



Företagsekonomiska institutionen
EKONOMIHÖGSKOLAN VID
LUNDS UNIVERSITET

Magisteruppsats
Juni 2002

Växelkurs exponering och dess Determinanter

- En Studie av Svenska Företag

Handledare
Niclas Andréén

Författare
Johan Axelsson
Johan Sylvén

Sammanfattning

Titel: Växelkursexponering och dess Determinanter – En Studie av Svenska Företag

Ämne: FEK 591 Magisterseminarium, finansiering

Författare: Johan Axelsson, Johan Sylvén

Handledare: Niclas Andrén

Nyckelord: Växelkursrisk, utlandsexponering, hedging, konkurrenssituation

Syfte: Syftet med denna studie är tvåfaldigt. Det första är att utvärdera förekomsten av och storleken på marginell växelkursexponering för svenska företag. Det andra är att söka determinanter till denna exponering. Båda för att öka förståelsen för växelkursrisk.

Metod: För att uppfylla uppsatsens syfte genomförs undersökningen i två steg. I steg ett estimeras företags marknadsvärdens exponering mot växelkurser. Detta utförs med multipel regression, där exponering mäts marginellt med hänsyn tagen till förändringar i räntor och inflation. I det andra steget prövas ett antal determinanter till växelkursexponering med tvärsnittsregressioner. Som beroende variabel används företagets växelkursexponering från steg ett och som oberoende variabler används utvalda determinanter.

Slutsats: Slutsatsen är att förändringar i växelkurser har betydelse för företags marknadsvärden och att det är en risk som bör beaktas. 37 % av företagen i studien är signifikant exponerade mot minst en valuta. I allmänhet påverkas svenska företag positivt av en försvagning av den svenska kronan relativt den amerikanska dollarn, men negativt mot euron, den japanska yenen och det handelsvägda valutaindexet TCW. Vi har inte funnit determinanter till exponeringen mot TCW-indexet, men däremot mot de enskilda valutorna som ingår i studien. Utlandsförsäljning höjer exponeringen mot SEK/USD. Utlandsskuld sänker exponeringen mot SEK/USD. Bruttomarginal minskar den absoluta exponeringen mot SEK/EUR.

Innehållsförteckning

1	INLEDNING	5
1.1	BAKGRUND.....	5
1.2	PROBLEMDISKUSSION	5
1.3	SYFTE	7
1.4	AVGRÄNSNINGAR	7
1.5	DISPOSITION	7
2	TEORI	8
2.1	RISK	8
2.2	VÄXELKURSEXPONERING	8
2.2.1	Transaktionsexponering.....	9
2.2.2	Kassaflödesexponering	9
2.2.3	Kommersiell kassaflödesexponering	10
2.2.4	Översättningsexponering	10
2.2.5	Ekonomiskt värde exponering	10
2.3	STATISTISK TEORI.....	11
2.4	STATISTISKA MODELLER FÖR ATT ESTIMERA VÄXELKURSEXPONERING	12
2.4.1	Partiell modell.....	12
2.4.2	Fullständig modell	13
2.4.3	Valutaindex.....	14
2.4.4	Total och extra marknadsexponering	14
2.5	TIDIGARE STUDIER AV VÄXELKURSEXPONERING	15
2.6	DETERMINANTER TILL VÄXELKURSEXPONERING	17
2.6.1	Utlandsexponering.....	17
2.6.1.1	Tidigare studier.....	17
2.6.2	Konkurrenssituation.....	20
2.6.2.1	Tidigare studier.....	21
2.6.3	Åtgärder för att minska valutakursexponering	22
2.6.3.1	Tidigare studier.....	22
2.6.4	Övriga determinanter	23
2.6.4.1	Incitament för att “hedga”	23
2.6.4.2	Företaget tillhör / tillhör inte en större industrigrupp	24
2.6.4.3	Råvaru- / inte råvarubaserat företag	24
2.6.4.4	Industri med varor som korsar / inte korsar gränser	24
2.6.4.5	Korslistat / inte korslistat företag.....	24
2.7	MODELL FÖR ATT ESTIMERA DETERMINANTER TILL VÄXELKURSEXPONERING	25
3	METOD OCH DATA.....	26
3.1	BAKGRUND TILL METOD	26
3.2	TEORETISK UTGÅNGSPUNKT	26
3.3	POPULATION OCH URVAL.....	27
3.4	DATAMATERIAL OCH KÄLLOR	27
3.5	MODELLFORMULERING FÖR SKATTNING AV VÄXELKURSEXPONERING	29
3.5.1	Korrelation mellan makroekonomiska variabler	30

3.5.2	Modell för skattning av växelkursexponering	31
3.5.3	Avkastningsberäkningar	31
3.5.4	Oväntade förändringar	32
3.6	TCW-INDEX	32
3.7	MODELLFORMULERING FÖR UNDERSÖKNING AV DETERMINANTER	32
3.7.1	Utlandsexponering.....	33
3.7.2	Konkurrenssituation.....	34
3.7.3	Åtgärder för att minska växelkursexponering	35
3.7.4	Modeller för beräkning av determinanter	37
3.8	STATISTISK TEST AV DATA.....	39
3.8.1	Ramsey's RESET test.....	39
3.8.2	Jarque-Bera test	40
3.9	KÄLLKRITIK	41
4	RESULTAT OCH ANALYS AV VÄXELKURSEXPONERING	43
4.1	VÄXELKURSEXPONERING FÖR SVENSKA FÖRETAG	43
4.1.1	SEKEUR.....	44
4.1.2	SEKUSD.....	44
4.1.3	SEKJPY	45
4.1.4	TCW	45
4.2	ENSKILDA VÄXELKURSER ELLER VALUTAINDEX?.....	46
4.3	JÄMFÖRELSE MED TIDIGARE STUDIER	46
5	RESULTAT OCH ANALYS AV DETERMINANTER	49
5.1	RESULTAT AV MODELLERNA.....	49
5.1.1	Modell 3 utlandsförsäljning och utlandsskuld.....	49
5.1.2	Modell 4 bruttomarginal	51
5.1.3	Modell 5 utlandsförsäljning, utlandsskuld och bruttomarginal	52
5.1.4	Summering.....	53
5.2	JÄMFÖRELSE MED TIDIGARE STUDIER	53
6	SLUTKOMMENTARER	55
6.1	SLUTSATSER	55
6.2	FÖRSLAG TILL VIDARE FORSKNING	57
	REFERENSLISTA.....	58
	APPENDIX 1-7	

1 Inledning

I detta inledande kapitel ges en allmän bakgrund och problemdiskussion kring växelkursexponering och dess determinanter. Vidare presenteras uppsatsens syfte, avgränsningar samt disposition.

1.1 Bakgrund

Den ökade globaliseringen har medfört att företag idag opererar och konkurrerar på en global marknad. I denna miljö ställs företagen inför många olika risker och en stor källa till osäkerhet är makroekonomisk risk. Förändringar i makroekonomiska prisvariabler som växelkurser, räntor och inflation är inte bara viktiga faktorer för beslutsunderlag för multinationella företag, utan även för nationellt orienterade företag eftersom de påverkas av konkurrens från utländska företag. Således kan få eller inga företag idag ses som helt inhemska och opåverkade av förändringar i makroekonomin. Förståelse för och hantering av makroekonomisk risk är därför viktiga frågor för dagens företagsledare och investerare, oavsett om denne ser till det nationella eller internationella företaget.

För många företag är en enskilt stor risk förändringar i växelkurser. En förändring i den inhemska valutan relativt en utländsk valuta påverkar priser på import och export, vilket också medför förändringar i efterfrågan och företags konkurrenssituation. Av ekonomer, analytiker och företagsledare är det därför en vida hållen syn att växelkurser påverkar ett företags värde och därmed priset på dess aktie (Nydahl, 1998, s.69). Flera studier har sökt samband mellan förändringar i växelkurser och marknadsvärden på företag med varierande resultat och det har visat sig svårt att påvisa ett klart samband. Större delen av forskningen på området är fokuserad på den amerikanska marknaden och endast ett fåtal studier har undersökt förhållandena på den svenska marknaden.

1.2 Problemdiskussion

Hur viktigt är förändringar i växelkurser för marknadsvärden på företag? Många tidigare studier har haft svårt att hitta en statistiskt signifikant länk mellan förändringar i växelkurser och marknadsvärden. Exempelvis kunde Jorion (1990) bara visa att 5 % av företagen i USA

var signifikant exponerade på fem procentsnivån. Andra studier har fått bättre resultat men i enstaka fall har riktningen på exponeringen varit felvänd, dvs. företag har förlorat på en försvagning av den inhemska valutan, vilket varit tvärt emot förväntningarna.

Nydahl (1998) kunde visa på ett positivt samband mellan aktiemarknaders exponering mot växelkurser och öppenhet i ett lands ekonomi. Majoriteten av tidigare studier på detta område är genomförda på den amerikanska marknaden som betraktas som en relativt sluten ekonomi. Sverige är en liten och öppen ekonomi och det är därför rimligt att föreställa sig att svenska företag är känsligare mot förändringar i växelkurser jämfört med företag i en relativt sluten ekonomi som den amerikanska. Det är därför av intresse att studera förhållandet på den svenska marknaden.

Ett omstritt ämne är hur företags växelkursexponering skall mätas. Flertalet tidigare studier mäter sambandet mellan marknadsvärdet och förändringar i växelkurser partiellt, dvs. exponeringen mäts endast med hänsyn taget till förändringar i växelkurser utan att beakta det faktum att förändringar i växelkurser inte är oberoende av förändringar i relaterade variabler som ränta och inflation (se Jorion, 1990; Bodnar & Gentry, 1993; Nydahl, 1998; Allayannis & Ofek, 2001). Att mäta på detta sätt kan ge ett starkt missledande resultat av exponeringen (Oxelheim & Wihlborg, 1997, s.95). Vid hantering av växelkursrisk är det därför viktigt att exponeringen bedöms på ett korrekt sätt. Få studier har presenterat resultat som utgår från en fullständig modell där exponering mäts marginellt med hänsyn taget till förändringar i räntor och inflation. Ett exempel på en studie där exponering estimerats på detta sätt är André (2001).

Vid förståelsen för exponering mot växelkursrisk är det även av intresse att studera vad som påverkar exponeringen. Alla företag har olika operationella strukturer och påverkas således olika av förändringar i växelkurser. Är det därför möjligt att peka på några faktorer som förklarande determinanter till växelkursexponering? Det faller sig naturligt att anta att ett företag med en stor exponering mot utländska marknader är påverkade av förändringar i växelkurser. Ett företags konkurrenssituation borde dessutom kunna påverka exponeringen genom möjligheten att föra över effekten av växelkursförändringar på kunderna (pass-through). Vidare finns möjligheten att minska exponeringen. I teorin kan ett företag helt "hedga" bort sin exponering, vilket innebär att det inte skulle finnas någon korrelation mellan marknadsvärde och växelkurser (Nydahl, 1998, s.71). Detta nämns i många studier och

används även som förklaring till varför resultaten uppvisar svaga samband mellan företags marknadsvärden och växelkursförändringar. I tidigare studier har alla dessa faktorer påverkan testats; utlandsexponering (ex. Jorion, 1990; Nydahl, 1998), konkurrenssituation (ex. Campa & Goldberg, 1995) och åtgärder för att minska växelkursexponering (ex. Nydahl, 1998; Allayannis & Ofek, 2001). Ingen har dock undersökt alla tre faktorer i samma studie.

1.3 Syfte

Syftet med denna studie är tvåfaldigt. Det första är att utvärdera förekomsten av och storleken på marginell växelkursexponering för svenska företag. Det andra är att söka determinanter till denna exponering. Båda för att öka förståelsen för växelkursrisk.

1.4 Avgränsningar

För att bedöma företags exponering mot växelkursrisk används i denna studie en modell som inkluderar räntor och inflation för att få rättvisande koefficienter för förändringar i valutor. Resultaten för inflations- och räntekoefficienterna finns presenterade i Appendix 4 och 5, men kommer inte att kommenteras då det faller utanför ramen för ovan nämnda syfte.

1.5 Disposition

Resterande del av denna studie disponeras i följande sex kapitel. I nästa kapitel går vi igenom den teori som ligger till grund för uppsatsen och som skapar förutsättningarna för val av metod. I kapitel tre, metod och data, beskrivs den data som använts och hur undersökningen gått till. Kapitel fyra presenterar resultat och analys från den empiriska undersökningen av företagens växelkursexponering och i kapitel fem presenteras resultat och analys från undersökningen av determinanter till växelkursexponering. I det sjätte och sista kapitlet sammanställs studiens slutsatser och vi ger förslag till vidare forskning.

2 Teori

I detta kapitel går vi igenom den teori som ligger till grund för uppsatsen och som skapar förutsättningarna för val av metod. Vidare presenteras ett flertal tidigare studier på området.

2.1 Risk

Risk benämns för det mesta av ekonomer som storlek och sannolikhet för oväntade förändringar, oavsett om dessa är positiva eller negativa för företaget (Oxelheim & Wihlborg, 1997, s.18). Ett företags riskexponering är ett mått på hur företagets resultat förändras till följd av en oväntad förändring, vilket betyder, ett mått på variationen kring förväntade utfall av resultat (Andrén, 2001, s.5).

2.2 Växelkursexponering

Alla företag som sysslar med internationell handel, men även till viss del helt inhemska företag, är utsatta för växelkursrisk. Risken uppstår på grund av flera olika faktorer. Förändringar i växelkurser påverkar; ingångna avtals värde, framtida intäkter och kostnader, konkurrenssituationen samt tillgångar och skulders värde (Bodnar & Gentry, 1993, s.29).

Ett företag som har utländska tillgångar och skulder samt importerar och exporterar, påverkas på flera sätt av en förändring i växelkursen. Exempelvis leder en försvagning av den inhemska valutan till att företagets utländska tillgångar stiger i inhemsk valuta, men samtidigt stiger även företagets utländska skulder. Vidare stiger även utländska kundfordringar vilket ökar intäkterna. Samtidigt växer emellertid utländska leverantörsskulder, vilket ökar utgifterna. Förväntade intäkter och kostnader i den nära framtiden påverkas på samma sätt. Intäkter och kostnader på en längre tidshorisont kan dock pga. förändringar i konkurrenssituationen påverkas annorlunda. Detta eftersom företaget har möjlighet att antingen bibehålla eller sänka priset på varor prissatta i utländsk valuta. Avgörande, för hur företaget påverkas på lång sikt av en försvagning av den inhemska valutan, är priselasticiteten för efterfrågan på företagets produkter.

Beroende på i vilken grad man vill mäta hur en förändring av en växelkurs påverkar företaget kan växelkursexponeringen bedömas på fem olika sätt. Dessa beskrivs närmre nedan och är; transaktionsexponering, kassaflödesexponering, kommersiell kassaflödesexponering, översättningsexponering och ekonomiskt värde exponering.

2.2.1 Transaktionsexponering

Transaktionsexponering uppkommer från möjligheten att förväntade framtida intäkter och kostnader i utländsk valuta förändras fram till transaktionsdatumet som ett resultat av en valutakurs förändring (Hagelin & Pramborg, 2001, s.2). Transaktionsexponeringen mäts som nettot av förväntade in och utbetalningar i varje valuta. Ett större värde ger en större exponering mot förändringar i växelkursen. Tidsperioden för mätning av transaktionsexponering varierar mellan olika företag, från ett par månader upp till ett par år. Valet av tidsperiod vid beräkning av exponeringen grundar sig på den tidshorisont som företaget är starkt påverkad av en växelkursförändring som sker idag. Ofta mäts transaktionsexponeringen endast över den tidsperiod som kundfordringar och leverantörsskulder spänner över. I detta fall anses inte företaget starkt påverkat av förändringar i växelkursen bortom denna tidsperiod, eftersom effekten kan föras över på kunderna. Är detta inte fallet, mäter man istället exponeringen över en längre tidsperiod, inkluderande förväntade in- och utbetalningar bortom leverantörsskulder och kundfordringar (Oxelheim & Wihlborg, 1997, s.42). Eftersom transaktionsexponering i vanliga fall är väldefinierat och mätt på kort sikt är det relativt okomplicerat att "hedga" denna risk (Nydahl, 1998, s.73).

2.2.2 Kassaflödesexponering

En utvidgning av transaktionsexponering till att även täcka transaktioner bortom kundfordringar och leverantörsskulder kan leda till felberäkningar. Problemet är att man vid beräkningarna inte tar hänsyn till att växelkursförändringar, via prisförändringar, kan leda till förändringar i konkurrenssituationen vilket därför kan påverka efterfrågan samt det pris företaget kan ta ut för en vara eller tjänst. Kassaflödesexponering tar hänsyn till detta via beräkningar av priselasticitet i efterfrågan för företagets produkter. Beräknas kassaflödesexponeringen över lång tid närmar den sig ekonomiskt värde exponering. (Oxelheim & Wihlborg, 1997, s.45).

2.2.3 Kommersiell kassaflödesexponering

Kassaflödesexponering innefattar både finansiella och kommersiella flöden, medan kommersiell kassaflödesexponering, som namnet antyder, endast innefattar det senare. Kommersiell kassaflödesexponering anses av många som ett bättre mått än kassaflödesexponering då finansiella flöden kan störa bilden av exponeringen. Detta eftersom finansiella flöden dels är lättare att hantera och dels för att de kan användas för att minska växelkursexponering (Oxelheim & Wihlborg, 1997, s.47).

2.2.4 Översättningsexponering

Översättningsexponering används för att se exponering mot växelkursförändringar på värderingen, i inhemsk valuta, av utländska tillgångar och skulder (Hagelin & Pramborg, 2001, s.3). Termen definieras som nettot av tillgångar och skulder i utländsk valuta, omvandlad till den nuvarande växelkursen (Nydahl, 1998 s.73). I vanliga fall används värden baserade på företagets redovisning varför exponeringen är oprecis, detta eftersom de bokförda värdena allmänt understiger de verkliga. I det fall man använder värdet på utländska tillgångar beräknat som diskontering av framtida kassaflöden närmar sig denna exponering ekonomiskt värde exponering, som beskrivs närmre nedan (Oxelheim & Wihlborg, 1997 s.49).

2.2.5 Ekonomiskt värde exponering

Med ekonomiskt värde exponering menas effekten av en växelkursförändring på det ekonomiska värdet av ett företag. Ekonomiskt värde är summan av alla framtida kassaflöden diskonterade till nutid. Använder man den ekonomiska värde exponeringen för att bedöma ett företags risk, inser man att det är få företag som är oberörda av växelkursrisk (Nydahl, 1998 s.74). Exponeringsmättet anses fullständigt, men även svårhanterat. Storleken på exponeringen beror på tre faktorer: Om växelkursförändringen är beständig eller inte; framtida kassaflödens känslighet för framtida förändringar av växelkursen; framtida kassaflödens känslighet för nutida förändringar av växelkursen (Oxelheim & Wihlborg, 1997, s.49).

