



**LUNDS UNIVERSITET**  
Ekonomihögskolan

Företagsekonomiska institutionen

FEKH89

Examensarbete i finansiering på kandidatnivå

VT23

# **Valutarisken inom Stockholmsbörsen**

*En kvantitativ undersökning av OMXS30-bolagens valutaexponering.*

## **Författare:**

Felix Hult

Mahdi Rahideh

André Rosdahl

## **Handledare:**

Göran Andersson

## Sammanfattning

**Titel:** Valutarisken inom Stockholmsbörsen, *en kvantitativ undersökning av OMXS30-bolagens valutaexponering.*

**Seminariedatum:** 1 juni 2023.

**Ämne/kurs:** FEKH89, Examensarbete i finansiering på kandidatnivå.

**Författare:** Felix Hult, Mahdi Rahideh & André Rosdahl.

**Handledare:** Göran Andersson.

**Nyckelord:** Valutarisk, valutaexponering, OMXS30, aktieavkastning, hedging.

**Forskningsfråga:** 1. Påverkas värdet på OMXS30-företagens noterade aktiekapital vid växelkursrörelser? 2. Går det att observera skillnader/likheter i företagens valutariskexponering?

**Syfte:** Kvantitativt undersöka valutaexponeringen för de trettio mest omsatta bolagen på Stockholmsbörsen.

**Metod:** En kvantitativ studie där två tidsseriebaserade regressionsmodeller används för varje bolag under en tioårsperiod med månadsvisa observationer. Detta med aktieavkastning som beroende variabel och valutakurs eller valutaindex som oberoende variabler.

**Teoretiskt perspektiv:** Studiens deduktiva ansats tar utgångspunkt i tidigare litteratur inom ämnet *valutaexponering* och teorier som försöker förklarar sambandet mellan växelkursrörelser och aktiepriser.

**Resultat:** En betydande andel av de undersökta bolagen uppvisar signifikant exponering mot valutakursrörelser, både vid användandet av ett värdeviktad valutaindex och vid användandet av enskilda växelkurser. Majoriteten av bolagen uppvisar positiv aktieavkastning vid depreciering av SEK och att finansiella samt icke-finansiella företag skiljer sig i deras valutaexponering baserat på vilken modell som används.

**Slutsats:** Studien finner bevis för att det även finns ett exponeringspussel i Sverige som inte kan förklaras till fullo av valda finansiella teorier. En anledning kan vara att de studerade företagen effektivt hedgar sig mot valutarisk. Studien bidrar till en pusselbit i vad akademiker i detta ämne brukar kalla för exponeringspusslet.

## Summary

**Title:** The Foreign Exchange Risk of the Stockholm Stock Exchange, *a Quantitative Analysis of the Foreign Exchange Risk Exposure of OMXS30-Firms.*

**Seminar date:** 1 June 2023.

**Course:** FEKH89, Bachelor's Thesis in Corporate Finance.

**Authors:** Felix Hult, Mahdi Rahideh & André Rosdahl.

**Advisor:** Göran Andersson.

**Key words:** Foreign exchange risk, Foreign exchange exposure, OMXS30, stock return, hedging.

**Research question:** 1. Does foreign exchange rate movements affect the equity value of OMXS30 companies? 2. Is it possible to observe any similarities/differences in the exposure between the studied firms?

**Purpose:** By using quantitative methods, measure the foreign exchange risk exposure of the 30 most traded companies on the Stockholm stock exchange.

**Methodology:** This study employs two different linear time-series regression models over a ten-year period for each of the selected companies, using monthly contemporaneous observations with the companies' stock returns as the dependent variable and movements in foreign exchange rates or a trade-weighted foreign exchange index as independent variables.

**Theoretical perspectives:** This study uses previous literature in foreign exchange exposure as well as theoretical models that describes the relationship between exchange rate movements and stock prices.

**Result:** We find statistically significant evidence for foreign exchange risk exposure for a portion of the studied firms, both against a trade-weighted foreign exchange rate index as well as against individual exchange rates. The results also show that a big majority of the significantly exposed firms are positively affected by a depreciation of the Swedish krona, and that non-financial and financial firms differ in their exposure patterns based on what regression model is used.

