika grupperna av aktier	170
6.10 Månatliga genomsnittsavkastningar i USA och Sverige olika perioder	172
6.11 Genomsnittliga avkastningsskillnader mellan olika grupper av aktier i USA och Sverige	173
6.12 Avkastningen i januari för olika grupper av aktier i Kanada och i Sverige	174
7.1 Beräkning av genomsnittligt kursfall per krona utdelning i en likaviktad portfölj	187
7.2 Kursfall och utdelningsbelopp de olika åren	192
7.3 Verkligt och väntat kursfall på ex-dagen för fondemissioner	194
7.4 Procentuell avkastning dagarna kring ex-dagen för emission eller aktieuppdelning	196
7.5 Procentuell avkastning dagarna kring ex-dagen för utdelning	198
7.6 En jämförelse mellan de onormala avkastningarna kring ex-dagen i USA och Sverige	200
7.7 En jämförelse mellan värdena på kvoten mellan prisfall och utdelningsbelopp i några olika undersökningar	201
8.1 Sammanfattande bedömning av resultaten av de olika delstudierna	208

EFI:s publikationer sedan 1984

ANDERSSON, T., RUDENGREN, J., External Capital Flows: The Case of Five Asean Countries. 1984. *Research Report*.

CALLBO, K., DOCHERTY, P., Personalinflytande och datorisering vid industriföretaget. 1984. *EFI/PTK*.

DOCHERTY, P., LOMAN, L., Personalinflytande och datorisering. 1984. *EFI/PTK*.

EKLUND, L., Organiserade former för lokal delaktighet. Tankemodeller av decentraliserad kommunal organisationsstruktur. 1984.

ELSÄSSER, M., Marknadsinvesteringar - Två fallstudier av etablering på utländsk marknad. 1984. *LIBER/EFI*.

HEIKENSTEN, L., Studies in Structural Change and Labour Market Adjustment. 1984.

HOLMLÖV, P-G., JULANDER, C-R., Reklam i satellit-tv. Konsekvenser för svensk industri. 1984.

INGVES, S., Aspects of Trade Credit. 1984.

JACOBSSON, B., Hur styrs förvaltningen? - myt och verklighet kring departementens styrning av ämbetsverken. 1984. *Studentlitteratur/EFI*

JULANDER, C-R., Extrapriser och veckoannonser. 1984.

LOMAN, L., DOCHERTY, P., Personalinflytande och datorisering vid serviceföretaget. 1984. *EFI/PTK*.

Mufindi-Projektet, working-papers

5. HEDKVIST, F., MASCARENHAS, O., The MgoLolo Valley Women Studi. 1984.
6. MASCARENHAS, O., Rural Women Under Rapid Industrilization in Tanzania. 1984.

RONNAS, P., Urbanization in Romania. A Geography of Social and Economic Change Since Independence. 1984.

SCHWARTZ, B., WOLFF, R., SANDBLOM, B., Kommunal näringspolitik. Industriella samverkansprojekt - uppföljning och erfarenheter från verksamhet på lokal nivå. *Statens Industriverk SIND 1984:3*.
Säljs hos Liber Förlag.

TELL, B., ÖSTMAN, L., (red), Ekonomisk styrning under inflation. 1984. *LIBER/EFI*.

1985

BERGSTROM, C., Supply Disruptions and the Allocation of Emergency Reserves. 1985.

BOJÖ, J., under medverkan av HULTKRANTZ, L., Kostnadsnyttoanalys av fjällnära skogar. Fallet Vålådalen. 1985. *Research Report*

BROSTRÖM, K., HOLMLÖV, PG., Innovationstransfer. Förstudie 2. Två praktikfall om uppfinningar. 1985.

BRUNSSON, N., The Irrational Organization. Irrationality as a Basis for Organizational Action and Change. 1985. *Förlag: John Wiley & Sons.*

CZARNIAWSKA, B., Public Sector Executives: Manager or Politicians? 1985. *Research Report.*

DOCHERTY, P., WERNGREN, C., WIDMAN, A., Informationsteknologi och verksamhetsutveckling. 1985.

FORSS, K., Planning and Evaluation in aid Organizations. 1985. *IIB/EFI.*

HOLMLÖV, PG., HANSÉN, L., Product Testing and Evaluation. An overview of issues and practises, with an annotated bibliography. 1985.

HÖRNGREN, L., Svensk penningpolitik. En översikt. 1985. *Research Report*

KARLSTRÖM, U., Economic Growth and Migration During the Industrialization of Sweden. 1985.