Det är mycket svårt att identifiera alla komponenter som ingår i ekonomiskt värde exponering. Ett mer lätthanterlig tillvägagångssätt är att mäta exponeringen mot marknadsvärdet (Friberg & Nydahl, 1997, s.3). Antar man att aktiekursen i ett företag speglar de ekonomiska värdena kan man beräkna ett företags exponering mot en växelkurs genom att

se på förändringar i aktiekursen (Oxelheim & Wihlborg, 1997, s.49). Marknadsvärdet används således som en approximation för det ekonomiska värdet. Användande av ekonomiskt värde framför marknadsvärde är endast motiverat om man kan anta att marknaden inte är effektiv (Andrén, 2001, s.5). Dock nämner Oxelheim & Wihlborg (1997, s.107) att företagens användande av "hedging" skapar en svaghet vid användande av aktiekurser som beroende variabel.

2.3 Statistisk teori

För att beräkna växelkursexponering används i de flesta studier en multipel regression. I detta avsnitt går vi igenom teori för multipel regressionsanalys och de antaganden som modellerna grundar sig på.

I en multipel regressionsmodell är en beroende variabel y_t relaterad till fler än en förklarande variabler $x_{t2}, x_{t3}, \dots, x_{tK}$ genom en linjär ekvation som kan skrivas som;

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \dots + \beta_K x_{tK} + e_t \quad t = 1, \dots, T. \quad (1)$$

där koefficienterna $\beta_2, \beta_3, \dots, \beta_K$ är okända parametrar. Parametern β_K mäter effekten av en förändring i x_{tK} på det förväntade värdet av y_t , då alla andra variabler är oförändrade (Hill et al, 1997, s.135).

Man använder sig av dessa modeller för att testa hypoteser. Testet används för att bestämma om x -variablernas koefficienter $\beta_2, \beta_3, \dots, \beta_K$ är signifikant skilda från noll, så kallade t-test. För att testa modellen och således teorin som helhet används F-test.¹

För att bestämma värdet på koefficienterna används minsta-kvadratmetoden. Ekvationen som bestäms av dessa koefficienter anger en regressionslinje eller i multipel regression ett så kallat hyperplan eftersom det då rör sig om flera dimensioner. För att kunna genomföra giltiga hypotestester och kunna anta att våra regressionslinjer ger skattade koefficienter med de

¹ För vidare teori om t-test, p-värde, F-test, R^2 och korrigerade R^2 -värdet hänvisas till Andersson, Jorner och Ågren, *Regressions och tidsserieanalys* (1994).

absolut minsta residualerna (avvikelse) samt medelvärden som motsvarar de riktiga (unbiased) dvs. en B.L.U.E^{2,3}-skattning, krävs att sex följande antaganden uppfylls.⁴

1. $y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \dots + \beta_K x_{tK} + e_t \quad t = 1, \dots, T.$ (Modellen beskriver ett linjärt samband)
2. Att värdena för x_{tk} inte är slumpmässiga och inte är exakt linjära funktioner av andra förklarande variabler.
3. $E(e_t) = 0.$ (Medelvärde för residualerna är 0)
4. $Var(e_t) = \sigma^2.$ (Homoskedasticitet)
5. $Cov(e_t, e_s) = 0.$ (Seriellt oberoende mellan residualerna)
6. $e_t \sim N(0, \sigma^2).$ (Normalfördelade residualer)

Om något av följande antaganden inte uppfylls innebär det att resultaten bör beaktas med försiktighet eftersom det kan finnas skattningar som genererar mindre avvikelser.

2.4 Statistiska modeller för att estimeras växelkursexponering

Statistiska modeller som använts i tidigare studier av växelkursexponering kan delas in i två grupper, partiella och fullständiga modeller. Båda dessa kan dessutom delas upp beroende på om studien haft för avsikt att beräkna total exponering eller exponering utöver marknaden.

2.4.1 Partiell modell

I en partiell modell beräknas växelkursexponeringen, via en tidsserieregression, med en eller flera valutakurser. De flesta studier använder ett valutaindex (se Jorion, 1990; Bodnar & Gentry, 1993; Allayannis & Ofek, 2001).

² B.L.U.E står för Best Linear Unbiased Estimator även känt som Gauss-Markov Teoremet. Se vidare, Ramanathan, *Introductory Econometrics with Applications* (1995), Appendix 3.A.4.

³ För en B.L.U.E. skattning krävs att antagande 1 till 5 håller, se vidare Hill, Griffiths och Judge, *Undergraduate Econometrics* (1997), s. 141.

⁴ Antaganden för den multipla regressionsmodellen, se vidare Hill, Griffiths och Judge, *Undergraduate Econometrics* (1997), s.136-137.

Nedan visas den enklaste formen med endast en växelkurs som oberoende variabel;

$$r_{j,t}^* = \beta_0 + \beta_s \Delta s_{DC/FC,t}^* + u_t \quad (2)$$

där $r_{j,t}$ är den relativa förändringen på värdet av tillgång j , Δ betyder relativ förändring, $*$ betyder avvikelser från förväntning, $s_{DC/FC,t}$ är en växelkurs benämnd som kvoten av den inhemska valutan och den utländska valutan och u_t är en felterm.

2.4.2 Fullständig modell

Oxelheim & Wihlborg (1987, 1997) menar att en partiell beräkning av exponering mot växelkurser kan ge felaktiga värden. Detta eftersom räntor, växelkurser och inflation inte är oberoende av varandra, utan till viss del korrelerade. Beräknas exponeringen mot en enskild variabel utan att ta hänsyn till hur denna har påverkats av andra variabler får man inte ett svar som ger *ceteris paribus*. Detta innebär att man inte får ett svar som ger den marginella exponeringen av en förändring av en växelkurs. För att lösa detta problem föreslår istället Oxelheim & Wihlborg att man vid beräkningen även ska ta med inflations- och räntemått i modellen. Detta leder till att man kan urskilja effekten av en förändring i en växelkurs då de andra variablerna är oförändrade. Detta ger exempelvis ett bättre beslutsunderlag vid hantering av makroprisrisker, då man kan "hedga" riskerna var för sig utan att riskera att man "hedgar" samma risk två gånger. Vidare ger en fullständig modell växelkursexponeringen i reala termer, dvs. exponeringen mot reala förändringar i växelkursen. Nedan visas en formel för en fullständig modell för beräkning av växelkursexponering;

$$r_{j,t}^* = \beta_0 + \beta_s \Delta s_{DC/FC,t}^* + \beta_i \Delta i_t^* + \beta_\pi \pi_t^* + u_t \quad (3)$$

där variabeln i_t är en ränta och π_t är ett inflationsmått. Modellen kan utökas för att innehålla flera räntor, inflationsmått, och växelkurser.

Oxelheim & Wihlborg menar att det bara finns två legitima skäl att beräkna riskexponering partiellt. Dessa är om makroprisvariablerna inte är korrelerade eller om makroprisvariablerna är perfekt korrelerade. I det första fallet så ger avsaknaden av korrelation samma resultat

oavsett om exponering mäts partiellt eller fullständigt. I det andra fallet är perfekt korrelation lika med perfekt multikollinearitet, då bedömning av exponering mot en makroprisvariabel också kommer att fånga exponering mot andra perfekt korrelerade makroprisvariabler. I alla övriga fall är en fullständig modell att föredra framför en partiell modell.

Metoden är endast använd i ett fåtal studier. Förutom Oxelheim & Wihlborgs egna studier, använder Andrén (2001) en fullständig modell vid skattning av europeiska företags exponering mot makroprisvariabler. Friberg & Nydahl (1997) antyder att metoden, med anledning av Oxelheim & Wihlborgs upptäckter är bättre, men väljer ändå en partiell regression då de anser att detta medför bättre jämförbarhet med tidigare studier.

2.4.3 Valutaindex

Flertalet tidigare studier har använt ett handelsvägt valutaindex för att fånga förändringar i växelkurser (se Jorion, 1990; Nydahl, 1998). Ett sådant index innehåller de viktigaste valutorna som landet bedriver handel med. Detta behöver inte vara relevant för ett individuellt företag, exempelvis ett som importerar från ett land och exporterar till ett annat. Om den inhemska valutan försvagas mot båda dessa länders valuta får företaget ingen exponering mot valutaindexet, men däremot mot de enskilda valutorna.

2.4.4 Total och extra marknadsexponering

Ett företags växelkursexponering kan beräknas antingen som total exponering eller som exponeringen utöver snittet på marknaden. Total exponering erhålles med ovan uppställda regressioner och ger företagens exponering utan att beakta marknadens exponering. Beräkning av total exponering har bland annat använts av Booth & Rotenberg (1990). Studier som beräknar total exponering får i allmänhet högre andel företag med signifikanta exponeringar än studier estimerar extra marknadsexponering (Andrén, 2001, s.16).

Vid beräkning av extra marknadsexponering inkluderas ett marknadsindex som oberoende variabel i regressionen. Denna metod ger svar på företagens exponering mot växelkursförändringar oberoende av marknadens exponering mot dessa förändringar (se Bodnar & Gentry, 1993; He & Ng, 1998; Nydahl, 1998; Allayannis & Ofek, 2001).

Vid beräkning av total exponering kan man även inkludera ett marknadsindex som är ortogonal till de andra makroprisvariablerna. Denna term inkluderas som en oberoende variabel i regressionen för att kontrollera för relevanta marknadsfaktorer som inte fångas av de i regressionen medtagna determinanterna (se vidare Andrén, 2001, s.16). Metoden är tidigare använd av bland annat Andrén (2001) och Hagelin & Pramborg (2001) samt testad av Allayannis & Ofek (2001).

Nedan visas hur en fullständig modell har kompletterats med en marknadsvariabel;

$$r_{j,t}^* = \beta_0 + \beta_s \Delta s_{DC/FC,t}^* + \beta_i \Delta i_t^* + \beta_\pi \pi_t^* + \beta_m \Delta market_t^* + u_t \quad (4)$$

där variabeln *market* kan inkluderas antingen som ett marknadsindex vilket ger extra marknadsexponering eller som ett marknadsindex ortogonalt till de andra makroprisvariablerna, vilket ger total exponering.

2.5 Tidigare studier av växelkursexponering

Undersökningar som studerat företags växelkursexponering har främst estimerat växelkursförändringar mot; kortfristiga kassaflöden (Oxelheim & Wihlborg, 1987), ekonomiskt värde (Garner & Shapiro, 1984) och marknadsvärde (Jorion, 1990; Both & Rotenberg, 1990; He & Ng, 1998; Andrén, 2001; Allayannis & Ofeks, 2001).

Mätning av företagets växelkursexponering mot marknadsvärdet, som en approximering av ekonomiskt värde, är den klart mest använda tekniken och det är studier som använt den metoden som presenteras nedan. Många studier har dock haft svårt att hitta en statistisk länk mellan förändringar i växelkurser och marknadsvärden. Antalet företag som varit signifikant påverkade av en förändring av den inhemska valutan varierar kraftigt. Alla studier utom Andrén (2001) har beräknat växelkursexponeringen med ett valutaindex.

I Jorions (1990) studie med företagsdata på USA marknaden mellan åren 1971 och 1987 var endast 15 av 287 företag (ca 5 %) signifikant exponerade mot förändringar i växelkursen på fem procentsnivån, vilket inte är fler än vad man kan förvänta sig av slumpen. Bodnar & Gentrys (1993) studie av industridata i USA mellan åren 1979-1988, fann att 18 % av

industrierna i USA var signifikant exponerade på fem procentsnivån, vilket är bättre än Jorions resultat.

Nydahl (1998) visade att öppenheten i en ekonomi påverkar i vilken grad företagen är signifikant påverkade av en förändring i en växelkurs. Studien visade att en större öppenhet i form av större andel import och export av BNP gör företagen mer exponerade mot växelkursförändringar. Nydahl menar vidare att det är anmärkningsvärt att de flesta studier av växelkursexponering är genomförda på USA marknaden då detta är den minst öppna ekonomin inom OECD.

Booth & Rotenberg (1990) genomförde strax efter Jorion (1990) en studie på den exportberoende kanadensiska marknaden. Undersökningen, med företagsdata åren 1979 till 1983, ställde fler nya frågetecken än den lyckades besvara. 67 % av företagen var, på fem procentsnivån, signifikant påverkade av förändringar i den kanadensiska dollarn. Dock var riktningen på exponeringen felvänd för 97,5 % av företagen, dvs. företagen förlorade i allmänhet på en försvagning av valutan, vilket är tvärt emot både teori och studiens hypoteser. Booth & Rotenberg fann ingen förklaring till detta.

Bodnar & Gentry (1993) studerade också den kanadensiska marknaden men under en annan tidsperiod. Studien fann inte någon häpnadsväckande förskjutning av riktningen på koefficienten och endast 5 % av industrierna var signifikant exponerade på fem procentsnivån.

He & Ng (1998) undersökte företag på den relativt öppna japanska marknaden. Studien med data mellan 1979 till 1993 fann bättre resultat än tidigare undersökningar. 25 % av företagen var signifikant påverkade av växelkursförändringar på fem procentsnivån.

Bodnar & Gentry (1993) studerade även den japanska marknaden och nådde liknande resultat. 30 % av industrierna var påverkade av växelkursförändringar på fem procentsnivån.

En stor studie av europeiska företag mellan åren 1989-1998 är genomförd av Andrén (2001). Studien fann att 33 % av företagen var signifikant exponerade mot någon valuta på fem procentsnivån och 27 % mot DEM/USD. Till skillnad från många andra studier beräknades exponeringen med en fullständig modell mot enskilda valutor istället för valutaindex.

Nydahls (1998) undersökning, av företag mellan 1990 till 1997 på den exportberoende svenska marknaden, fann 26 % av företagen exponerade mot växelkursförändringar på fem procentsnivån.

2.6 Determinanter till växelkursexponering

Det finns ett stort antal studier som undersökt företags, industriers och länders exponering mot växelkurser. De flesta av dessa hittar samband mellan förändringar i växelkurser och aktiekurser även om detta samband ofta visar sig vara svagare än det teoretiskt sätt borde vara. Endast ett fåtal publicerade studier försöker dock empiriskt hitta förklarande variabler till denna växelkursexponering. Undersökningar som har sökt determinanter är alla genomförda under 1990-talet (publicerade) och framåt, vilket påvisar hur nytt detta forskningsområde är. Förklarande variabler till växelkursexponering som tidigare testats, kan i grova drag delas in i tre grupper, vilka är; utlandsexponering, konkurrenssituation, och åtgärder för att minska växelkursexponering. Nedan beskrivs tidigare testade variabler och de undersökningar som de har testats i. De studerade variablerna är sammanställda i Tabell 1.

2.6.1 Utlandsexponering

Ett företags växelkursexponering borde teoretiskt vara beroende av företagets exponering mot utlandet. Denna exponering kan bero på flera olika faktorer. Utländska tillgångars värde förändras p.g.a. av upp- och nedgångar i växelkursen, varför företagets andel utländska tillgångar borde påverka exponeringen. Intäkter och utgifter från utlandet påverkas av förändringar i växelkursen varför graden av utlandsförsäljning också borde inverka på växelkursexponeringen. Utländska skulder kan ses som ett mått på utlandsexponering, men hanteras i denna studie som en variabel under gruppen åtgärder för att minska växelkursexponering, se rubrik 2.8.3 Åtgärder för att minska växelkursexponering.

2.6.1.1 Tidigare studier

Vid definiering av växelkursen som inhemsk valuta/utländsk valuta är variabler som i tidigare undersökningar antas öka (minska) positiv (negativ) exponering; utlandsförsäljning och tillgångar i utlandet. Variabler som har antagits minska (öka) positiv (negativ) exponering är olika importmått. Positiv exponering är i detta fall en samvariation mellan växelkursen och den beroende variabeln. Denna beroende variabel är i alla utom två av nedanstående studier,

förändringar i marknadsvärdet för ett företag, en industri eller ett land. I studierna Campa & Goldberg (1995) och Campa & Goldberg (1999) är istället investeringsgraden den beroende variabeln.

Tabell 1 Tidigare testade determinanter till växelkursexponering

	Företagsdata	Industridata	Landsdata
Utlandsexponering			
<i>Export av total inhemsk produktion</i>		Bodnar & Gentry (1993)	
<i>Export av produktion</i>		Allayannis & Ihrig (2000)	
<i>Export av inhemsk försäljning</i>		Campa & Goldberg (1995) Campa & Goldberg (1999)	
<i>Import av total inhemsk konsumtion</i>		Bodnar & Gentry (1993) Campa & Goldberg (1999)	
<i>Import av produktion</i>		Campa & Goldberg (1995) Campa & Goldberg (1999) Allayannis & Ihrig (2001)	
<i>Andel internationellt prissatta produkter av inköp</i>		Bodnar & Gentry (1993)	
<i>Utländska tillgångar av totala tillgångar</i>	Booth & Rotenberg (1990) Nydahl (1998)	Bodnar & Gentry (1993)	
<i>Medelvärdet av andel intäkter och kostnader i utländsk valuta av totala intäkter och kostnader</i>	Hagelin & Pramborg (2001)		
<i>Import plus export av BNP</i>			Friberg och Nydahl (1997)
<i>Utländsförsäljning av total försäljning</i>	Jorion (1990) Booth & Rotenberg (1990) He & Ng (1998) Nydahl (1998) Allayannis & Ofek (2001)		
Konkurrenssituation			
<i>Bruttomarginal</i>		Campa & Goldberg (1995) Campa & Goldberg (1999) Allayannis & Ihrig (2001)	
Åtgärder för att minska växelexponering			
<i>Utländska långa skulder av totala långa skulder</i>	Booth & Rotenberg (1990)		
<i>Utländsk lönekostnad av total lönekostnad</i>	Nydahl (1998)		
<i>Summa värdet av valuta-futures, utländska lån, växelkurs-swaps och valutaoptioner av total FDI (utländsk direkt investeringar)</i>	Nydahl (1998)		
<i>Summan av valutaforwards och valutaoptioner av totala tillgångar</i>	Allayannis & Ofek (2001)		
<i>Implementering av makroriskprogram</i>	Guay (1999)		
<i>Dummy variabel: 1 om företaget har utländska lån, annars 0</i>	Hagelin & Pramborg (2001)		
<i>Dummy variabel: 1 om företaget använder valutakursderivat, annars 0</i>	Hagelin & Pramborg (2001)		
Övriga			
<i>Industri med varor som korsar/inte korsar gränser</i>		Bodnar & Gentry (1993)	
<i>Incitament för att "hedga"</i>	He & Ng (1998)		
<i>Företaget tillhör/tillhör inte en större industrigrupp</i>	He & Ng (1998)		
<i>Råvaru-/inte råvarubaserat företag</i>	Booth & Rotenberg (1990)		
<i>Korslistat/inte korslistat företag</i>	Booth & Rotenberg (1990)		

Den första empiriska undersökningen som sökte determinanter till växelkursexponering genomfördes av Jorion (1990). Studien, som genomfördes på den amerikanska marknaden med företagsdata åren 1971-1987, undersökte om *utlandsförsäljning av total försäljning* var en förklarande variabel för växelkursexponering. Studien fann bevis för hypotesen att ökad utlandsförsäljning medför ökad exponering mot valutakurser.