**Conclusion:** The results suggest that there is an exposure puzzle present in Sweden as well, that cannot be explained in full by the chosen theoretical models. This study adds to the previous literature in this area and provides a piece to what academics in this field usually refers to as the *exposure puzzle*.

## Begreppslista

**CAPEX** – Capital Expenditures.

**CAPM** – Capital Asset Pricing Model.

**Financial distress** – Ett tillstånd då ett företag inte genererar tillräckliga intäkter för att möta dess betalningsobligationer.

**Hedge/Hedging** – Användandet av finansiella instrument eller strategier för att minska eller eliminera risken för förluster från prisförändringar eller volatilitet på marknaden.

**KIX** – Sveriges riksbanks valutakursindex. Indexet beskriver utvecklingen av den svenska kronan gentemot andra valutor, viktat mot Sveriges viktigaste handelspartners. Ett högre värde innebär att kronan har försvagats och ett lägre värde innebär att kronan har förstärkts.

**OMXSPI** – Ett värdeviktat aktieprisindex över alla bolag på Stockholmsbörsen.

**OMXS30** – Ett värdeviktat aktieprisindex över de 30 mest omsatta bolagen på Stockholmsbörsen.

**OLS** – Ordinary Least Squares.

**Payoff** – Vinsten eller förlusten som erhålls vid slutdatum av ett derivatkontrakt.

**Ramsey RESET** – Ramsey Regression Equation Specification Error Test (RESET).

**Valutaexponering** – Påverkan på ett företags värde till följd av oväntade växelkursrörelser.

**Valutarisk** – Oväntade växelkursrörelser.

# Innehållsförteckning

<b>1. INLEDNING .....</b>	<b>5</b>
1.1 BAKGRUND .....	5
1.2 PROBLEMATISERING.....	6
1.3 PROBLEMFORMULERING .....	6
1.4 SYFTE.....	7
1.5 AVGRÄNSNINGAR.....	7
<b>2. TEORI OCH TIDIGARE LITTERATUR.....</b>	<b>8</b>
2.1 VALUTARISK OCH VALUTAEXPONERING .....	8
2.2 HEDGING.....	10
2.2.1 Finansiell och naturlig hedge.....	10
2.2.2 Motiv för hedging.....	12
2.2.3 Karaktärsdrag för bolag som hedgar.....	13
2.3 FLOW-ORIENTED MODEL .....	13
2.4 ASSET-MARKET APPROACH.....	14
2.5 HYPOTES .....	14
<b>3. METOD .....</b>	<b>15</b>
3.1 ÖVERGRIPANDE METOD .....	15
3.2 DATAINSAMLING.....	16
3.3 URVAL .....	16
3.4 TIDSPERIOD OCH FREKVENNS .....	17
3.5 BORTFALL AV DATA .....	18
3.6 BORTFALLSANALYS .....	18
3.7 TILLVÄGAGÅNGSSÄTT VID ANALYS .....	19
3.7.1 Regressionsmodellernas beståndsdelar .....	20
3.7.2 Bearbetning av variabler.....	23
3.7.3 Linjära och olinjära modeller.....	24
3.7.4 Valet av robusta standardfel .....	24
3.7.5 Kort om Fisher-testet för linjära regressioner.....	25
3.8 METODDISKUSSION OCH KRITIK.....	25
3.8.1 Tolkning av determinationskoefficienten.....	25
3.8.2 Tolkning av regressionskoefficienter.....	26
3.8.3 Bedömning kring tidsfördröjningar.....	27
<b>4. EMPIRI OCH RESULTAT .....</b>	<b>28</b>
4.1 DESKRIPTIV STATISTIK.....	28
4.1.1 Regressioner med KIX som oberoende variabel .....	28
4.1.2 Regressioner med individuella valutor som oberoende variabler .....	38
4.1.3 Totala förekomsten av signifikanta exponeringar.....	42
<b>5. ANALYS .....</b>	<b>45</b>
<b>6. DISKUSSION OCH SLUTSATS .....</b>	<b>48</b>
6.1 SLUTSATS.....	48
6.2 DISKUSSION .....	48
6.3 REFLEKTIONER OCH FÖRSLAG PÅ FRAMTIDA FORSKNING .....	49
<b>7. REFERENSER.....</b>	<b>51</b>
<b>8. BILAGOR.....</b>	<b>54</b>
BILAGA 1 .....	54
BILAGA 2 .....	59
BILAGA 3 .....	64