KARLSSON, A., MYRBERG, U., Investmentbolagsrabatten - ett värderingsfenomen. 1985. *Research Report*

KYLÉN, B., Att styra avbrottsskador - ekonomisk riskanalys innan leveransförmågan upphör. 1985. *Research Report.*

LARSSON, B., Ågarbaserad styrning i koncernorganisation. 1985. *Research Report.*

LINDGREN, R., On Capital Formation and the Effects of Capital Income Taxation. 1985.

LUNDGREN, A., BROMAN, M., Kooperativt styrelsearbete. 1985. *EFI/Vår Gård/Kooperativa institutet.*

LUNDGREN, S., Model Integration and the Economics of Nuclear Power. 1985.

Mufindi-Projektet, working-papers

7. RUDENGREN, J., Methods of Socio-Economic Impact Assessment. 1985.

8. ASHUVUD, J., Potential Ecological Effects of the Southern Paper Mills. 1985.

9. CHRISTIANSSON, C., ASHUVUD, J., Heavy Industry in a Rural Tropical Ecosystem. 1985.

MÄLER, K-G., Samhällsekonomiska konsekvenser av olika strategier vad gäller framtida avgaskkontroll i Sverige. 1985. *Research Report*

SVENSK KAPITALMARKNAD INFÖR MORGONDAGEN, redaktör Johan Myhrman. 1985

WALLSTEN, L., Företagsköp - med utfallsförbehåll. 1985.

1986

ALBERT, L., FREDRIKSSON, O., Effektivisering av golvbranschen. En studie av struktur och lönsamhet samt några idéer till förändringar. 1986. *Research Report*.

ALMKVIST, B., Företagspåverkan och insatsvilja. 1986. *Research Report*

ANDERSSON, B., FoU-Verksamhet och resursallokering. 1986. *Research Report*

ASPLING, A., Företagsdemokratin och MBL. 1986.

BERGMAN, L., ÅKERMAN, J., Förbränning eller återvinning? En samhällsekonomisk analys av olika sätt att behandla hushållsavfall. 1986. *Research Report*

BJÖRKEGREN, D., Företagsledarutbildning - en fallstudie. 1986.

BRUNSSON, N., (red.) Politik och ekonomi. En kritik av rationalitet som samhällsföreställning. 1986. *Doxa ekonomi*.

BRYTTING, T., LÖWSTEDT, J., Organisationsfrihet - visst finns den! 1986.

DAVIDSSON, P., Tillväxt i små företag - en pilotstudie om tillväxtvilja och tillväxtförutsättningar i små företag. 1986.

HAMMARKVIST, K-O., Distribution i förändring - tankar kring informationsteknologi och effektivitet. 1986. *EFI Fonden för Handels- och Distributionsforskning*.

HOLMBERG, I-L., Företagsledares mandat - ett koncernledningsuppdrag påbörjas. 1986. *EFI/STUDENTLITTERATUR*

HÖRNGREN, L., On Monetary Policy and Interest Rate Determination in an Open Economy. 1986

HÖRNGREN, L., VREDIN, A., The Foreign Exchange Risk Premium: A Review and Some Evidence From a Currency Basket System. 1986. *Research Report*

KRUSELL, P., The Demand for Money in Sweden 1970-1983. 1986. *Research Report*

LUNDGREN, A., Handlingar och strukturer. En organisations-teoretisk studie av styrelsearbetets villkor i stora företag. 1986.

LÖWSTEDT, J., Automation eller kunskapsproduktion? 1986.

Mufindi-Projektet, working papers

HAKANSSON, L., (ed) Planning Processes, Environment and Socio-Economic Impact. 1986.

ROMBACH, B., Rationalisering eller prat. Kommuners anpassning till en stagnerande ekonomi. 1986. *Doxa ekonomi*.

RYDQVIST, K., The Pricing of Shares with Different Voting Power and the Theory of Oceanic Games. 1986.

THIMRÉN, C., Imperfectly Competitive Markets for Exhaustible Resources - A Game-Theoretic Approach. 1986. *Research Report*

VESTLUND, A., TÖRNKVIST, B., On the Identification of Time for Structural Changes by Mosumsq and Cusumsq Procedures. 1986. *Research Report*

1987

SCHWARZ, B., HEDERSTIERNA, A., Socialbidragens utveckling - orsaker eller samvariationer? *Research Report*