Booth & Rotenbergs (1990) studie samma år, på den kanadensiska marknaden, fann att variablerna *utländska tillgångar av totala tillgångar* och *utlandsförsäljning av total försäljning* hade rätt riktning enligt hypoteserna, men variablerna var inte signifikanta som förklarande av växelkursexponering.

He & Ngs (1998) studie av den japanska marknaden 1979 till 1993 fann likt Jorion (1990) signifikans för variabeln *utlandsförsäljning av total försäljning*. Desto större andel utlandsförsäljning företaget hade, desto högre var företagets exponering mot växelkursförändringar. Även Allayannis & Ofeks (2001) efterkommande undersökning av företag i USA fann denna variabel signifikant.

Allayannis & Ihrig (2001) fann i sin undersökning av tillverkningsindustrier på USA marknaden åren 1979-1995, att variablerna *export av produktion* och *import av produktion* var signifikanta som determinanter av valutakursexponering hos 4 av 18 industrigrupper.

Endast ett fåtal undersökningar har använt samma variabler och tidsperiod på flera olika marknader, för att se om de förklarande variablerna skiljer sig åt mellan olika marknader. En av dessa undersökningar är Bodnar & Gentrys (1993) studie. Undersökningen studerade industridata i USA, Kanada och Japan för att finna förklarande variabler till skillnader i exponering mellan industrier. Studien testade variablerna; *export av total inhemsk produktion*, *import av total inhemsk konsumtion*, *andel internationellt prissatta produkter av inköp* och *utländska tillgångar av totala tillgångar*. Ingen av determinanterna för växelkursexponering var signifikant på alla tre marknader men alla var signifikanta på en eller två, vilket indikerar att exponeringens ursprung till viss del skiljer sig åt på olika marknader.

Två studier av Campa & Goldberg (1995, 1999) utförda på industridata, varav den ena likt Bodnar & Gentry (1993) undersökte marknader utanför USA, fann att förändringar i variablerna *export av inhemsk försäljning*, *import av total inhemsk konsumtion* och *import av*

produktion påverkade växelkursexponeringen mot investeringsnivån inom industrier med låga marginaler. Den första studien 1995 undersökte, som ovan nämnt, endast industrier i USA, medan den andra 1999 förutom USA även analyserade marknaderna Japan, Canada och Storbritannien. Båda studierna kom fram till liknande resultat. Den senare hade dock likt Booth & Rotenberg (1990) svårt att hitta samband enligt hypoteserna på den Kanadensiska marknaden.

Det finns några studier på den svenska marknaden som har sökt förklarande variabler till valutakursexponering. Friberg & Nydahls (1997) studerade om öppenheten i en ekonomi kunde förklara skillnader mellan länder i avseende på exponering mot växelkurser. Öppenheten beräknades som medelvärdet över mätperioden av *import plus export av BNP* i tio länder. Studien visar att ju mer öppen en ekonomi är desto mer exponerad är den mot förändringar i växelkurserna.

Nydahl (1998) genomförde en studie på den svenska marknaden, med företagsdata åren 1990-1997, som var mer lik tidigare utländska studier. Analysen fann att variabeln *utlandsförsäljning av total försäljning* visade sig signifikant på tio procentsnivån som determinant till växelkursexponering. Även variabeln *utländska tillgångar av totala tillgångar* prövades, men den var inte signifikant.

Ytterligare en studie av den svenska marknaden är genomförd av Hagelin & Pramborg år 2001. Studien fann att utländsk aktivitet mätt som *medelvärdet av andel intäkter och kostnader i utländsk valuta av totala intäkter och kostnader* gav en ökad exponering mot växelkurser.

Sammantaget kan vi säga att de flesta tidigare studier lyckats påvisa att graden av utlandsexponering påverkar växelkursexponeringen.

2.6.2 Konkurrenssituation

Företagets konkurrenssituation är avgörande för hur påverkat ett företag är av växelkursförändringar; "...the price the firm can charge in a market after the exchange rate change depends on the firms competitive situation. This determines the extent of "pass-through" of exchange rate changes in FC prices as well as the ability of the firm to keep the

home market price constant after an exchange rate change” (Oxelheim & Wihlborg, 1997). Desto bättre konkurrenssituationen företaget har på marknaden desto lättare för företaget att föra över negativa växelkursförändringar på kunderna. Företag med en bra konkurrenssituation riskerar därför inte i samma grad som ett konkurrensutsatt företag att tappa marknadsandelar om en stor del, av en för företaget negativ växelkursförändring, förs över på kunderna. Företag med en bra konkurrenssituation borde således ha en mindre växelkursexponering.

2.6.2.1 Tidigare studier

Campa & Goldberg (1995) var de första att, i studier som sökt determinanter till exponering mot växelkurser, mäta konkurrenssituationen som *bruttomarginal*. De menade att ett företag med stark position och liten konkurrens på marknaden har möjlighet att ta ut högre marginaler på sålda varor och tjänster, varför de ansåg att detta mått borde vara en bra approximation för konkurrenssituationen. Campa & Goldbergs (1995) studie, med industridata från USA, använde, till skillnad från de flesta studier, investeringar som beroende variabel vid beräkning av växelkursexponering. Studierna fann sambandet att investeringsgraden i industrier med höga marginaler var mindre känslig för växelkursförändringar än i industrier med låga marginaler.

1999 kom Campa & Goldberg ut med en utvidgad undersökning som nu även, förutom USA, studerade Canada, Japan och Storbritannien. Studien kom fram till liknande resultat som 1995 års studie men lyckades inte hitta några samband på den kanadensiska marknaden.

Allayannis & Ihrigs (2001) undersökning utgick till stor del från Campa & Goldbergs studier men använde istället för investeringsgraden, marknadsvärde som beroende variabel. Analysen av 18 industrigrupper inom tillverkningsindustrin åren 1979-1995, fann att när marginalen sjunker (stiger) i en industri så ökar (minskar) växelkursexponeringen. Vidare fann man att; ”an appreciation of the dollar benefits the import side and the benefit is smaller for higher markup industries. An appreciation of the dollar hurts an industry’s export side and total sales, and the reduction in returns is smaller for higher markup industries” (Allayannis & Ofek 2001, s.817). Detta innebär att en högre marginal sänker den absoluta exponeringen, dvs. både positiv och negativ växelkursexponering är lägre om marginalen är högre.

2.6.3 Åtgärder för att minska valutakursexponering

Många studier nämner att anledningen till att det kan vara svårt att bevisa en stark samvariation mellan växelkurser och aktiekurser, kan vara företagens egna åtgärder för att minska valutakursexponeringen (Booth & Rotenberg, 1990; Bodnar & Gentry, 1993; Nydahl, 1998; Allayannis & Ofek, 2001). Dessa åtgärder antas leda till att företagen i undersökningar har en minskad exponering varför ett samband blir svårt att hitta. Exempel på åtgärder är olika typer av växelkursderivat och optioner, utländska skulder samt operationell ”hedging” som flytt av produktion till exportmarknader mm.

Teorin säger att ett företags åtgärder kan minska en växelkursexponering. Det är dock inte självklart att ledningen i ett företag har möjlighet att se helheten av hur en växelkursförändring påverkar företaget. En åtgärd för att minska exponeringen kan istället visa sig bara vara kostsam eller till och med kanske orsakar en ökad exponering (Hagelin & Pramborg, 2001, s.1).

2.6.3.1 Tidigare studier

Åtgärder för att minska exponering har i de flesta undersökningars hypoteser antagits minska exponeringen. Vissa studier har dock haft en tvådelad hypotes för att se om åtgärden ”hedging” i form av användande av derivat och optioner, används för att spekulera eller för att minska risk.

Allayannis & Ofek (2001) undersökte om användande av växelkursderivat verkligen minskar växelkursexponeringen. Studien som undersökte exporterande företag på USA marknaden visade att användande av *växelkursderivat* minskar exponeringen. Allayannis & Ofek nämner även två tidigare, ej publicerade, studier som undersökt detta. Dessa är genomförda av Hentschel & Kothari (1997) och Simkins & Laux (1997). Den första av dessa fann inget samband mellan användande av *växelkursderivat* och företagens växelkursexponering, medan den sistnämnda fann ett svagt samband som dock försvann när variabeln *utlandsförsäljning* togs med i modellen (Allayannis & Ofek, 2001, s.274).

Wong (2000) undersökte istället om den information amerikanska företag måste redovisa över sin makroriskhantering är relevanta och kan visa sig ha samband med växelkursexponering. Studien finner dock endast svaga samband som inte alltid följer studiens hypoteser.

En studie av Guay (1999) på den amerikanska marknaden använder en alternativ undersökningsmetodik för att testa om företag som *implementerar ett makroriskprogram* får en minskad risk. Risken mättes på flera sätt, bland annat med volatilitet i aktiekursen. Studien visade att företag som hade påbörjat ett makroriskprogram fått en lägre exponering mot växelkurser.

Det finns två studier, som undersökt om företagens användande av *utländska lån* minskar exponeringen. Booth & Rotenbergs (1990) undersökning fann att variabeln visade sig ha rätt riktning, men den var inte signifikant. Den andra, en studie på den svenska marknaden genomförd av Hagelin & Pramborg (2001), kommer fram till att svenska företags användande av ”hedging”, både i form av *utländska lån* och i form av *växelkursderivat*, minskar risken. *Utländska lån* visade sig dock vara mest effektivt.

Den enda för denna studie kända undersökning som prövar om en stor *andel utländsk lönekostnad* för företaget minskar växelkursexponeringen är genomförd på den svenska marknaden av Nydahl (1998). Hypotesen var att företag med en stor andel utlandsanställda har operationellt ”hedgat” verksamheten (försökt minska växelkursexponeringen) genom att flytta produktionen till utlandet. Studien lyckas dock inte konfirmera detta. Däremot visar undersökningen, likt Allayannis & Ofek (2001), att företags användande av *valutakursderivat* signifikant minskar växelkursexponering.

2.6.4 Övriga determinanter

Det finns ett antal variabler vilka har testats som determinanter till växelkursexponering, som inte passar in under någon av ovanstående grupper. Dessa tas upp nedan.

2.6.4.1 Incitament för att ”hedga”

En studie på den japanska marknaden genomförd av He & Ng (1998) har i brist på information om företags användande av växelkursderivat, istället använt tillstånd som teoretiskt borde vara initiativ för användande av derivat. Dessa oberoende variabler var; kortsiktig likviditet (ett lägre värde ger en större anledning att ”hedga”); företagets lån av börsvärde (ett högre värde ger ett större skäl till att ”hedga”); utdelning av börsvärde (ett lägre värde leder till högre likviditet vilket medför en mindre anledning att ”hedga”); bokfört eget kapital av börsvärde (ett lägre värde tyder på en högre tillväxt potential som i sin tur leder till

större skada vid för liten investering och vilket ger ett högre incitament till att "hedga"). Studien lyckas bevisa att de två första variablerna signifikant minskar växelkursexponering.

2.6.4.2 Företaget tillhör / tillhör inte en större industrigrupp

He & Ng (1998) delade i sin studie upp företagen i två grupper. Företag som tillhörde en Keiretsu, vilket är större japanska industrigrupper med ett stort centralt företag, och företag som inte tillhörde någon Keiretsu. Hypotesen var att företag som tillhör en Keiretsu skulle vara mer trygga och därför i mindre grad försöka minimera växelkursexponeringen och därför ha större exponering än företag som inte tillhör en Keiretsu. Studien lyckades faktiskt påvisa detta.

2.6.4.3 Råvaru- / inte råvarubaserat företag

Booth & Rotenbergs (1990) studie av den kanadensiska marknaden ställde upp hypotesen att företag som är råvarubaserat kommer få en positiv exponering av en försvagning av den kanadensiska valutan. Detta eftersom råvaror är internationellt prissatta och en försvagning av den kanadensiska valutan skulle göra kanadensiska råvaror billigare och därför gagna kanadensiska företag. Variabeln visade sig vara högst signifikant men som många andra variabler i studien hade den fel riktning.

2.6.4.4 Industri med varor som korsar / inte korsar gränser

Bodnar & Gentry (1993) testade, i en studie av USA, Japan och Kanada, om en förstärkning av den inhemska valutan leder till att investerare styr över pengar från industrier med varor som korsar gränser (som antas skadas av en växelkursförstärkning) till industrier med varor som inte korsar gränser (som antas vara opåverkade av växelkursförändringar). Studiens hypotes var att det finns en positiv samvariation mellan växelkursförstärkningar och börsvärdet i industrier med varor som inte korsar gränser. Undersökningen lyckades hitta signifikanta positiva samband på de kanadensiska och japanska marknaderna, men ett svagt negativt, dock inte signifikant, samband på den amerikanska.

2.6.4.5 Korslistat / inte korslistat företag

Booth & Rotenbergs (1990) studie testade även hypotesen att exponeringen skiljer sig åt beroende på om företaget är korslistat eller inte. Variabeln togs med för att försöka förklara tidigare i studien oförklarliga resultat, se 2.6.1.1 Tidigare studier. Hypotesen, som är svår motiverad, var att företag som är korslistade på USA börsen går ner i värde vid en

depreciering av den kanadensiska valutan. Detta eftersom USA investerare antas minska innehavet i kanadensiska företag då de är rädda för att dessa investeringar ska minska i värde i USD vid en försvagning av den kanadensiska valutan. Variabeln hade enligt hypotesen rätt riktning men var inte signifikant.

2.7 Modell för att estimeras determinanter till växelkurs exponering

En välbeprövad metod för att statistiskt härleda determinanter till växelkurs exponering är att genomföra en tvärsnittsregression med företagens exponering, som beroende variabler och företagsspecifika faktorer som oberoende variabler. Ekvationen ställs i sin enklaste form upp som;

$$\hat{\beta}_i = \alpha_{0i} + \alpha_1 X_i + \eta_i \quad (5)$$

där variabeln β är den skattade exponeringen för varje enskilt företag från en tidsserieregession (från ekvation 2-4). X är en företagsspecifik förklarande variabel. Regressionen kan innehålla en eller flera förklarande variabler.

3 Metod och data

I detta kapitel går vi igenom den metod som tillämpats samt den data som använts. Vi redogör för vårt urval, de ingående variablerna och formulerar de statistiska modellerna. Vi avslutar med att redovisa resultaten av specifikations- och normalitetstest.

3.1 Bakgrund till metod

För att uppfylla uppsatsens syfte genomförs undersökningen i två steg. I det första skattas företagets exponering mot växelkursrisk genom tidsserieanalys. Som beroende variabel används marknadsvärden och som oberoende används utvalda makroprisvariabler. I detta steg är utgångspunkt för metoden tagen från Oxelheim och Wihlborg (1987, 1997) samt Andréén (2001). Till skillnad från de flesta andra studier på området som använder partiella modeller används här således en fullständig modell.

I det andra steget provas ett antal determinanter till växelkursexponering genom tvärsnittsregression. Som beroende variabel används de beräknade känslighetskoefficienterna för växelkursexponering från steg ett och som oberoende variabler används utvalda determinanter. Grundval för metoden i detta steg är tagen från Allayannis & Ofek (2001).

3.2 Teoretisk utgångspunkt

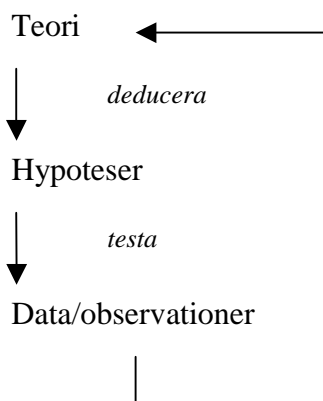
Inom samhällsvetenskapen brukar man skilja mellan två olika metodiska angreppssätt, kvalitativ och kvantitativ. Utgångspunkt för skillnaden ligger i den information som undersöks, mjukdata eller hårddata. Den viktigaste skillnaden mellan dessa är användningen av siffror och statistik. I den kvantitativa spelar statistiska mätmetoder en central roll i analysen av information. Metoden är även mer formaliserad och strukturerad och i större utsträckning präglad av kontroll från forskarens sida (Holme & Solvang, 2001, s.13-14). För att uppfylla syftet används i denna studie av naturliga skäl ett kvantitativt angreppssätt.

Det finns vidare två teoretiska angreppssätt med hänsyn till vilken utgångspunkt studien har, induktiv respektive deduktiv metod (Holme & Solvang, 2001, s.51). Den induktiva metoden tar utgångspunkt i empirin. Från ett observerat problem görs sedan generaliseringar som

bildar grunden för att skapa nya teorier och modeller. Den deduktiva metoden utgår från existerande teori eller allmänna principer. Problemställningar eller hypoteser testas därefter med teorin som grund. Den nya kunskap som bildas uppstår när resultaten jämförs med teorin.

I denna studie tas utgångspunkt i befintlig teori och utifrån den ställs hypoteser upp vars giltighet sedan testas. Syftet i uppsatsen är av förklarande och kartläggande karaktär och kan betecknas som deskriptivt. Metoden i denna studie utgår därför från en deskriptiv/deduktiv modell enligt Figur 1 nedan.

Figur 1 Deskriptiv/deduktiv metod



Källa: Jörgen Carlsson, föreläsningsskriptorium kandidatkurs i redovisning

3.3 Population och urval

Urvalet för den empiriska undersökningen är aktier noterade på Stockholmsbörsens A-lista (mest omsatta och övriga) och populationen skall ses som en generalisering över tiden för svenska företag. Huvudkriterium för urvalet var tillgänglighet till data. Att urvalet är aktier noterade på Stockholmsbörsens A-lista baserar sig således på förväntningen att det skulle finnas fullständig data i form av kurshistorik, samt information i årsredovisningarna som är nödvändig för att ta fram de determinanter till växelkursexponering som prövas i steg två.