# 1. Inledning

## 1.1 Bakgrund

Relationen mellan aktiemarknader och valutamarknader är något som har fått ökad uppmärksamhet i takt med att nya kapitalmarknader har växt fram, och att länder har lättat på sina kapitalkontroller, vilket har ökat kapitalflödena mellan länder (Phylaktis & Ravazzolo, 2005). Även förekomsten av allt fler flexibla växelkursregimer har lett till en ökad uppmärksamhet för detta ämne bland forskare (Phylaktis & Ravazzolo, 2005). Enligt finansiell teori så påverkar rörelser i växelkurser värdet på multinationella företag, men även mindre export och importföretag, till följd av fluktuationer i det förväntade värdet av framtida kassaflöden (Allayannis & Ofek, 2001; Bartram, 2008; He, Liu & Zhang, 2021). Denna effekt uppstår både genom export (intäkter) och, import (kostnader) men även utländsk skuldsättning och kassaflöden från utländska dotterbolag (Adler & Dumas, 1984; Allayannis & Ofek, 2001; Jorion, 1990).

Sverige hade fram till år 1992 en fast växelkurs där den svenska kronan var kopplad till våra största handelsvalutor, så som dollar, pund och yen (Riksbanken, 2023a). Sedan november 1992 så har Sverige en flytande växelkurs vilket innebär att svenska kronan får fluktuera fritt mot andra valutor (Ekonomifakta, 2023). Denna övergång, men även det faktum att Sverige är ett exportland (SCB, 2023), innebär att fluktuationer i växelkurser nu utgör en större risk för internationellt aktiva svenska företag. För att exemplifiera visar en enkät av Nordea (2021), där 150 svenska bolag deltog, att 70 % av dessa bolag har drabbats av ekonomiska förluster till följd av valutarörelser.

Hur bolagsvärdet påverkas av rörelser i växelkurser brukar oftast inom den akademiska litteraturen benämnas exponering, eller valutariskexponering. Flertalet tidigare empiriska studier som valt att studera just hur exponerade företag är gentemot dessa växelkursrörelser har dock mötts av måttlig framgång då resultaten sällan visar någon signifikant exponering (Bartram & Bodnar, 2007).

Detta fenomen har följaktligen kommit att bli kallat *Exponeringspusslet*, till följd av just denna diskrepans mellan vad finansiell teori förutspår och den faktiska empirin, empiriska resultaten

som sällan ger några signifikanta bevis på dessa förutsägelser (Bartram & Bodnar, 2007). En av de mer framstående förklaringar till detta fenomen är att dessa företag effektivt använder sig av riskhantering och hedging för att minska deras exponering mot växelkursrörelser, till nivåer som är svåra att upptäcka empiriskt (Allayannis & Ofek, 2001).

## **1.2 Problematisering**

Med övergången till en flytande växelkurs för den svenska kronan är det av betydelse för berörda intressenter att förstå sambandet mellan valutarörelser och värdet på svenska noterade bolag. Exempelvis, så bör investerare ta hänsyn till eventuella valutarisker som kan påverka deras aktieavkastning (Ma & Kao, 1990). Genom att förstå hur aktiepriser påverkas till följd av valutaförändringar kan investerare fatta välgrundade beslut och använda denna kunskap till att justera sin risk genom att bygga en portfölj enligt personliga riskpreferenser (Hau & Rey, 2006).

I praktiken är det svårt att få svar på hur svenska börsbolag påverkas av valutafluktuationer eftersom detta ämne har fått begränsad uppmärksamhet inom svensk forskning. I stället måste man vända sig till internationella studier för att försöka få svar på om, och hur, valutafluktuationer påverkar bolagsvärdet. Det finns dock ingen internationell konsensus inom detta område, något som Bahmani-Oskooee och Saha (2015) konstaterar när de gör en genomgång av de resultat ett stort antal studier har kommit fram till inom området. Förvisso så är de flesta studierna överens om att det inte finns något långsiktigt samband mellan aktiemarknader och valutamarknader, men på kort sikt så är resultaten ambivalenta (Bahmani-Oskooee & Saha, 2015). Bahmani-Oskooee och Saha (2015) hävdar att denna ambivalens beror på vilka länder som studeras, vilken tidsperiod som undersöks och vilken frekvens man har på mätningarna. Eftersom det inte verkar finnas en tydlig konsensus inom området, och särskilt inte för svenska bolag, ger det skäl att vidare undersöka detta – något denna studie ämnar göra.