3.4 Datamaterial och källor

Datansamlingen genomfördes i tre steg. I det första insamlades månadsdata på aktiekurser för undersökningsperioden 1995-12-29 till 2000-12-29. All kursdata hämtades från Bloombergs

databas som tillhandahölls av föreningen Linc vid Lunds universitet. Bara de företag för vars aktie det fanns en komplett kurshistorik för perioden inkluderades i urvalet. Eftersom undersökningen inriktar sig på svenska företag exkluderades även företag vars huvudkontor inte låg i Sverige under perioden. Detta lämnade ett urval på 57 företag. I det andra steget samlades data för beräkning av determinanter in. Siffrorna hämtades från årsredovisningar för 1998 och i de fall där företaget använde brutet räkenskapsår togs siffrorna från årsredovisningen 1998/1999. I de fall då all nödvändig data inte fanns tillgänglig i årsredovisningarna kontaktades företagen genom e-post och om svar då inte erhöles togs direkt kontakt per telefon. De företag som inte kunde eller ville lämna ut de siffror som behövdes exkluderades, vilket lämnade ett slutgiltigt urval på 52 företag. I Appendix 1 visas de företag som exkluderats och i Appendix 2 finns de som ingår i undersökningen att se. Slutligen hämtades månadsdata på inflation, prishistorik för växelkurser och räntor. Inflationssiffror togs från Bloombergs databas, och växelkurser och räntor erhöles från Sveriges Riksbank. Från OECD statistical compendium utgåva 2, 2001, hämtades även statistik på export och import som används i tolkningen av resultaten, se Appendix 7.

Att endast företag från A-listan är representerade i undersökningen minskar snedhet (bias) skapad av låg likviditet på marknaden, eftersom företag med låg omsättning utesluts. Samtidigt riskerar resultaten att påverkas av storföretags-bias då mindre företag generellt sett inte är representerade på listan. Eftersom endast företag med fullständig kurshistorik inkluderats, exkluderas automatiskt alla företag som under perioden avnoterades, fusionerades, köptes upp eller eventuellt gick i konkurs. Genom detta riskerar urvalet att påverkas av ett överlevnads-bias. Detta skall hållas i minnet vid tolkningen av resultaten.

Dags- och veckodata drabbas vanligtvis av ”nonsynchronicity problem” (Allayannis & Ofek, 2001, s.279). Genom att använda månadsdata hoppas vi därför kunna reducera störningar som kan uppstå i beräkningar med dags- och veckodata, men fortfarande få ett tillräckligt stort antal observationer för att ge styrka till testen av nollhypoteserna.

3.5 Modellformulering för skattning av växelcoursexponering

För att skatta exponering mot växelkursen använder vi en uppsättning på förhand utvalda makroprisvariabler. De två viktigaste handelsregionerna för svenska företag är Europa och USA och således inkluderades euron (SEKEUR) och den amerikanska dollarn (SEKUSD). Ett annat stort handelsområde är den östasiatiska marknaden. I brist på en enhetlig valuta för regionen valdes den japanska yenen (SEKJPY). De medtagna valutorna representerar de tre största ekonomiska regionerna i världen; Europa, USA och Japan, och fångar således tillsammans förändringar i den globala makroekonomiska utvecklingen.

För att få korrekta värden på växelcoursexponeringen används en fullständig modell, se Ekvation 3, varför även makropriser för räntor och inflation från Sverige, Euro området, USA och Japan inkluderas i modellen. Som ränta används femåriga räntor och för att mäta inflation används konsumentprisindex. Valet av konsumentprisindex som approximation för inflation grundar sig på att det representerar för två delar av företags individuella pris index, löneinflation och inflation på slutanvändarmarknaden, men även för påverkan av prisförändringar på konsumenters reala inkomster (Andrén, 2001, s.53).

Valet av vilka variabler som inkluderas i modellen är förmodligen inte de optimala. Önskvärt hade varit att konstruera en modell för varje företag och ta hänsyn till företagsspecifik information som geografisk diversifikation för; inköp och försäljning; tillgångar och lån osv.. Företagsspecifika analyser skulle således leda till olika modellformuleringar för olika företag. Enligt Andrén (2001, s.52) skulle detta tillvägagångssätt omöjliggöra tvärsnittsjämförelser av exponering samt leda till att undersökningen skulle påverkas av subjektivitet i val av oberoende variabler. Vidare påpekas också det faktum att det i en standardiserad inramning inte går att kontrollera för företagsspecifika förändringar som uppstår under undersökningsperioden.

I likhet med Andrén (2001) och Hagelin & Pramborg (2001) inkluderas avkastningen på marknadsportföljen ortogonal till de andra makroprisvariablerna, för att kontrollera för utelämnade landsspecifika variabler och externa händelser som inte fångas av de övriga makrovariablerna. Ortogonaliseringen utfördes genom att genomföra en regression med

avkastningen på marknadsportföljen som beroende variabel och de övriga makroprisvariablerna som oberoende. Feltermerna från regressionen sparades och används som en oberoende variabel i modellen. För att approximera avkastningen på marknadsportföljen används stockholmsbörsens OMX index. OMX är ett index är konstruerat för att så långt som möjligt utvecklas i överensstämmelse med aktierna noterade på Stockholmsbörsen (www.stockholmsborsen.se, 2002-05-22).

3.5.1 Korrelation mellan makroekonomiska variabler

Enligt teorin fanns det bara två legitima skäl att mäta exponering partiellt, om makropriserna är perfekt korrelerade eller om de inte är korrelerade. Vidare hänförs risk från oväntade förändringar i växelkurser, räntor och inflation. Det betyder att oväntade utfall i växelkurser, räntor och inflation måste vara perfekt korrelerade för att kunna bortse från att mäta exponering i en fullständig modell (Andrén, 2001, s.45-46). I Tabell 2 nedan visas korrelationen mellan logaritmerade månadsavkastningar på de makroekonomiska prisvariabler som inhämtats för undersökningen. Det finns korrelation i de flesta variabler men i inget fall är den perfekt vilket stärker argumenten för att mäta exponering med en fullständig modell.

Tabell 2 Korrelationsmatris med makroprisvariabler, 1996-2000, logaritmerade månadsavkastningar

	<i>SEKEUR</i>	<i>SEKUSD</i>	<i>SEKJPY</i>	<i>SERTA</i>	<i>EURRTA</i>	<i>USRTA</i>	<i>JPRTA</i>	<i>SEINF</i>	<i>EURINF</i>	<i>USINF</i>	<i>JPINF</i>
<i>SEKEUR</i>	1,00	0,20	0,20	0,13	-0,02	-0,14	-0,11	-0,05	-0,02	-0,06	0,06
<i>SEKUSD</i>		1,00	0,31	0,08	0,05	0,21	-0,03	-0,23	-0,19	-0,10	-0,07
<i>SEKJPY</i>			1,00	0,03	0,06	0,00	0,24	-0,05	-0,05	0,10	0,07
<i>SERTA</i>				1,00	0,78	0,42	0,06	-0,07	0,12	-0,22	-0,14
<i>EURRTA</i>					1,00	0,59	0,13	-0,06	0,13	-0,16	-0,16
<i>USRTA</i>						1,00	0,10	0,00	0,22	-0,14	-0,18
<i>JPRTA</i>							1,00	-0,14	-0,08	-0,01	-0,13
<i>SEINF</i>								1,00	0,37	0,13	0,58
<i>EURINF</i>									1,00	0,11	-0,08
<i>USINF</i>										1,00	-0,02
<i>JPINF</i>											1,00

SEKEUR, *SEKUSD* och *SEKJPY* är svenska kronan genom euron, amerikanska dollarn och den japanska yenen; *SERTA*, *EURRTA*, *USRTA* och *JPRTA* symboliserar de 5-åriga statsobligationsräntorna i Sverige, Euro området, USA och Japan; *SEINF*, *EURINF*, *USINF* samt *JPINF* symboliserar konsumentprisindex i Sverige, Euro området, USA och Japan.

När det råder hög korrelation mellan förklarande variabler föreligger det multikollinearitet. Antalet, samt vilka förklarande variabler som ska inkluderas i modellen är ofta ett besvärligt problem vid multipel regression, särskilt om det är risk för multikollinearitet (Andersson et al, 1994, s.105-106). R^2 värdet för en regression ökar då variabler läggs till, men om det finns hög korrelation mellan variablerna riskerar bestämningen av regressionskoefficienterna att försämrans. Den svenska räntan (*SERTA*) och euroräntan (*EURRTA*) har en relativt hög korrelation. Vid regressioner med och utan variabeln *EURRTA* visade det sig att de korrigerade R^2 värdena i snitt var oförändrade, men uteslutande av variabeln medförde högre antal signifikanta variabler varför den uteslöts i den slutgiltiga modellen.

3.5.2 Modell för skattning av växelkursexponering

Modellen som slutligen används i första steget för att bedöma företagens exponering mot valutakursrisk är:

$$\begin{aligned}
 r_{j,t}^* = & \beta_0 + \beta_1 r_{SEKEUR,t}^* + \beta_2 r_{SEKUSD,t}^* + \beta_3 r_{SEKJPY,t}^* + \\
 & \beta_4 r_{SEKRTA,t}^* + \beta_5 r_{USRTA,t}^* + \beta_6 r_{JPRTA,t}^* + \beta_7 r_{SEKINF,t}^* + \\
 & \beta_8 r_{EURINF,t}^* + \beta_9 r_{USINF,t}^* + \beta_{10} r_{JPINF,t}^* + \beta_{11} r_{MARKNAD,t}^* + e_t
 \end{aligned} \tag{1}$$

där $r_{j,t}$ är företag j :s förändring i aktiekursen; *SEKEUR*, *SEKUSD* och *SEKJPY* är förändringar i svenska kronan mot euron, amerikanska dollarn och den japanska yenen; *SEKRTA*, *USRTA* och *JPRTA* är förändringar i de 5-åriga statsobligationsräntorna i Sverige, Euro området, USA och Japan; *SEKINF*, *EURINF*, *USINF* samt *JPINF* är förändringar i konsumentprisindex i Sverige, Euro området, USA och Japan; *MARKNAD* är de ortogonaliserade feltermerna.

3.5.3 Avkastningsberäkningar

Alla förändringar mäts som logaritmerade avkastningar med månadsdata. Alla aktiekurser från Bloomberg är korrigerade för splittar och emissioner, inga justeringar har därför behövts för detta. Däremot har ingen hänsyn tagits till utdelningar. Andrén (2001) utvärderade betydelsen av att utelämna justering för utdelning vid avkastningsberäkningar och kunde dra slutsatsen att detta inte påverkade resultaten vid beräkning av koefficienterna i hans undersökning. Med hänvisning till detta gör vi antagandet att utlämnande av utdelningar inte heller påverkar resultaten i denna studie.

3.5.4 Oväntade förändringar

Exponering härleds från och skall bedömas utifrån oväntade förändringar. Ett sätt att mäta oväntade förändringar är att ta "forward" premien på t ex. växelkurserna som den förväntade förändringen i växelkursen. Många empiriska studier indikerar dock att användandet av "forward rates" är en dålig estimering till den framtida växelkursen och att den inte är en bättre estimering än den gällande kursen (Jorion, 1990, s.335). Följaktligen är det vanligt att godta antagandet om "random walk" för alla makroekonomiska priser och anta att alla förändringar är oväntade. Ett antagande som även vi gör.

3.6 TCW-index

Ovan påpekades att valet av vilka variabler som inkluderades i modellen förmodligen inte är de optimala och majoriteten av de tidigare studierna på växelkursexponering har använt ett handelsvägt valutaindex istället för enskilda valutor, se 2.5 Valutaindex. Vi har även testat exponeringen mot TCW-indexet, ett handelsvägt valutaindex för svenska företag, för att se om det leder till andra resultat i steg ett och två samt för att få bättre jämförbarhet med tidigare studier. För skattning av exponering mot växelkursförändringar har de enskilda valutorna i Modell 1 ersatts med variabeln *TCW* enligt nedan.

$$\begin{aligned} r_{j,t}^* = & \beta_0 + \beta_1 r_{TCW,t}^* + \\ & \beta_2 r_{SEKRTA,t}^* + \beta_3 r_{USRTA,t}^* + \beta_4 r_{JPYRTA,t}^* + \beta_5 r_{SEKINF,t}^* \\ & \beta_6 r_{EURINF,t}^* + \beta_7 r_{USINF,t}^* + \beta_8 r_{JPYINF,t}^* + \beta_9 r_{MARKNAD,t}^* + e_t \end{aligned} \quad (2)$$

3.7 Modellformulering för undersökning av determinanter

I steg två söker vi determinanter till den i steg ett framräknade växelkursexponeringen. De områden vi ämnar studera är utlandsexponering, konkurrenssituation och åtgärder för att minska valutakursexponering. Valet av dessa tre är grundat på att samtliga i ett flertal studier har visat sig ha förklarande värde för valutakursexponering. Dock har ingen tidigare, för denna studie känd, undersökning testat variabler från alla tre områden i samma studie.

Det finns ett flertal anledningar till att de variabler, redovisade i teorikapitlet, som faller utanför dessa tre huvudområden inte är lämpliga som oberoende variabler i denna studie. Den första variabeln i Tabell 1 under rubriken *Övriga industri med varor som korsar/inte korsar gränser* är konstruerad för industristudier och anses därför inte lämpad för denna studie. Variabeln *incitament för att "hedga"* är endast använd i brist på data över företags åtgärder för att minska risk. Variabeln *företaget tillhör/tillhör inte en större industrigrupp* är specialkonstruerad för den japanska marknaden, då denna har en speciell industristruktur, se He & Ng (1998). De två sista variablerna har inte haft förklarande värde för växelkursexponering i enlighet med uppställda hypoteser.

3.7.1 Utlandsexponering

Alla i Tabell 1 beskrivna mått för utlandsexponering har visat signifikant betydelse för förklarande av länders, industrier eller företags exponering mot växelkurser.

Flera av dessa mått är anpassade för att mäta importens betydelse för växelkursexponering. Bland dessa kan nämnas *import av total inhemsk produktion* och *medel av andel intäkter och kostnader i utländsk valuta av totala intäkter och kostnader*. Denna studie har som avsikt att finna förklarande variabler till växelkursexponering på den svenska marknaden. Eftersom svenska företag är starkt exportberoende (Nydahl, 1998, s.72) passar ett mått som mäter exportens betydelse för exponering bättre än ett mått som mäter importens betydelse.

Variabeln *import plus export av BNP* är använd för att förklara skillnader i växelkursexponering mellan länder och är inte användbar i denna studie eftersom vi mäter på företagsnivå.

Variablerna *export av total inhemsk produktion*, *export av produktion*, *export av inhemsk försäljning*, *utländska tillgångar av totala tillgångar* och *andel internationellt prissatta produkter* är alla bra mått, men kan inte användas i denna studie då den data som krävs för dessa variabler sällan finns redovisade av företagen. Nydahls (1998) studie på den svenska marknaden hade tillgång till den data som krävs för framräknande av variabeln *utländska tillgångar av totala tillgångar*, eftersom studien genomfördes i samarbete med Sveriges Riksbank. Vi fick olyckligtvis inte tillgång denna data av Riksbanken med hänvisning till sekretesskäl.

Ovanstående utsortering av determinanter kombinerat med att studien söker ett välbeprövat och tidigare förklarande mått leder till att variabeln *utlandsförsäljning av total försäljning* blir mest lämpligt. Variabeln har i de flesta tidigare studier visat sig öka exponeringen.

Variabeln beräknas i denna studie enskilt för varje företag som omsättning relaterad till utlandet av total omsättning för 1998.

Teorin säger att ju högre andel utlandsförsäljning ett företag har desto högre är dess växelkursexponering. Hypotesen är således ensidig och ställs upp enligt nedan:

Nollhypotes: α (% utlandsförsäljning) = 0

Mothypotes: α (% utlandsförsäljning) > 0

3.7.2 Konkurrenssituation

Det enda tidigare mått för att mäta konkurrenssituation i studier av förklarande variabler för valutakursexponering är *företagets bruttomarginal*. I tidigare studier har den definierats som:

$$\text{PCM (Price Cost Margin)} = \frac{\text{Value of sales} + \Delta \text{ Inventories} - \text{Payroll} - \text{Cost of materials}}{\text{Value of sales} + \Delta \text{ Inventories}}$$

Denna definiering av marginal är först utvecklad av Domowitz et al. (1986) i en studie för att se skillnader i marginal över olika cykler och industrier. Forskarna argumenterar för att denna definiering av marginal är bättre lämpad än en enklare, utan skillnad i ”inventories” i täljare och nämnare. ”The value of sales may differ considerably from the value of output because of inventory changes. Because our observations are made at various stages of the business cycle, this problem is especially pronounced...” (Domowitz et al, 1986, s.4). Måttet är senare använt av Campa & Goldberg (1995, 1999) samt Allayannis & Ihrig (2001) i studier av oberoende variabler för växelkursexponering.

Ovan nämnda studier har haft flertal observationer av marginalen över tiden. Medtagande av skillnad i ”inventories” möjliggör jämförbarhet mellan observationerna i dessa studier.

Eftersom denna studie mäter marginalen vid en tidpunkt lämpar en enklare definiering lika bra:

$$\text{Bruttomarginal} = \frac{\text{Res. före fin. poster rensat för jämförelsestörande poster} + \text{Avskrivningar}}{\text{Total omsättning}}$$

Bruttomarginalen beräknas som resultatet före finansiella poster rensat för jämförelsestörande poster plus avskrivningar av total omsättning för 1998.

Hypotesen är att en högre bruttomarginal leder till en lägre absolut växelkursexponering.

Nollhypotes: α (bruttomarginal) = 0

Mothypotes: α (bruttomarginal) < 0

3.7.3 Åtgärder för att minska växelkursexponering

I Tabell 1 finns ett flertal mått under åtgärder för att minska växelkursexponering. Dessa åtgärder (exempelvis användande av valutakursderivat) har för avsikt att minska den exponering som bl.a. en dålig konkurrenssituation eller en hög utlandsexponering kan orsaka.

Variablerna *utländsk lönekostnad av total lönekostnad* har inte haft signifikant förklarande funktion i tidigare för denna studie kända undersökningar, varför variabeln inte tas med i denna studie.

Allayannis & Ofek (2001) argumenterar för att växelkurs-swaps inte ska ingå i en förklarande variabel för valutakursexponering eftersom dessa i huvudsak används tillsammans med utländska lån för att översätta dessa till inhemska lån. Vidare redovisas sällan denna data i årsredovisningar, varför Nydahls (1998) variabel som innehåller växelkurs-swaps väljs bort.

Determinanten *valutaforwards och valutaoptioner av totala tillgångar* kan inte heller användas då endast en del av företagen redovisar denna data.

Variabeln implementering av makroriskprogram går inte att använda då denna har använts för att se om ett företag efter att ha startat ett makroriskprogram fått lägre växelkurs exponering. Detta är inte möjligt att testa med den typ av modell denna studie använder eftersom vi endast bedömer exponering vid ett tillfälle för varje företag.

Guay (1999) och Wong (2000) har ytterligare flera mått på finansiella instrument för att minska risk som används som variabler i deras studier. Dessa studiers mål och upplägg är väldigt skilt från denna undersökning varför inte deras variabler närmre kommenteras.

Den variabel som lämpar sig bäst för denna studie är *utländska långa skulder av totala långa skulder*. Detta beror på flera anledningar: Variabeln är välbeprövad; en studie på den svenska marknaden har visat att utländska skulder är det mest effektiva "hedging" instrumentet. (Hagelin & Pramborg, 2001); i stort sett alla svenska företag på A- listan redovisar data för att beräkna andelen utländska skulder.

Hagelin och Pramborg (2001) har använt en dummyvariabel för att pröva denna determinant. Användande av en kontinuerlig förklarande variabel har flera fördelar gentemot att använda en dummy variabel. Exempelvis kan man beräkna hur graden av t ex. utlandsförsäljning påverkar ett företags växelkurs exponering (Allayannis & Ofek, 2001, 276). Dummyvariabler används ofta i brist på exakt data, vilket då möjliggör en studie trots att kontinuerlig data inte är tillgänglig.

Variabeln mäts som företagets andel utländska räntebärande skulder av totala räntebärande skulder vid utgången av 1998.

Teorin och tidigare studier säger att en högre andel utlandsskuld leder till en lägre exponering, varför hypotesen blir ensidig enligt nedan:

Nollhypotes: α (% utlandsskuld) = 0

Mothypotes: α (% utlandsskuld) < 0

3.7.4 Modeller för beräkning av determinanter

Determinanter till den i tidsserieregessionen uträknade växelkursexponeringen beräknas med exponeringen som beroende variabel och företagsspecifika faktorer som oberoende variabler.

Enligt teorin minskar en högre *bruttomarginal* växelkursexponeringen i absoluta tal, dvs. både positiv och negativ exponering är mindre (närmar sig noll) för företag som har en högre bruttomarginal. För att lösa detta problem använder studien samma metod som Allayannis & Ofek (2001). Om hypotesen att en högre *bruttomarginal* minskar exponeringen stämmer, kommer det absoluta värdet av företagets valutakursexponering att vara negativt relaterat till företagets *bruttomarginal*. Vi kan däremot inte dra några slutsatser på samband mellan det absoluta värdet på exponeringen och företagets andel *utlandsförsäljning* och *utlandsskuld*, varför regressionen måste modifieras om alla variabler ska ingå i en och samma modell.

En möjlig, men inkomplett, lösning är att göra enkla istället för multipla regressioner med beräkningar av varje variabels förklaringsvärde var för sig. Detta är dock inte att föredra då variablerna utlandsskuld och utlandsförsäljning enligt teorin ska ha motsatt riktning tillsammans med faktumet att de är korrelerade med varandra (0,56). En modell som inte inkluderar båda dessa determinanter kommer med hög sannolikhet ge felaktiga värden då dessa variabler kan ta ut varandra. Det krävs en multipel regression för att kunna utläsa dessa variabelers enskilda effekt på växelkursexponeringen.

Tvårsnittsregressionen kommer på grund av detta genomföras i tre omgångar. Den första av dessa, Modell 3, genomförs med variablerna *utlandsförsäljning* och *utlandsskuld*. Den ställs upp som;

$$\hat{\beta}_i = \alpha_{0i} + \alpha_1(\% \text{ utlandsförsäljning})_i + \alpha_2 (\% \text{ utlandsskuld})_i + \eta_i \quad (3)$$

där β är den skattade växelkursexponeringen för varje enskilt företag från Modell 1 och 2, (% utlandsförsäljning) är företagets omsättning relaterad till utlandet av total omsättning och (% utlandsskuld) är företagets andel utländska räntebärande skulder av totala skulder.

Den andra, Modell 4, innehåller endast variabeln *bruttomarginal*. Testet av variabeln möjliggörs genom att byta tecken från – till + på alla negativa koefficienter för växelkursexponeringen så att alla koefficienter är positiva. Detta genomförs för att kunna beräkna bruttomarginalens sänkande effekt av den absoluta exponeringen. Modell 4 ställs upp som;

$$\hat{\beta}_i = \alpha_{0i} + \alpha_I (\text{bruttomarginal})_i + \eta_i \quad (4)$$

där (bruttomarginal) är företagens bruttomarginal.

Den tredje omgången, Modell 5, genomförs med alla tre variabler i en och samma multipla regression för att se om detta leder till ökat förklaringsvärde för växelkursexponering. För att kunna inkludera variabeln *bruttomarginal* i regressionen måste alla ingående företag antingen ha en positiv eller negativ exponering. För att inkludera så många företag som möjligt exkluderas den grupp företag som tillhör en minoritet gällande tecknet på exponeringen för varje växelkurs. *SEKEUR* regressionen, som förväntas ha en positiv koefficient för *bruttomarginal*, innehåller endast företag med en negativ exponering och består sammanlagt av 37 företag. I regressionen för *SEKUSD* utesluts samtliga företag med en negativ exponering, kvarlämnande sammanlagt 41 företag med positiv exponering. Koefficienten för den oberoende variabeln *bruttomarginal* förväntades därför vara negativ. I regressionen för *SEKJPY* exkluderas alla företag med en positiv exponering kvarlämnande 31 företag. Koefficienten för variabeln *bruttomarginal* förväntas därför vara positiv. I regressionen för *TCW* utesluts samtliga företag som har en positiv exponering, vilket leder till att 33 företag ingår i regressionen. Variabeln för bruttomarginal förväntades således vara positiv. De två andra variablerna *utlandsförsäljning* och *utlandsskuld* förväntades ha samma riktning som i Modell 3 och 4.

Regressionerna för *SEKEUR*, *SEKJPY* och *TCW* förväntas resultera i att variabeln bruttomarginal är positiv, dvs. minskande av negativ exponering. Detta leder till att mothypotesen, presenterad under 3.7.2 Konkurrenssituation, för variabeln bruttomarginals sänkande effekt av den absoluta exponeringen i dessa regressioner blir utbytt. Mothypotesen för dessa regressioner är istället att koefficienten för variabeln är positiv.

Modell 5 innehåller samtliga variabler och ställs nedan:

$$\hat{\beta}_i = \alpha_{0i} + \alpha_1 (\% \text{ utlandsförsäljning})_i + \alpha_2 (\% \text{ utlandsskuld})_i + \alpha_3 (\text{bruttomarginal})_i + \eta_i \quad (5)$$

3.8 Statistisk test av data

Koefficienter estimerade med minsta-kvadratmetoden är oförändrade om det föreligger heteroskedasticitet eller seriellt beroende (autokorrelation) mellan residualerna, dvs. antagandena 4 eller 5, se 2.3 Statistisk teori, inte är giltiga. De beräknade standardfelen är däremot inte längre giltiga och hypotestesten kan således ge fel resultat (Ramanathan, 1995, s.417, 450-451).

Newey & West har kommit med en estimeringsmetod som ger "Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariances" då det föreligger både heteroskedasticitet och autokorrelation av okänd form. Denna metod förändrar inte den estimerade koefficienten, bara den estimerade residualspridningen (EViews hjälpmanual). Statistikprogrammet EViews ger möjligheten att använda Newey-West skattningsfunktionen och vi har genomgående i alla regressioner använt denna funktion för att undvika de problem som annars kan uppstå då det föreligger heteroskedasticitet och autokorrelation.

För att testa antagandena 1 och 6, dvs. testa att inga specifikationsfel föreligger och att residualerna är normalfördelade, genomfördes Ramsey's RESET test och Jarque-Bera test i EViews på alla regressioner.

3.8.1 Ramsey's RESET test

RESET står för "Regression Specification Error Test" och var föreslagen av Ramsey (1969). Det är ett generellt test för följande specifikationsfel (EViews hjälpmanual):

1. Utelämnade variabler; modellen innehåller inte alla relevanta variabler.
2. Oriktig funktionell form; några eller alla av variablerna i modellen borde transformeras till logaritmer, polynom eller transformeras på något annat sätt.

3. Korrelation mellan en oberoende variabel och feltermerna, som kan ha orsakats av mätfel i den oberoende variabeln, och seriellt korrelerade feltermer.

Vi är framför allt intresserade av att se om våra regressioner verkligen beskriver ett linjärt samband, punkt 2 ovan. I Appendix 2 visas resultaten från Ramsey's RESET testen på samtliga regressioner. *Ramsey F-statistic prob* visar p-värdet för testregressionen. *Ramsey Y2 prob*, *Ramsey Y3 prob* och *Ramsey Y4 prob* visar preditionen upphöjd i två, tre och fyra. När testen visar insignifikans finns det inga specifikationsfel, dvs. linjäritet eller åtminstone inte signifikant icke-linjäritet av de former som testas. Testen är de vanliga t-testen på koefficienterna.

För samtliga regressioner utförda med både Modell 1 och 2 visar 25 % av testregressionerna på någon form av icke-linjäritet. Men, i många fall är testregressionen i sin helhet inte signifikant, vilket indikerar att icke-linjäritet inte behöver vara något problem. Vad gäller Modellerna 3, 4 och 5 visar regressionerna för *SEKJPY* och *TCW* på icke-linjäritet i Modell 5. Testregressionerna är dock inte signifikanta i något av dessa fall. Det finns således vissa tecken på icke-linjäritet för regressioner utförda med modell 1 och 2. Resultaten bör därför betraktas med viss försiktighet eftersom det kan finnas skattningar som genererar mindre avvikelser.

3.8.2 Jarque-Bera test

För att få ett rättvisande resultat av regressionerna krävs att residualerna är normalfördelade. I EViews har vi utfört Jarque-Bera test för detta ändamål. Jarque-Bera testet utgår från residualernas värden för "skewness" och "kurtosis". Skewness är ett mått på asymmetri av residualerna runt sitt medel. För en symmetrisk distribution, som den normalfördelade är skewness noll. Ett positiv värde betyder att distributionen har en lång högersvans och ett negativ värde visar att distributionen har en lång vänster svans. Kurtosis mäter toppigheten eller plattheten på residualernas fördelning. Kurtosis för en normalfördelning är 3 och om värdet överstiger 3 är fördelningen toppig relativt den normala. Är däremot värdet mindre än 3 är fördelningen platt relativt den normala (EViews hjälpmmanual).

Under nollhypotesen av en normalfördelning är testvärde för Jarque-Bera χ^2 -fördelat med två frihetsgrader. Det rapporterade p-värdet är sannolikheten att Jarque-Bera värdet överstiger

det observerade under nollhypotesen. Ett signifikant värde leder till att nollhypotesen om normalfördelning förkastas. I Appendix 3 visas värdena för skewness, kurtosis, Jarque-Bera och p-värdena för regressionerna.

Resultatet är att antagandet om normalitet bör förkastas för 33 % av regressionerna för Modell 1 och 31 % för Modell 2. För Modell 4 kan antagandet förkastas för regressionerna SEKJPY och SEKUSD, och för Modell 5 förkastas antagandet om normalitet för regressionen SEKUSD. I de fall där residualerna inte är normalfördelade kan det ändå antas att koefficienterna är approximativt normalfördelade när det totala antalet observationer minus antalet koefficienter är ungefär 50 (Hill et al, 1997, s.141-142). Detta är fallet för samtliga våra regressioner och enligt resonemanget ovan menar vi att våra resultat inte bör påverkas negativt.

3.9 Källkritik

Prishistorik på aktiekurser, makroekonomiska prisvariabler och statistik på handelsbalanser som använts i undersökningen är hämtade från Bloomberg och Riksbanken. Vi ser ingen anledning till att ifrågasätta trovärdigheten i dessa källor. Däremot kan giltigheten i informationen som hämtats från årsredovisningarna ifrågasättas. Information som presenteras i årsredovisningar har varit föremål för kritik då den med olika redovisningstekniker kan dölja eller förbättra företags finansiella ställning. Ett speciellt uppmärksammat fall är Enronskandalen och exempel finns också från Sverige och då framförallt inom IT sektorn. Men, med hänvisning till att krav finns på riktig information och rättvisande bild i årsredovisningar, får det antas att de siffror som hämtats från årsredovisningar är trovärdiga. I de fall då informationen inte fanns tillgänglig i årsredovisningarna togs kontakt med VD, Vice VD, chef för ekonomi och finans eller ansvariga på ekonomiavdelningen. Alla dessa personer har god insyn i företagets ställning och var väl införstådda i den information som söktes. Vi finner därför ingen anledning att tro att de lämnat fel eller oriktig information.

Den litteratur vi använt är: Kurslitteratur som används vid Lunds Universitet; avhandlingar från Handelshögskolan i Stockholm samt Lunds och Uppsalas Universitet; artiklar publicerade i väl ansedda tidskrifter som exempelvis Journal of International Money and Finance och Journal of Financial Economics. Underlag till teori, metod och analys som hämtats från dessa källor finner vi inte någon anledning att ifrågasätta.

Vid hantering av stora mängder information i bearbetning av data och skrivandet är det alltid möjligt att vissa fel, såväl slumpmässiga som systematiska, förekommer. De fel som kan ha uppstått får skyllas på den mänskliga faktorn och för att minska detta har data och information genomgående kontrollerats och granskats.

4 Resultat och analys av växelcoursexponering

I detta kapitel presenteras och analyseras resultaten på svenska företags exponering mot växelkursrisk. Resultaten för de övriga makroekonomiska prisvariablerna visas inte här, se 1.4 Avgränsningar, men finns presenterade i Appendix 4 och 5. En jämförelse görs av resultaten från mätningar mot enskilda valutor med de från mätningar mot en valutaindex. Våra resultat av växelcoursexponeringarna jämförs även med resultat från tidigare studier.

4.1 Växelcoursexponering för svenska företag

Resultaten från regressionerna med Modell 1 med enskilda valutor och Modell 2 med en valutakorg visas i Appendix 4 och 5. En sammanställning av resultaten för Modell 1 presenteras i Tabell 3 och en sammanställning av resultaten för Modell 2 presenteras i Tabell 4. Vi börjar med att presentera resultaten från regressionerna med Modell 1.

I snitt är R^2 värdena för regressionerna 0,34 vilket indikerar att 34 % av förändringar i företagens marknadsvärden förklaras av förändringar av de medtagna makroekonomiska prisvariablerna. Totalt 30 av de 52 företagen (58 %) är signifikant exponerade mot någon av växelkurserna på tio procentsnivån och 19 stycken (37 %) på fem procentsnivån. Vidare är 29 % av företagen signifikant exponerade mot fler än en valuta på 10 procentsnivån. Detta tyder på att förändringar i växelkurser är en viktig risk för svenska företag.

Vad gäller riktningen på koefficienterna är större delen av dessa negativa för *SEKEUR* och *SEKJPY*. Den stora andelen positiva exponeringar för *SEKUSD* väger dock upp resultatet totalt för andelen positiva koefficienter som blir 48 %. En större del av koefficienterna är således negativa och även snittet av alla koefficienter blir svagt negativt (-0,106), vilket indikerar att företagen i allmänhet svagt förlorar på en försvagning av den svenska kronan.

4.1.1 SEKEUR

När man tittar på de enskilda valutorna är 29 % av företagen signifikant exponerade mot förändringar i *SEKEUR* på tio procentsnivån och 15 % på fem procentsnivån. Endast 29 % av alla företag har en positiv exponering mot *SEKEUR* men ingen av dessa positiva exponeringar är signifikanta. Den genomsnittliga exponeringen är -0,635, vilket visar att svenska företag i snitt förlorar 0,635 % i marknadsvärde på en 1 % försvagning av den svenska kronan relativt euron. Ett sådant förhållande förväntas gälla för företag som importerar mer än de exporterar till Euroområdet. Data från OECD visar tvärtom att exporten är något större än importen från Euroområdet för åren 1998-2000, se Appendix 7. Skillnaden är dock relativt liten och siffror för de tidigare åren saknas varför en generell slutsats inte kan dras.

Storleken på koefficienterna verkar vara rimliga. 67 % av koefficienterna visar värden på mellan minus ett och plus ett. Den största negativa exponeringen har Allgon med -2,69, vilket innebär att en ökning i *SEKEUR* (den svenska kronan försvagas) med 1 % leder till en minskning av företagets värde med 2,69 %. I motsats har Gambro den största positiva exponeringen på 0,7, vilken dock inte är signifikant.

Tabell 3 Fördelning av växelkursexponeringar, Modell 1

	Genomsnittlig exponering	Genomsnittlig standardavvikelse	Andel signifikanta på 10 % nivån	Andel signifikanta på 5 % nivån	Andel positiva exponeringar
<i>Konstant</i>	-0,010	0,020			
<i>SEKEUR</i>	-0,635	0,739	29 %	15 %	29 %
<i>SEKUSD</i>	0,462	0,474	29 %	17 %	79 %
<i>SEKJPY</i>	-0,146	0,285	31 %	13 %	37 %
R ²	0,340				Tot. \sum 48 %
R ² -korrigerat	0,189				
F-värde	2,569				
DW	2,015				

4.1.2 SEKUSD

I likhet med *SEKEUR* är 29 % av företagen signifikant exponerade mot förändringar i *SEKUSD* på tio procentsnivån och 17 %, något högre än för *SEKEUR*, på fem procentsnivån. Hela 79 % av koefficienterna är positiva och samtliga signifikanta exponeringar är positiva. I tabellen kan man även se att den genomsnittliga exponeringen är 0,462. Detta visar att svenska företag i allmänhet stiger i marknadsvärde med 0,462 % av en försvagning av den

svenska kronan med 1 % relativt den amerikanska dollarn. Detta förväntas av företag som exporterar mer än de importerar. Siffrorna från OECD visar också att Sverige har haft större export än import från USA under hela undersökningsperioden, vilket styrker resultaten.

Koefficienternas storlekar verkar rimliga. 88 % av företagen har en exponering mellan minus ett och plus ett. Den största negativa har WM-data på -0,61 och den största positiva har Elekta på 2,07.

4.1.3 SEKJPY

För förändringar i *SEKJPY* har 31 % respektive 13 % av företagen signifikanta koefficienter på tio respektive fem procentsnivån. Närmare 80 % av de signifikanta koefficienterna har en negativ exponering. Andelen positiva exponeringar är inte heller mer än 37 %, vilket i likhet med fallet för *SEKEUR* visar att svenska företag i snitt förlorar på en försvagning av den svenska kronan. Siffrorna från OECD visar däremot att exporten har varit större än importen från Japan.

Den genomsnittliga exponeringen för företagen är -0,146, vilket är mindre än den är mot *SEKEUR*. Spridningen på koefficienterna är liten och alla företag utom ett uppvisar koefficienter som ligger mellan minus ett och plus ett. Förändringar i den japanska yenen orsakar således den minsta effekten på svenska företag vilket också bekräftas av siffrorna från OECD som visar att handeln med Japan är relativt liten.

4.1.4 TCW

Totalt 12 av de 52 (23 %) av företagen är signifikant exponerade mot förändringar i *TCW* på tio procentsnivån och 5 stycken (10 %) på fem procentsnivån. Alla utom en av de signifikanta exponeringarna är negativa. Den totala andelen positiva exponeringar är endast 37 % och den genomsnittliga exponeringen är -0,350, vilket innebär att svenska företag i allmänhet förlorar på en försvagning av den svenska kronan mätt i *TCW*. 67 % av koefficienter uppvisar värden mellan plus ett och minus ett.