## **1.3 Problemformulering**

Med problematiseringen som grund, så kommer denna studie att försöka svara på följande frågeställningar:

1. Påverkas värdet på OMXS30-företagens noterade aktiekapital vid växelkursrörelser?
2. Går det att observera skillnader/likheter i företagens valutariskexponering?

## **1.4 Syfte**

Syftet med denna studie är att kvantitativt undersöka valutaexponeringen för de trettio mest omsatta bolagen på Stockholmsbörsen. Då det inte råder någon klar konsensus huruvida växelkursrörelser påverkar värdet på företag så ämnar denna studie därmed att bidra till den existerande litteraturen genom att fokusera på företag i den svenska kontexten.

## **1.5 Avgränsningar**

Denna studie kommer att avgränsas till att endast undersöka de trettio bolag som återfinns i OMXS30 indexet per den 17 april 2023, av två anledningar. För det första, så tillhör dessa bolag de mest omsatta på Stockholmsbörsen (Nasdaq, 2023). Denna goda likviditet medför att aktiepriset i varje stund godtyckligt representerar marknadsvärdet av det noterade egna kapitalet. För det andra, så korrelerar OMXS30 väl med det bredare indexet OMXSPI (Nasdaq, 2023), och därför kan resultaten tänkas ha en viss överförbarhet till resterande noterade svenska bolag av liknande storlekar och verksamheter. Vidare kommer enbart valutakurserna EUR/SEK, CNY/SEK, USD/SEK, GBP/SEK, JPY/SEK, PLN/SEK, NOK/SEK att undersökas samt det viktade valutaindexet KIX, vilket motiveras i kapitel 3. Slutligen så avgränsas studien till 10 år tillbaka i tiden, vilket också motiveras i kapitel 3.

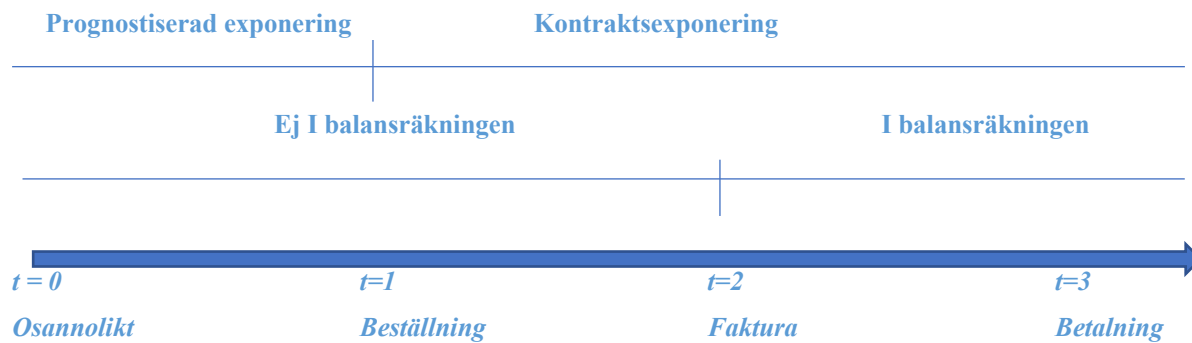


## 2. Teori och tidigare litteratur

### 2.1 Valutarisk och valutaexponering

När det kommer till valutamarknaden och hur bolag påverkas av den bör det först klargöras vad som kan klassificeras som *valutarisk*, för att sedan kunna undersöka hur pass *exponerade* företag är för nämnda valutarisk. En av de första studierna som undersökte valutarisk och valutaexponering var Adler och Dumas (1984), som definierar valutarisk som *oväntade* växelkursrörelser. Valutaexponering är, å andra sidan, hur företaget påverkas av valutarisken och kan alltså definieras som effekten på bolagets värde till följd av en oväntad växelkursrörelse (Adler & Dumas, 1984). Studien av Adler och Dumas (1984) är, utöver definitionerna, även relevant då den hävdar att valutaexponering mot en växelkurs kan ses som en regressionskoefficient på liknande sätt som betavärdet mäter en tillgångs exponering till marknadsrisk i CAPM.