Tabell 4 Exponering mot TCW-index, Modell 2

	Genomsnittlig exponering	Genomsnittlig standardavvikelse	Andel signifikanta på 10 % nivån	Andel signifikanta på 5 % nivån	Andel positiva exponeringar
<i>Konstant</i>	-0,002	0,018			
<i>TCW</i>	-0,350	0,717	23 %	10%	37 %
R ²	0,292				
R ² -korrigerat	0,165				
F-värde	2,584				
DW	1,977				

4.2 Enskilda växelkurser eller valutaindex?

Vid en jämförelse av modellerna som helhet visar det genomsnittliga korrigerade R² värdet för regressionerna med Modell 1, 0,189 och för Modell 2, det något lägre värdet 0,165. Andelen signifikanta regressioner (signifikanta F-värden) är dessutom högre för Modell 1 än för Modell 2 på fem procentsnivån. Det något högre genomsnittliga korrigerade R² värdet för regressionerna utförda med Modell 1 indikerar att den är bättre för att förklara förändringar i företags marknadsvärden. Vidare är andelen signifikanta variabler för *SEKEUR*, *SEKUSD* och *SEKJPY* mellan 29-31 % på tio procentsnivån och mellan 13-17 % på femprocentsnivån. Motsvarande siffra för *TCW* är 23 % på tio procentsnivån och 10 % på fem procentsnivån. Andelen signifikanta exponeringar är således högre för alla de enskilda växelkurserna. Dessa resultat indikerar att ett handelsvägt valutaindex inte lämpar sig lika bra som enskilda växelkurser för att estimerar exponering mot växelkursförändringar. Detta överensstämmer med antagandet att förändringar i ett index inte behöver vara relevant för ett individuellt företag som exempelvis importerar varor från ett land och exporterar till ett annat.

4.3 Jämförelse med tidigare studier

Våra resultat kan jämföras med tidigare studier. 37 % av företagen i vår undersökningen var signifikant exponerade mot någon valuta på fem procentsnivån. Andelen signifikanta koefficienter på fem procentsnivån var för *SEKEUR*, 15 %; *SEKUSD*, 17 %; *SEKJPY*, 13 % och för *TCW*, 10 %.

Andrén (2001) som också skattade exponering med en fullständig modell, men för europeiska företag, visade att 33 % av företagen var exponerade mot någon valuta på fem procents

signifikansnivå. Vidare var 27 % exponerade mot *DEMUSD* och 10 % mot *DEMJPY*. Den högre andelen företag som är exponerade mot någon valuta i vår studie kan förklaras av att vi mäter exponeringen mot tre växelkurser till skillnad från Andrén (2001) som mäter mot två. Andrén (2001) fick något högre andel signifikanta exponeringar mot *DEMUSD* och *DEMJPY* än vi fick för *SEKUSD* och *SEKJPY*, men vårt lägre antal skulle kunna förklaras av att vi har ett färre antal observationer.

Nydahl (1998), som också beräknade exponering för svenska företag, fann att 26 % av företagen var signifikant exponerade på fem procentsnivån mot *TCW*. Resultaten var ungefär detsamma för andelen företag som var exponerade mot någon valuta när mätning skedde mot enskilda valutor. Exponeringen mot *TCW* är högre än den vi erhöll, men i denna studie var hela 37 % av företagen exponerade mot någon valuta på femprocentsnivån.

Jorion (1990) som mätte exponering för amerikanska företag visade att 5 % av företagen var signifikant exponerade på fem procentsnivån mot förändringar i ett handelsvägt växelkursindex.

Våra resultat är inte direkt jämförbara med de två sist nämnda undersökningarna eftersom de mäter extra marknadsexponering med en partiell modell och har andra metoder för urval av de medtagna företagen. Våra tillsammans med Nydahls (1998) högre resultat indikerar emellertid att växelkursexponering är betydelsefullare för svenska företag än för amerikanska, vilket stämmer överens med antagandet att man får bättre resultat för växelkursexponeringen när man studerar företag i mer öppna ekonomier.

I denna undersökning blev andelen negativa exponeringar 52 % med Modell 1 och 63 % med Modell 2. I motsats var majoriteten i Andréns (2001) studie positiva. Jorion (1990) och He & Ng (1998) fann även de att en majoritet av företagen påverkades positivt av en försvagning av den inhemska valutan. Booth & Rotenberg (1990) fann i likhet med vår studie att fler företag var negativt påverkade av en försvagning av den inhemska valutan. De motsägelsefulla resultaten på studier genomförda i olika länder kan förklaras av att företag har olika struktur vad gäller import och export. Exponeringen kan även påverkas av andra faktorer som såsom företagets konkurrenssituation och andel utlandsskuld. Detta undersöks vidare i nästa kapitel.

Något märkligt är dock att Nydahl (1998) som också studerat växelkursexponeringen på den svenska marknaden fann att en majoritet av företagen påverkades positivt av en försvagning av den svenska kronan mot *TCW*. Skillnader som kan förklara detta är att olika tekniker använts för att beräkna exponeringen. Nydahl har mätt extra marknadsexponering med en partiell modell till skillnad från denna studie som beräknat total exponering med en fullständig modell. Partiella modeller kan ge felaktiga resultat, se 2.4.2 Fullständig modell. Varför svenska företag förlorar på en försvagning av den svenska kronan när de är exportberoende kan vi dock inte ge något svar på.

5 Resultat och analys av determinanter

I detta kapitel presenteras resultat och analys från determinanter till växelkursexponeringen som presenterades i kapitel 4. Resultaten jämförs även med tidigare studier.

5.1 Resultat av modellerna

Determinanterna har undersökts i tre modeller, Modell 3, 4 och 5. I Modell 3 testas variablerna *utlandsförsäljning* och *utlandsskuld* i sammanlagt fyra multipla regressioner med exponeringarna för de enskilda växelkurserna samt växelkursindexet som beroende variabler. I Modell 4 testas variabeln *bruttomarginal* mot de tre växelkurserna och växelkursindexet. Slutligen testas i Modell 5 alla tre variablerna tillsammans. Resultaten från de tre modellerna presenteras i Tabell 5, 6 och 7 och finns även mer utförligt presenterade i Appendix 6. I huvudsak kommenteras nedan endast de signifikanta resultaten.

5.1.1 Modell 3 utlandsförsäljning och utlandsskuld

Modell 3, är beräknad med variablerna *andel utlandsförsäljning av total försäljning* och *andel utländska lån av totala lån* som determinanter. Vi förväntade oss en positiv koefficient på variabeln *utlandsförsäljning* och en negativ koefficient på variabeln *utlandsskuld*. Dvs. en större andel utlandsförsäljning förväntades ge en högre exponering och en större andel utlandsskuld förväntades ge en lägre exponering.

Regressionen för *SEKEUR* är nästan signifikant och har ett R^2 på 0,085. Variabeln *utlandsförsäljning* är signifikant på tio procentsnivån, men har fel riktning. Koefficienten -0,941 innebär att 1 % ökad andel utlandsförsäljning för företaget ger en minskning av växelkursexponeringen med 0,941 % mot *SEKEUR*. Detta är tvärt emot studiens hypotes att en högre utlandsförsäljning höjer exponeringen.

Resultaten från regressionen med *SEKUSD* är de enda som följer studien hypoteser. Regressionen är signifikant på fem procentsnivån och har högst förklaringsvärde av alla regressioner. Determinanten *utlandsförsäljning* är signifikant på fem procentsnivån och koefficienten 0,435 har rätt riktning. Variabeln *utlandsskuld* är signifikant på en

procentsnivån och har rätt riktning. Koefficienten -0,456 för variabeln innebär att 1 % högre andel utländska lån medför en minskning av växelkursexponeringen mot *SEKUSD* med 0,456 %. Resultaten stämmer väl överens med studiens hypoteser om att en ökad andel utlandsförsäljning ger en ökad växelkursexponering och att en ökad andel utlandsskuld ger en lägre växelkursexponering.

Tabell 5 Resultat Modell 3

$\beta_i = \alpha_{0i} + \alpha_1 (\% \text{ utlandsförsäljning})_i + \alpha_2 (\% \text{ utlandsskuld})_i + \eta_i$					
	Antal Företag	Modell	Konstant	Utlandsförsäljning	Utlandsskuld
SEKEUR					
	52				
Förväntat tecken på α				+	-
α			-0,344	-0,941	0,120
F-värde		2,282			
p-värde		(-0,113)	(-0,045)	(-0,054)	(-0,640)
R ²		0,085			
Korrigerat R ²		0,048			
SEKUSD					
	52				
Förväntat tecken på α				+	-
α			0,577	0,435	-0,456
F-värde		3,793			
p-värde		(-0,029)	(0,000)	(-0,046)	(-0,009)
R ²		0,134			
Korrigerat R ²		0,099			
SEKJPY					
	52				
Förväntat tecken på α				+	-
α			-0,338	0,074	0,358
F-värde		2,918			
p-värde		(-0,064)	(0,000)	(-0,578)	(-0,020)
R ²		0,106			
Korrigerat R ²		0,070			
TCW					
	52				
Förväntat tecken på α				+	-
α			-0,187	-0,406	-0,128
F-värde		0,499			
p-värde		(-0,610)	(-0,280)	(-0,255)	(-0,575)
R ²		0,020			
Korrigerat R ²		-0,020			

SEKJPY har en signifikant regression på tio procentsnivån. Variabeln *utlandsskuld* är signifikant på fem procentsnivån, men koefficienten 0,358 har fel riktning.

Regressionen med *TCW* har ingen signifikant determinant och mycket lågt R² värde. Koefficienten för variabeln *utlandsskuld* har visserligen, om än svagt, rätt riktning men är långt ifrån signifikant.

5.1.2 Modell 4 bruttomarginal

Modell 4 innehåller endast en oberoende variabel, vilken är *bruttomarginal*. Variabeln förväntades ge en negativ koefficient, dvs. en högre bruttomarginal, vilket indikerar en bra konkurrenssituation, förväntades leda till en lägre absolut exponering mot valutakursförändringar. Testet av variabeln har möjliggjorts genom att byta tecken från minus till plus på alla negativa koefficienter för växelkursexponeringen så att alla koefficienter är positiva. Detta genomfördes för att kunna beräkna bruttomarginalens sänkande effekt av den absoluta exponeringen.

Resultaten från Modell 4 är i allmänhet svaga. Ingen av regressionerna är signifikanta och alla har mycket låga R² värden. Den enda variabel som är signifikant på tio procentsnivån finns i regressionen med *SEKEUR*. Koefficienten som är -0,892 har rätt riktning och stämmer in på hypotesen. 1 % högre marginal ger 0,892 % lägre absolut exponering mot *SEKEUR*.

Tabell 6 Resultat Modell 4

$\beta_i = \alpha_{0i} + \alpha_1 (\text{bruttomarginal})_i + \eta_i$				
	Antal Företag	Modell	Konstant	Bruttomarginal
SEKEUR				
Förväntat tecken på α	52			-
α			0,976	-0,892
F-värde		1,867		
p-värde		(-0,178)	(0,000)	(-0,074)
R ²		0,036		
Korrigerat R ²		0,017		
SEKUSD				
Förväntat tecken på α	52			-
α			0,471	0,466
F-värde		1,165		
p-värde		(-0,286)	(0,000)	(-0,346)
R ²		0,023		
Korrigerat R ²		0,003		
SEKJPY				
Förväntat tecken på α	52			-
α			0,295	0,294
F-värde		1,098		
p-värde		(-0,300)	(0,000)	(-0,295)
R ²		0,021		
Korrigerat R ²		0,002		
TCW				
Förväntat tecken på α	52			-
α			0,772	-0,302
F-värde		0,292		
p-värde		(-0,591)	(0,000)	(-0,511)
R ²		0,006		
Korrigerat R ²		-0,014		

5.1.3 Modell 5 utlandsförsäljning, utlandsskuld och bruttomarginal

Modell 5 innehåller alla tre variabler i en och samma regression för att se om detta leder till ett ökat förklaringsvärde. Testet har möjliggjorts genom att utesluta den del av företagen som är i minoritet gällande tecknet på exponeringen för varje växelkurs.

Regressionen för *SEKEUR* är inte signifikant, men variabeln *bruttomarginal* är signifikant på fem procentsnivån och koefficienten 1,069 har rätt riktning.

Tabell 7 Resultat Modell 5

$\beta_i = \alpha_{0i} + \alpha_1 (\% \text{ utlandsförsäljning})_i + \alpha_2 (\% \text{ utlandsskuld})_i + \alpha_3 (\text{bruttomarginal})_i + \eta_i$						
	Antal Företag	Modell	Konstant	Utlandsförsäljning	Utlandsskuld	Bruttomarginal
SEKEUR						
	37					
Förväntat tecken på α				+	-	+
α			-1,232	-0,600	0,370	1,069
F-värde		1,504				
p-värde		-0,232	(0,000)	(0,152)	(0,244)	(0,013)
R ²		0,120				
Korrigerat R ²		0,040				
SEKUSD						
	41					
Förväntat tecken på α				+	-	-
α			0,780	0,316	-0,487	0,060
F-värde		2,944				
p-värde		(0,046)	(0,000)	(0,056)	(0,020)	(0,900)
R ²		0,193				
Korrigerat R ²		0,127				
SEKJPY						
	31					
Förväntat tecken på α				+	-	+
α			-0,299	-0,280	0,361	0,229
F-värde		0,738				
p-värde		(0,538)	(0,072)	(0,374)	(0,106)	(0,617)
R ²		0,071				
Korrigerat R ²		-0,025				
TCW						
	33					
Förväntat tecken på α				+	-	+
α			-1,124	0,110	0,222	0,739
F-värde		0,412				
p-värde		(0,746)	(0,000)	(0,730)	(0,299)	(0,142)
R ²		0,042				
Korrigerat R ²		-0,060				

Den enda regression som är signifikant i Modell 5 är regressionen för *SEKUSD*. Det korrigerade R² värdet är något högre än i Modell 3, men de två förklarande variablerna, *utlandsförsäljning* och *utlandsskuld*, som visserligen fortfarande är signifikanta samt har rätt riktning, har en sämre signifikans.

Regressionen för *SEKJPY* har ingen signifikant variabel. Variabeln andel utlandsskuld är dock nästan signifikant, men koefficienten har fel riktning jämfört med förväntningarna.

Även regressionen för *TCW* saknar signifikanta variabler.

5.1.4 Summering

Sammanfattningsvis kan vi konstatera att vi inte kan dra några generella slutsatser angående de förklarande variablerna, som exempelvis att en högre utlandsförsäljning ökar växelkursexponeringen. Detta eftersom resultaten för de olika valutorna går mot varandra samt att vi inte finner någon signifikant determinant för *TCW*-indexet. Däremot kan vi visa att det finns determinanter för exponeringen mot de enskilda valutorna.

Resultat som följer de uppställda hypoteserna är som följer: Variabeln *utlandsförsäljning* höjer exponeringen för *SEKUSD*; variabeln *utlandsskuld* sänker exponeringen mot *SEKUSD*; variabeln *bruttomarginal* sänker den absoluta exponeringen mot *SEKEUR*. Alla dessa resultat är beständiga i modell 3, 4 och 5.

Vidare har vi fått en del resultat som är tvärtemot hypoteserna: Variabeln *utlandsförsäljning* sänker exponeringen mot *SEKEUR* och variabeln *utlandsskuld* höjer exponeringen mot *SEKJPY*. Dessa resultat är svåra att tolka. Dock bör nämnas att regressionen som visar på att variabeln *utlandsförsäljning* sänker exponeringen mot *SEKEUR* inte är signifikant samt att variabelns signifikans försvann i Modell 5 när variabeln *bruttomarginal* inkluderades. På samma sätt försvann signifikansen för att variabeln *utlandsskuld* höjer exponeringen mot *SEKJPY* när variabeln *bruttomarginal* inkluderades. I övrigt finner vi inget svar till dessa motstridiga resultat.

Slutligen kan sägas att de motsägelsefulla resultaten indikerar att determinanter för växelkursexponering inom samma land är olika beroende på växelkurs.

5.2 Jämförelse med tidigare studier

Tidigare studier av determinanter till växelkursexponering har beräknat dessa mot exponeringen mot ett valutaindex. Variabeln *utlandsförsäljning* har i flesta tidigare studier som testat variabeln fått signifikant positivt värde mot ett valutaindex. I denna studie är dock

variabeln inte signifikant förklarande av växelkurs exponeringen mot *TCW* i vare sig Modell 3 eller 5. Detta är märkligt då Nydahls (1998) studie av svenska företag fann variabeln svagt ökande av exponeringen mot *TCW* på tio procentsnivån. Skillnader mellan studierna som kan förklara detta kan vara olika metoder för beräkning av företagens växelkurs exponering som finns beskrivet under rubrik 4.3 Jämförelse med tidigare studier. Det kan också bero på att Nydahl använt andra determinanter utöver *utlandsförsäljning* i regressionen än de som ingår i denna studie, vilket kan ha påverkat resultaten. Vi har däremot kunnat visa att variabeln höjer exponeringen mot *SEKUSD*.

Resultatet för determinanten *utlandsskuld* följer i vissa avseenden resultat från tidigare studier. Booth & Rotenberg (1990) fann att variabeln var negativ, men ej signifikant. På den svenska marknaden har Hagelin & Pramborg (2001) funnit att variabeln högst signifikant minskade exponeringen mot *TCW*. Denna studie finner dock variabeln ej signifikant mot *TCW* och endast negativ i Modell 3. Det kan finnas flera skillnader mellan studierna som kan förklara varför vi nått olika resultat. Dessa är: Beräkningen av exponeringen skiljer sig åt då exponeringen i denna studie beräknas fullständigt till skillnad från Hagelin & Pramborg studie som beräknade den partiellt; tidsperioden för undersökningarna är olika; vi använder i denna studie kontinuerliga variabler för determinanterna till skillnad från Hagelin & Pramborg som använder en dummy variabel, utländska lån eller inte. Våra resultat visar dock att variabeln är signifikant negativ på fem procentsnivån mot *SEKUSD* i båda regressionerna.

Variabeln *bruttomarginal* visade sig i Allayannis & Ihrigs (2001) studie på USA marknaden minska den absoluta exponeringen mot ett valutaindex. I denna studie minskar variabeln signifikant den absoluta exponeringen mot *SEKEUR* men dock inte mot *TCW*. Visserligen har variabeln rätt riktning mot *TCW* i båda regressionerna, men den är som sagt var inte signifikant i någon av dem.

6 Slutkommentarer

I detta kapitel ger vi en summering av kärnpunkterna i vår studie, presenterar slutsatserna samt ger förslag till vidare forskning inom området.

6.1 Slutsatser

Denna studie har undersökt relationen mellan förändringar i företags marknadsvärden och växelkurser på ett urval av svenska företag. Exponeringarna har estimerats mot tre växelkurser med en multipel regression, där exponering mäts marginellt med hänsyn taget till förändringar i räntor och inflation. Till skillnad från flertalet tidigare studier som beräknat exponeringen partiellt används här således en fullständig modell. Detta med motiveringen att det är nödvändigt att särskilja exponeringar till individuella makroekonomiska prisvariabler för att på ett riktigt sätt kunna utvärdera och hantera makroekonomisk risk. Marginella förändringar visar exponering mot reala förändringar i växelkurser.

Som alternativ metod till att estimerar exponeringar mot enskilda valutor har vi även estimerats exponering mot det handelsvägda valutaindexet TCW. För enskilda valutor erhöles en bättre modell och högre andel signifikanta exponeringar. Detta indikerar att förändringar i ett valutaindex inte fångar företags exponering mot förändringar av den inhemska valutan på korrekt sätt.

Med användande av månadsdata finner vi att 58 % av företagen är signifikant exponerade mot någon av växelkurserna på tio procentsnivån och 37 % på fem procentsnivån. Andelen signifikanta koefficienter på fem procentsnivån var för *SEKEUR*, 15 %; *SEKUSD*, 17 %; *SEKJPY*, 13 % och för *TCW*, 10 %. I snitt ger förändringar i växelkurser förhållandevis små förändringar i företags marknadsvärden men de kan ge större påverkan för enskilda företag. Slutsatsen är att resultaten pekar på att förändringar i växelkurser har betydelse för företags marknadsvärden och att det är en risk som bör beaktas.

Studien visar att den genomsnittliga exponeringen för företagen är: 0,462 för SEKUSD; -0,635 för SEKEUR; -0,146 för SEKJPY; -0,350 för TCW. Detta visar att svenska företag i allmänhet påverkas positivt av en försvagning av den svenska valutan relativt den amerikanska dollarn, men negativt mot euron, den japanska yenen och TCW-indexet. I snitt var hälften av företagen positivt påverkade av en försvagning av den inhemska valutan relativt de enskilda valutorna och mot indexet var andelen positiva endast 37 %. Varför en stor del av företagen har en negativ exponering är svårt att förklara då Sverige har en större export än import.

Studien har även genomfört en tvärsnittsregression för att sammanbinda särdrag i företags operationella struktur till exponering mot växelkurser. Tidigare studier har beräknat determinanter till företags exponering mot ett valutaindex. I denna studie har vi utöver detta även skattat förklarande variabler till exponeringen mot de tre växelkurserna: *SEKEUR*, *SEKUSD* och *SEKJPY*.

Företagets andel *utlandsförsäljning* har visat sig signifikant på fem procentsnivån höja exponeringen mot *SEKUSD*. Andelen *utlandsskuld* har i studien visat sig signifikant på en procentsnivån sänka företagets exponering mot *SEKUSD*. Detta visar att utländska lån är en effektiv "hedge" för att minska exponeringen mot *SEKUSD*. Företagets bruttomarginal har testats i denna studie som en approximation för företagets konkurrenssituations påverkan på växelkursexponering. Studien visar att en högre *bruttomarginal* signifikant på fem procentsnivån sänker den absoluta exponeringen mot *SEKEUR*, vilket visar att företag med en bra konkurrenssituation som kan ta ut höga marginaler är mindre påverkade av växelkursförändringar i *SEKEUR*.

Vi har även fått signifikanta resultat som inte följer studiens hypoteser. Variabeln *utlandsförsäljning* sänker exponeringen mot *SEKEUR* och variabeln *utländska skulder* höjer exponeringen mot *SEKJPY*. Studien finner ingen förklaring till dessa resultat.

Studien har inte funnit någon determinant till exponeringen mot *TCW* vilket dock tidigare svenska studier har gjort. Den största anledningen till detta går förmodligen att finna i att vi har beräknat växelkursexponeringen fullständigt till skillnad från tidigare studier som skattat den partiellt.

6.2 Förslag till vidare forskning

Makroekonomiska prisvariablers påverkan på företag är ett brett område. Från våra regressioner med Modell 1 går det att utläsa mycket information om räntor och inflation, vilket vi har valt att inte diskutera för att avgränsa studiens omfattning. Dessa har signifikant betydelse för aktiers marknadsvärden, exempelvis var 37 % respektive 42 % av företagen signifikant exponerade mot förändringar i den svenska respektive amerikanska räntan. Förslag till vidare forskning är således att undersöka hur räntor och inflation påverkar marknadsvärden samt att undersöka determinanter till dessa exponeringar.

De varierande resultaten för determinanternas påverkan på företagens exponering mot de enskilda växelkurserna, indikerar att det inom samma land finns olika determinanter till olika växelkursexponeringar. Detta är ytterliggare ett förslag på vidare forskning.

Referenslista

Litteratur

Andersson G., U. Jorner och A. Ågren (1994), *Regressions- och tidsserieanalys*, Lund, Sverige: Studentlitteratur

Anonym (1995), *Eviews 3.1 Help System*, Microsoft Windows Help 5.00.2195.31

Carlsson J. (2002), *Föreläsningsskriptorium Kandidatkurs i Redovisning*, Lund, Sverige: EC Print Center

Hill, C. W. Griffiths and G. George (1997), *Undergraduate Econometrics*, New York, USA: John Wiley & Sons Inc.

Holme I. M., B. K. Solvang (2001), *Forskningsmetodik – Om kvalitativa och kvantitativa metoder*, Lund, Sverige: Studentlitteratur

Oxelheim, L. and C. Wihlborg (1987), *Macroeconomic Uncertainty. International Risks and Opportunities for the Corporation*, Chicester, UK: John Wiley & Sons Ltd.

Oxelheim, L. and C. Wihlborg (1997), *Managing in the Turbulent World Economy*, Chicester, UK: John Wiley & Sons Ltd.

Ramanathan R. (1995), *Introductory Econometrics with Applications*, Orlando, USA: The Dryden Press

Studier

Allayannis, G. and J. Ihrig (2001), "Exposure and Markups", *Review of Financial Studies* 14, 805-835.

Allayannis, G. and E. Ofek (2001), "Exchange rate exposure, hedging, and the use of foreign currency derivatives", *Journal of International Money and Finance* 20, 273-296

Andrén, N. (2001), "Essays on Corporate Exposure to Macroeconomic Risk", *Lund Studies in Economics and Management* 62

Bodnar, G. M. and W. M. Gentry (1993), Exchange rate exposure and industry characteristics: evidence from Canada, Japan and the USA", *Journal of International Money and Finance* 12, 29-45

Booth, L. and W. Rotenberg (1990), "Assessing Foreign Exchange Exposure: Theory and Application Using Canadian Firms", *Journal of International Financial Management and Accounting* 2, 1-22

Campa J. and L. S. Goldberg (1995), "Investment in manufacturing, exchange rates and external exposure", *Journal of International Economics* 38, 297-320

Campa J. and L. S. Goldberg (1999), "Investment, Pass-through, and Exchange Rates: A Cross-country Comparison", *International Economic Review* 40, 287-314

Domowitz I., R. G. Hubbard and B. C. Petersen (1986), "Business cycles and the relationship between concentration and price-cost margins", *Rand Journal of Economics* 17, 1-17

Friberg R. and S. Nydahl (1997), "Openness and the Exchange Rate Exposures of National Stock Markets – a Note", *Working Paper Series in Economics and Finance* 195

Garner, C. K. and A. C. Shapiro (1984), "A Practical Method of Assessing Foreign Exchange Risk", *Midland Corporate Finance Journal*, Fall, 6-17

Guay W. R. (1999), "The impact of derivatives on firm risk: An empirical examination of new derivative users", *Journal of Accounting and Economics* 26, 319-351

Hagelin N. and B. Pramborg (2001), "Hedging Foreign Exchange Exposure: Risk Reduction from Transaction and Translation Hedging", *Stockholm University Working Paper Series* 257

He J. and L. K. Ng (1998), "The Foreign Exchange Exposure of Japanese Multinational Corporations", *Journal of Finance* 51, 733-753

Jorion P. (1990), "The Exchange Rate Exposure of US Multinationals", *Journal of Business* 63, 331-345

Nydahl S. (1998), "Essays on Stock Prices and Exchange Rates", *Uppsala University Economic Studies* 38

Wong, M. H. F. (2000), "The Association between SFAS No.119 Derivatives Disclosures and the Foreign Exchange Risk Exposure of Manufacturing Firms", *Journal of Accounting Research* 38, 387-417

Databaser

Bloomberg

OECD Statistical Compendium

Internet

www.stockholmsborsen.se, 2002-05-22

Årsredovisningar för 98 eller 98/99

Allgon	Holmen	Scribona
Assa Abloy	Hufvudstaden	SEB
Assidomän	Höganäs	Seco Tools
Atlas Copco	Industrivärden	Securitas
Bergman & Beving	Investor	SHB
Bilia	JM	Skanska
Bure	Kinnevik	SKF
Cardo	Lindab	Spendrups
Consilium	Lindex	SSAB
Electrolux	Munksjö	Svedala
Elekta	NCC	Sydkraft
Esselte	Nobel Biocare	Trelleborg
Finnveden	OM	TV4
FS-Banken	Perstorp	Wihlborgs
Gambro	Platzer	WM-data
Getinge	Sandvik	Ångpanneföreningen
Haldex	SCA	
Hexagon	Scandiaconsult	

Appendix 1

Uteslutna företag

Företag	Anledning till uteslutande
ABB B	Utländskt
Akzo Nobel	Utländskt
Astra Zeneca	Utländskt
Autoliv	Utländskt
Axfood	Utländskt
Beijer Alma B	Gick inte att få fram alla variabler
Boliden	Utländskt
Ericsson B	Gick inte att få fram alla variabler
Gunnebo	Gick inte att få fram alla variabler
Nokia	Utländskt
Nordea	Utländskt
Norsk Hydro	Utländskt
Pharmacia	Utländskt
SAPA	Ej noterat under hela perioden alt. kursdata saknas
Sardus	Ej noterat under hela perioden alt. kursdata saknas
SAS	Ej noterat under hela perioden alt. kursdata saknas
Scania B	Ej noterat under hela perioden alt. kursdata saknas
Skandia	Gick inte att få fram alla variabler
Swedish Match	Ej noterat under hela perioden alt. kursdata saknas
Syngenta	Utländskt
Telia	Ej noterat under hela perioden alt. kursdata saknas
Ticket	Ej noterat under hela perioden alt. kursdata saknas
Tietoenator OYJ	Utländskt
Volvo B	Gick inte att få fram alla variabler

Appendix 2

Ramsey's RESET test Modell 1

Företag	sey	F-statistic	amsey Y2	probamsey Y3	probamsey Y4	prob
Agonit B	0,041	0,227	0,100	0,093		
Assa Abloy B	0,929	0,631	0,873	0,766		
Assidomän	0,061	0,067	0,743	0,488		
Atlas Copco A	0,204	0,465	0,375	0,772		
Bergman & B	0,053	0,443	0,187	0,694		
Bilia	0,366	0,333	0,217	0,410		
Bure	0,313	0,647	0,222	0,503		
Cardo	0,139	0,300	0,052	0,158		
Consilium B	0,056	0,692	0,005	0,594		
Electrolux B	0,625	0,155	0,433	0,266		
Elekta B	0,016	0,337	0,000	0,038		
Esselte B	0,343	0,683	0,348	0,575		
Finnveden B	0,665	0,257	0,502	0,323		
FS-Banken A	0,006	0,003	0,103	0,020		
Gambro A	0,417	0,614	0,022	0,277		
Getinge B	0,337	0,400	0,381	0,676		
Haldex	0,293	0,330	0,008	0,217		
Hexagon B	0,034	0,197	0,947	0,054		
Holmen B	0,049	0,208	0,006	0,018		
Hufvudstaden	0,226	0,334	0,621	0,857		
Höganäs B	0,319	0,336	0,016	0,487		
Industriv A	0,751	0,281	0,771	0,403		
Investor B	0,142	0,330	0,811	0,881		
JM	0,221	0,212	0,034	0,048		
Kinnevik B	0,949	0,608	0,503	0,561		
Lindab	0,013	0,201	0,304	0,451		
Lindex	0,478	0,107	0,325	0,028		
Munksjö	0,297	0,151	0,129	0,157		
NCC B	0,924	0,619	0,919	0,883		
Nobel Biocare	0,062	0,387	0,911	0,077		
Orion	0,016	0,183	0,015	0,010		
Perstorp B	0,657	0,658	0,986	0,997		
Platzar	0,012	0,496	0,001	0,332		
Sandvik	0,194	0,598	0,540	0,789		
SCA B	0,449	0,196	0,255	0,644		
Scania A	0,619	0,132	0,881	0,222		
Scribona B	0,000	0,000	0,994	0,014		
SEB A	0,027	0,691	0,237	0,964		
Seco Tools B	0,143	0,112	0,295	0,051		
Securitas B	0,398	0,240	0,911	0,786		
SFB A	0,102	0,764	0,826	0,336		
Skanska B	0,171	0,978	0,970	0,409		
SKF B	0,880	0,639	0,456	0,443		
Spendrups B	0,712	0,265	0,435	0,210		
SSAB A	0,123	0,713	0,499	0,071		
Sveada	0,246	0,463	0,222	0,342		
Sydskraft A	0,284	0,199	0,686	0,550		
Trelleborg B	0,031	0,970	0,615	0,352		
TV4 A	0,577	0,887	0,498	0,803		
Wihlborgs B	0,473	0,939	0,256	0,695		
Wipac A	0,636	0,499	0,886	0,385		
Ångpannet B	0,400	0,160	0,214	0,134		
Andel		21%	4%	25%	13%	

Ramsey's RESET test Modell 2

Företag	sey	F-statistic	amsey Y2	probamsey Y3	probamsey Y4	prob
Agonit B	0,073	0,223	0,071	0,004		
Assa Abloy B	0,677	0,293	0,680	0,416		
Assidomän	0,039	0,002	0,444	0,023		
Atlas Copco A	0,149	0,326	0,298	0,509		
Bergman & B	0,072	0,411	0,295	0,721		
Bilia	0,332	0,378	0,084	0,331		
Bure	0,183	0,179	0,508	0,365		
Cardo	0,062	0,022	0,008	0,013		
Consilium B	0,055	0,957	0,001	0,802		
Electrolux B	0,683	0,270	0,505	0,172		
Elekta B	0,016	0,031	0,168	0,839		
Esselte B	0,077	0,006	0,018	0,005		
Finnveden B	0,964	0,588	0,798	0,661		
FS-Banken A	0,056	0,942	0,012	0,573		
Gambro A	0,313	0,957	0,028	0,443		
Getinge B	0,486	0,293	0,177	0,393		
Haldex	0,412	0,266	0,123	0,221		
Hexagon B	0,045	0,228	0,088	0,071		
Holmen B	0,222	0,863	0,622	0,411		
Hufvudstaden	0,975	0,818	0,856	0,742		
Höganäs B	0,397	0,777	0,049	0,646		
Industriv A	0,552	0,237	0,556	0,557		
Investor B	0,187	0,286	0,829	0,698		
JM	0,188	0,027	0,051	0,087		
Kinnevik B	0,400	0,199	0,404	0,126		
Lindab	0,056	0,835	0,377	0,837		
Lindex	0,795	0,397	0,768	0,201		
Munksjö	0,658	0,246	0,338	0,319		
NCC B	0,881	0,874	0,398	0,997		
Nobel Biocare	0,305	0,973	0,478	0,354		
Orion	0,026	0,097	0,114	0,014		
Perstorp B	0,531	0,277	0,838	0,526		
Platzar	0,078	0,384	0,001	0,084		
Sandvik	0,189	0,962	0,766	0,516		
SCA B	0,250	0,806	0,534	0,558		
Scania A	0,674	0,366	0,166	0,347		
Scribona B	0,012	0,003	0,010	0,002		
SEB A	0,064	0,561	0,095	0,738		
Seco Tools B	0,758	0,700	0,290	0,707		
Securitas B	0,612	0,279	0,506	0,362		
SFB A	0,056	0,861	0,368	0,210		
Skanska B	0,272	0,276	0,622	0,620		
SKF B	0,731	0,798	0,241	0,483		
Spendrups B	0,604	0,365	0,879	0,538		
SSAB A	0,104	0,801	0,768	0,118		
Sveada	0,247	0,844	0,219	0,603		
Sydskraft A	0,562	0,614	0,216	0,353		
Trelleborg B	0,036	0,344	0,580	0,669		
TV4 A	0,409	0,726	0,237	0,220		
Wihlborgs B	0,246	0,009	0,112	0,004		
Wipac A	0,961	0,864	0,811	0,629		
Ångpannet B	0,561	0,435	0,576	0,330		
Andel		12%	13%	25%	12%	

Ramsey's RESET test Modell 3

μ	sey	F-statistic	amsey Y2	probamsey Y3	probamsey Y4	prob
SEKUSD	0,323	0,002	0,007	0,030		
SEKJPY	0,887	0,616	0,488	0,487		
SEKUSD	0,902	0,845	0,841	0,849		
TCW	0,720	0,162	0,168	0,166		

Ramsey's RESET test Modell 4

μ	sey	F-statistic	amsey Y2	probamsey Y3	probamsey Y4	prob
SEKUSD	0,382	0,119	0,130	0,139		
SEKJPY	0,186	0,169	0,167	0,166		
SEKUSD	0,017	0,842	0,861	0,874		
TCW	0,642	0,356	0,349	0,342		

Ramsey's RESET test Modell 5

μ	sey	F-statistic	amsey Y2	probamsey Y3	probamsey Y4	prob
SEKUSD	0,120	0,122	0,130	0,141		
SEKJPY	0,145	0,050	0,140	0,216		
SEKUSD	0,354	0,433	0,414	0,407		
TCW	0,332	0,022	0,016	0,013		

Appendix 3

Jarque-Bera test Modell 1					Jarque-Bera test Modell 2				
Företag	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera	P-värde	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera	P-värde	
Algoti B	-0,583	0,740	32,038	0,000	-0,067	0,221	30,388	0,000	
Assa Abloy B	-0,060	2,814	0,123	0,941	-0,069	2,886	0,080	0,961	
Assidomän	-0,006	2,653	0,301	0,860	-0,057	2,764	0,172	0,918	
Atlas Copco A	0,436	3,144	1,952	0,377	0,641	3,653	5,170	0,075	
Bergman & B	-0,422	2,998	1,782	0,410	-0,377	2,971	1,421	0,491	
Bilia	0,074	2,463	0,778	0,678	0,006	2,783	0,116	0,944	
Bure	0,746	3,958	7,868	0,020	0,815	3,910	8,716	0,013	
Cardo	0,263	2,153	2,485	0,289	0,454	2,499	2,691	0,260	
Constilium B	-0,118	4,294	4,327	0,115	-0,107	4,249	4,014	0,134	
Electrolux B	-0,163	2,394	1,183	0,553	-0,151	2,206	1,806	0,405	
Elekta B	0,773	3,982	8,377	0,015	0,742	4,334	9,952	0,007	
Esselte B	-0,540	4,560	8,999	0,011	-0,193	5,088	11,265	0,004	
Finnveden B	0,060	3,145	0,089	0,957	-0,064	2,972	0,043	0,979	
FS-Banken A	0,521	4,156	6,054	0,048	0,632	4,250	7,898	0,019	
Gambro B	0,186	3,528	1,043	0,594	0,409	3,771	3,157	0,206	
Getinge A	0,286	3,484	1,474	0,478	0,316	3,432	1,467	0,480	
Haldex	0,167	2,887	0,310	0,856	-0,082	2,359	1,094	0,579	
Hexagon B	0,561	4,699	10,368	0,006	0,317	4,765	8,799	0,012	
Holmen B	-0,297	3,045	0,889	0,641	-0,403	2,984	1,622	0,444	
Hufvudstaden	-0,705	4,180	8,459	0,015	-0,823	5,956	28,613	0,000	
Höganas B	0,269	2,344	1,802	0,406	0,296	2,381	1,900	0,387	
Industriv A	0,086	2,857	0,126	0,939	0,138	2,613	0,564	0,754	
Investor B	-0,531	2,992	2,820	0,244	-0,559	2,804	3,227	0,199	
JM	0,261	3,616	1,630	0,443	0,253	3,569	1,451	0,484	
Kinnevik B	0,478	3,365	2,615	0,270	0,419	3,154	1,813	0,404	
Lifas	0,022	2,372	0,007	0,997	-0,620	3,889	5,067	0,079	
Lindex	0,227	2,492	1,160	0,560	-0,065	3,308	0,280	0,869	
Munksjö	-0,016	2,686	0,249	0,883	0,067	2,628	0,391	0,823	
NCC B	-0,230	3,214	0,643	0,725	-0,252	3,325	0,898	0,638	
Nobel Biocare	1,096	4,648	18,802	0,000	1,048	5,099	21,986	0,000	
OM	-0,184	3,827	1,948	0,378	-0,007	4,087	2,984	0,228	
Perstorp B	-2,699	16,314	515,989	0,000	-2,496	14,472	391,345	0,000	
Platzler	-0,079	2,423	0,894	0,639	-0,151	2,365	1,236	0,539	
Sandvik	-0,006	2,558	0,488	0,784	-0,014	2,715	0,204	0,903	
SCA B	0,471	3,207	2,328	0,312	0,599	3,359	3,911	0,141	
Scania B	0,658	4,037	6,980	0,031	0,677	4,080	7,332	0,028	
Scribona B	-0,924	6,186	33,906	0,000	-0,873	6,202	33,249	0,000	
SEB A	-0,594	4,073	6,411	0,041	-0,789	4,707	13,515	0,001	
Seco Tools B	-0,207	3,031	0,431	0,806	-0,314	4,013	3,547	0,170	
Securitas B	-0,377	4,811	9,623	0,008	-0,313	4,222	4,714	0,095	
SFB A	-0,030	2,333	1,121	0,571	0,006	2,298	1,232	0,510	
Skanska B	0,125	3,340	0,446	0,800	0,414	3,536	2,431	0,297	
SKF B	-0,136	2,604	0,578	0,749	-0,194	2,808	0,470	0,790	
Spendrups B	0,293	3,429	1,320	0,517	-0,287	3,946	3,061	0,216	
SSAB A	-0,391	3,397	1,925	0,382	-0,370	3,298	1,591	0,451	
Sveada	0,777	5,878	25,888	0,000	0,744	5,823	25,448	0,000	
Sydkraft A	-0,007	5,065	10,658	0,005	-0,196	5,057	10,987	0,004	
Trelleborg B	0,563	4,909	12,277	0,002	0,497	4,485	7,983	0,018	
TV4 A	0,244	3,344	0,892	0,640	0,309	3,382	1,319	0,517	
Wihlborgs B	0,049	3,119	0,060	0,971	-0,129	3,516	0,832	0,660	
Wipac A B	-0,810	4,324	8,108	0,011	-0,731	4,801	13,388	0,001	
Ångpannef B	-0,140	3,853	2,017	0,365	0,059	3,952	2,303	0,316	
Medelvärde	-0,012	3,809	14,878	33%	-0,028	3,977	13,448	31%	

Jarque-Bera test Modell 1				
μ	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera	P-värde
SEKDKR	-0,107	2,681	0,302	0,834
SEKJPY	-0,475	3,281	2,124	0,346
SEKUSD	0,419	3,874	3,176	0,204
TCW	-0,133	2,641	0,432	0,806

Jarque-Bera test Modell 4				
μ	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera	P-värde
SEKDKR	0,941	3,999	6,709	0,071
SEKJPY	1,769	7,603	73,016	0,000
SEKUSD	1,141	4,992	19,875	0,000
TCW	0,832	3,023	6,004	0,050

Jarque-Bera test Modell 5				
μ	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera	P-värde
SEKDKR	-0,498	3,111	1,348	0,491
SEKJPY	-0,676	3,922	3,683	0,159
SEKUSD	1,195	5,025	16,768	0,000
TCW	-0,738	2,880	2,922	0,232

Appendix 5

Resultat Modell 2

Företag	R²			DW	F	P-värde	Konstl		Std. fel	P-värde	ICW	Std. fel	P-värde	SERTA		Std. fel	P-värde	USRTA		Std. fel	P-värde	
	R²	R² kor.	R² kor.				Konstl	Std. fel						SERTA	Std. fel			USRTA	Std. fel			P-värde
Agnor B	0,397	0,269	0,269	3,662	0,001	0,010	0,035			-1,043	1,105			-0,288	0,274	0,037	1,102	0,499	0,002			
Assa Abloy B	0,339	0,205	0,209	2,887	0,012	0,023	0,011			-1,572	0,806			-0,294	0,222	0,073	0,773	0,156	0,004			
Assidoman	0,264	0,132	1,959	1,996	0,059	0,006	0,020	0,018		-0,607	0,006	0,057		-0,571	0,270	0,028	0,971	0,273	0,041			
Atlas Copco	0,266	0,134	2,224	2,017	0,057	0,038	0,017	0,033		-0,321	0,604			-0,421	0,210	0,051	0,891	0,204	0,001			
Bergman & B	0,298	0,180	1,966	2,252	0,033	0,001	0,013			0,112	0,502			-0,066	0,232	0,041	0,176	0,241				
Billia	0,185	0,015	2,291	1,999	0,044	-0,002	0,024			-1,222	1,987			-0,162	0,267	0,002	0,976	0,322	0,004			
Bure	0,006	0,007	2,256	1,397	0,012	-0,006	0,019			0,841	0,563			-0,427	0,132	0,002	0,383	0,184	0,048			
Cardo	0,324	0,202	1,905	2,664	0,013	0,000	0,014			-0,043	0,507			-0,383	0,183	0,042	0,753	0,325	0,029			
Constium B	0,252	0,117	2,113	1,870	0,079	-0,053	0,016	0,002		0,205	0,802			-0,104	0,228	0,006	0,474	0,328	0,014			
Electrolux B	0,136	0,029	2,290	1,779	0,066	0,000	0,021			1,386	0,985			-0,294	0,224	0,006	0,663	0,262	0,014			
Elekta B	0,255	0,121	2,235	1,902	0,073	-0,078	0,034	0,024		-1,494	1,218			-0,564	0,505	0,001	1,338	0,817	0,038			
Esselte B	0,308	0,183	2,219	2,468	0,021	-0,008	0,016			-0,130	0,530			-0,836	0,217	0,000	0,681	0,176	0,000			
Finnveden B	0,267	0,267	1,643	3,943	0,002	0,011	0,015			0,227	0,505			-0,486	0,158	0,003	0,850	0,200	0,004			
FS-Banken A	0,247	0,111	2,065	1,820	0,088	0,018	0,014			-0,890	0,544			-0,627	0,230	0,009	0,379	0,282	0,019			
Garbro A	0,179	0,149	1,872	2,144	0,043	-0,002	0,020			0,765	0,808			-0,851	0,234	0,001	0,988	0,372	0,015			
Geastrig B	0,192	0,027	1,710	0,925	0,015	-0,101	0,015			0,500	0,936			-0,211	0,181	0,006	0,452	0,184				
Haldex	0,361	0,246	2,062	3,140	0,004	0,007	0,018			-2,039	0,986	0,044		-0,457	0,202	0,028	1,096	0,195	0,000			
Hexagon B	0,449	0,350	1,643	4,522	0,006	-0,017	0,013			0,634	0,889			-0,507	0,175	0,005	0,568	0,156	0,001			
Holmen B	0,291	0,163	2,087	2,275	0,032	-0,006	0,016			-0,702	1,026			-0,674	0,333	0,048	0,994	0,258	0,000			
Hälvåstads	0,179	0,032	1,814	1,214	0,043	-0,016	0,017			0,201	0,378			-0,131	0,148	0,006	0,191	0,176	0,004			
Högabros	0,145	0,091	1,852	2,389	0,043	-0,017	0,018	0,010		0,579	0,770			-0,181	0,201	0,006	0,452	0,276	0,004			
Industri A	0,630	0,563	2,637	9,458	0,000	0,021	0,009	0,031		-1,109	0,393	0,007		-0,332	0,126	0,011	0,677	0,143	0,000			
Investor B	0,575	0,498	1,959	7,511	0,000	-0,005	0,012			-0,304	0,382			-0,633	0,113	0,000	0,996	0,187	0,000			
JM	0,126	0,029	1,753	0,918	0,011	0,011	0,014			0,047	0,684			-0,037	0,215	0,000	0,132	0,242	0,000			
Kinnevik B	0,532	0,448	1,672	6,315	0,000	-0,006	0,022			-1,352	0,672	0,050		-0,479	0,236	0,048	0,951	0,211	0,000			
Lindab	0,248	0,112	2,056	1,830	0,088	0,007	0,013			-0,736	0,861			-0,150	0,213	0,006	0,362	0,243				
Lindex	0,247	0,111	1,710	1,321	0,088	-0,007	0,021			0,617	0,599			-0,612	0,213	0,006	0,483	0,277	0,087			
Munksjö	0,485	0,392	2,296	5,224	0,000	-0,011	0,014			-0,282	0,628			-0,557	0,191	0,005	1,040	0,209	0,000			
NCC B	0,225	0,085	1,950	1,608	0,006	-0,007	0,016			-1,057	0,563		0,066	-0,138	0,182	0,006	0,386	0,308	0,000			
Nobel Biocare	0,158	0,006	2,430	1,039	0,006	-0,024	0,017			0,072	0,765			-0,320	0,309	0,009	0,792	0,353	0,029			
OM	0,433	0,331	1,278	4,248	0,000	0,019	0,022	0,091		-1,944	1,031	0,065		0,008	0,589	0,001	0,801	0,467	0,005			
Pierstorp B	0,316	0,152	2,266	2,561	0,017	-0,038	0,022			-2,264	0,535	0,000		-0,415	0,183	0,028	0,448	0,172	0,014			
Platzler B	0,222	0,082	2,003	1,588	0,077	0,007	0,018			-0,319	0,609			-0,521	0,187	0,008	0,492	0,348				
Sandvik	0,320	0,198	1,713	2,613	0,015	0,007	0,015			-1,056	0,567	0,068		-0,313	0,233	0,003	0,998	0,214	0,007			
SCA B	0,030	0,000	2,197	1,203	0,016	0,001	0,013			0,638	0,920			-0,211	0,216	0,006	0,427	0,225	0,068			
Scaniacon	0,216	0,074	2,281	1,628	0,061	-0,011	0,016			0,172	0,873			-0,428	0,287	0,007	0,574	0,319	0,077			
Scotchtron B	0,272	0,140	2,079	2,072	0,050	-0,014	0,033			-1,081	0,581	0,060		-0,269	0,318	0,000	0,781	0,391	0,051			
SER A	0,465	0,465	1,659	6,597	0,000	-0,012	0,020			-0,568	0,626		0,000	-0,864	0,133	0,000	1,033	0,414	0,016			
Seco Tools B	0,324	0,202	2,013	2,659	0,013	0,013	0,014			-1,479	0,702	0,040		-0,086	0,120	0,000	0,401	0,195	0,045			
Securitas B	0,306	0,181	2,090	2,449	0,021	0,052	0,015	0,001		0,208	0,794			-0,288	0,257	0,000	0,499	0,271	0,001			
SKF B	0,453	0,359	1,804	1,939	0,001	0,019	0,019			0,055	0,532			-0,329	0,227	0,006	0,362	0,227	0,000			
Skanska B	0,119	-0,040	2,405	0,747	0,045	0,018	0,018			-0,148	0,600			-0,323	0,231	0,001	0,252	0,251	0,000			
SKF B	0,145	0,045	2,298	2,116	0,045	-0,012	0,021			-5,207	3,076	0,087		-0,266	0,327	0,001	0,851	0,235	0,000			
Spindstrup B	0,369	0,255	1,800	3,245	0,004	-0,037	0,018	0,044		-0,544	0,977			-0,525	0,375	0,000	1,320	0,309	0,000			
SSAB A	0,232	0,094	1,950	1,678	0,060	0,016	0,019			-0,659	0,736			-0,590	0,238	0,017	0,782	0,253	0,003			
Sveolab	0,065	0,029	1,753	0,918	0,011	-0,008	0,016			0,376	0,798		0,061	-0,447	0,286	0,001	0,562	0,367	0,000			
Sydkaft A	0,079	-0,087	2,401	0,475	0,013	0,013	0,013			-0,250	0,549			-0,001	0,166	0,000	-0,005	0,131				
Trelleborg B	0,230	0,091	2,021	1,660	0,060	-0,008	0,015			-0,215	1,025			-0,489	0,210	0,024	0,627	0,293	0,038			
TIV4 A	0,133	0,013	1,820	2,010	0,058	0,013	0,016			0,685	0,685			-0,291	0,412	0,001	0,284	0,142	0,000			
Wahlberg B	0,163	0,012	1,538	1,082	0,041	-0,011	0,017			1,100	0,557	0,054		-0,155	0,155	0,028	0,334	0,191	0,087			
Wärtsilä B	0,288	0,181	2,113	2,257	0,033	0,049	0,025	0,058		-0,528	1,016			-0,689	0,278	0,011	0,215	0,350	0,000			
Angemitter B	0,282	0,165	1,977	2,484	0,010	-0,002	0,018			0,612	0,717			-0,378	0,232	0,017	0,612	0,222	0,001			
Medelvärde																						
Andel signifikanta på 10 % nivån										67%											71%	
Andel signifikanta på 5 % nivån										48%											56%	

Företag	JPRTA			SEINF	Std. fel	P-värde	EURINF		Std. fel	P-värde	USINF	Std. fel	P-värde	JPNINF		Std. fel	P-värde	MKN		Std. fel	P-värde	
	JPRTA	Std. fel	P-värde				EURINF	Std. fel						USINF	Std. fel			P-värde	MKN			Std. fel
Agnor B	-0,091	0,032	0,055	6,162	5,513			-12,841	10,214		3,003	15,363		3,901	1,679	0,005	0,000					
Assa Abloy B	-0,084	0,046	0,055	3,446	3,022			1,889	4,554	0,089	7,307	7,040		4,223	3,270	0,001	0,537	0,200				
Assidoman	-0,062	0,046		-1,223	3,172			3,841	3,683		-1,745	6,384		0,531	2,364	0,080	0,800	0,219				
Atlas Copco	-0,027	0,059	0,067	4,804	3,294			0,376	9,071		-1,199	5,063	0,015	-1,199	2,078	0,001	0,408	0,207	0,055			
Bergman & B	-0,084	0,027	0,003	0,754	2,786			8,990	5,224	0,091	-5,571	5,516		0,187	2,302	0,049	0,499	0,223	0,030			
Billia	-0,046	0,053		-2,982	4,580			11,733	5,270	0,087	17,811	10,204	0,087	1,593	2,724	0,001	0,133	0,239	0,000			
Bure	-0,041	0,010		4,300	4,098			1,889	4,554	0,089	7,307	7,040		4,223	3,270	0,001	0,537	0,200				
Cardo	0,023	0,052		3,430	3,131			4,166	2,673		-3,057	4,599		-4,487	2,4							

Appendix 6

Resultat Modell 3

ρ	R ²	R ² kor.	DW	F	P-värde	konst.	Std. fel	P-värde	andförsäljni	std. fel	P-värde	Utländsskuld	Std. fel	r-värde
SEKEUR	0,085	0,098	1,717	2,282		-0,344	0,167	0,003	-0,941	0,477	0,004	-0,120	0,256	
SEKJPY	0,106	0,070	2,058	2,918	0,064	-0,338	0,082	0,000	0,074	0,131		0,358	0,149	0,020
SEKUSD	0,134	0,099	2,107	3,733	0,028	0,577	0,093	0,000	0,435	0,212	0,046	-0,456	0,167	0,008
ICW	0,020	-0,020	1,947	0,499		-0,187	0,172		-0,406	0,352		-0,128	0,226	

Resultat Modell 4

ρ	R ²	R ² kor.	DW	F	P-värde	konst.	Std. fel	P-värde	ruttomgäna	std. fel	P-värde
SEKEUR	0,036	0,017	2,056	1,867		0,976	0,098	0,000	-0,892	0,489	0,074
SEKJPY	0,021	0,002	1,771	1,098		0,295	0,063	0,000	0,294	0,278	
SEKUSD	0,023	0,003	2,017	1,165		0,471	0,099	0,000	0,466	0,490	
ICW	0,006	-0,014	2,185	0,292		0,772	0,097	0,000	-0,302	0,456	

Resultat Modell 5

ρ	R ²	R ² kor.	DW	F	P-värde	konst.	Std. fel	P-värde	andförsäljni	std. fel	P-värde	ruttomgäna	Std. fel	r-värde	utlandsskuld	Std. fel	P-värde
SEKEUR	0,120	0,040	2,114	1,504		-1,242	0,229	0,000	-0,800	0,409	0,009	0,104	0,104	0,019	-0,310	0,312	
SEKJPY	0,071	-0,025	2,027	0,738		-0,299	0,160	0,072	-0,280	0,310		0,229	0,454		0,361	0,217	
SEKUSD	0,193	0,127	2,065	2,944	0,048	0,780	0,176	0,000	0,316	0,160	0,056	0,060	0,473		-0,487	0,201	0,020
ICW	0,042	-0,060	1,951	0,412		-1,124	0,220	0,000	0,110	0,317		0,739	0,489		0,222	0,210	

Appendix 7

Euroområdet

	Svensk import	Svensk export
1996		
1997		
1998	2778,114	2861,753
1999	2703,54	2919,874
2000	2726,542	2845,053

USA

	Svensk import	Svensk export
1996	322,362	584,04
1997	325,943	572,263
1998	334,186	605,619
1999	335,456	647,331
2000	406,768	685,079