Bolag behöver generellt sett inte beakta valutaexponering om deras verksamhet enbart agerar på en inhemsk marknad. Valutaexponering blir i stället oftast relevant när ett företag börjar exportera och importera och därmed blir mer integrerade i den internationella marknaden (Jankensgård, Alviniussen & Oxelheim, 2020). Valutaexponering som uppstår till följd av kommersiella affärer inom kärnverksamheten brukar kallas *transaktionsexponering* och illustreras i figur 1. Transaktionsexponering uppstår till följd av växelkursrörelsers effekt på specifika kassaflöden som är i utländsk valuta (Martin & Mauer, 2003). Denna exponering uppstår ofta under kortare tidsperioder då värdet på den utländska valutan, som kassaflödet är uttryckt i, kan ändras från tiden då ett kontrakt sluts till tidpunkten då betalning faktiskt sker (Martin & Mauer, 2003).



Figur 1 Transaktionsexponering (Jankensgård, Alviniussen & Oxelheim, 2020).

Ekonomisk exponering är en annan typ av valutaexponering som uppstår från ändringar i försäljningspriser, försäljningsvolymerna och inköpskostnader för företaget och dess konkurrenter till följd av ändringar i växelkurser vilket ofta brukar uppstå långsiktigt (Martin & Mauer, 2003).

För att estimerar valutaexponering för bolag med få men stora ordrar i utländsk valuta kan det räcka med att följa en sekvens som i figur 1. Men att hantera valutaexponering på detta sätt, när ett bolag har många affärsenheter som handlar i samma valuta, kan leda till ineffektivitet vilket har lett till användandet av statistiska modeller i linje med den som Adler och Dumas (1984) presenterar för att mäta valutaexponering. Många studier som har undersökt valutaexponering och vilka underliggande faktorer som ligger bakom den tar avstamp i definitionerna och idéerna framlagda av Adler och Dumas (1984). Dock så tenderar flertalet av studier i detta ämne att inte uppnå den mängd signifikanta resultat som tillfredsställer vad forskare har förutspått, vilket har gett upphov till ett fenomen som kallas för exponeringspusslet (Bartram & Bodnar, 2007).

En av de tidigaste studierna inom detta var Jorion (1990) som undersökte valutaexponeringen för ett urval av 287 multinationella amerikanska företag. I studien visades det att endast 15 av de 287 undersökta företagen hade en statistiskt signifikant exponeringskoefficient vilket enbart är 5 % av de undersökta företagen. I en studie av (Hagelin & Pramborg, 2004) som undersökte valutaexponeringen för ett urval svenska företag finner de att 24 % av företagen var signifikant exponerade mot valutarisk på 10 % signifikansnivå men enbart 13,4 % på 5 % signifikansnivå. Liknande resultat presenterades i en nyare studie av He, Liu och Zhang (2021) som undersökte

valutaexponeringen för kinesiska företag där de finner att 20,7 % av de undersökta företagen hade en signifikant exponering mot rörelser i ett vägt valutaindex.

Allayannis och Ofek (2001) använde sig av ett liknande tillvägagångssätt för att undersöka om användandet av valutaderivat för hedging hade en effekt på graden av valutariskexponering. I linje med tidigare forskning använde de sig av en regression för att mäta valutariskexponering för att därefter testa om företagens andel valutaderivat av totala tillgångar påverkade graden av valutariskexponering. Studien hittade att användandet av valutaderivat hade ett starkt negativt samband med valutariskexponering, vilket de menar kan betyda att bolag använder valutaderivat för att hedga i stället för att spekulera. Denna slutsats drar även Bartram (2019). Likaså hittar Bartram (2008) resultat som tyder på att företag använder sig av hedgingaktiviteter som minskar företagets valutariskexponering till nivåer som kan vara svåra att identifiera empiriskt. Vidare, så har det rapporterats att andelen utländsk försäljning korrelerar med högre valutaexponering då en större andel utländsk försäljning innebär högre känslighet för växelkursrörelser (Doidge, Griffin & Williamson, 2006; Jorion, 1990). Större företag som med högre sannolikhet är mer integrerade internationellt och som därav bör ha en högre valutaexponering har dock påvisats ha en mindre valutaexponering, vilket kan förklaras av att de har större resurser för att effektivt hedga sig mot valutarisk (Wei & Starks, 2013).

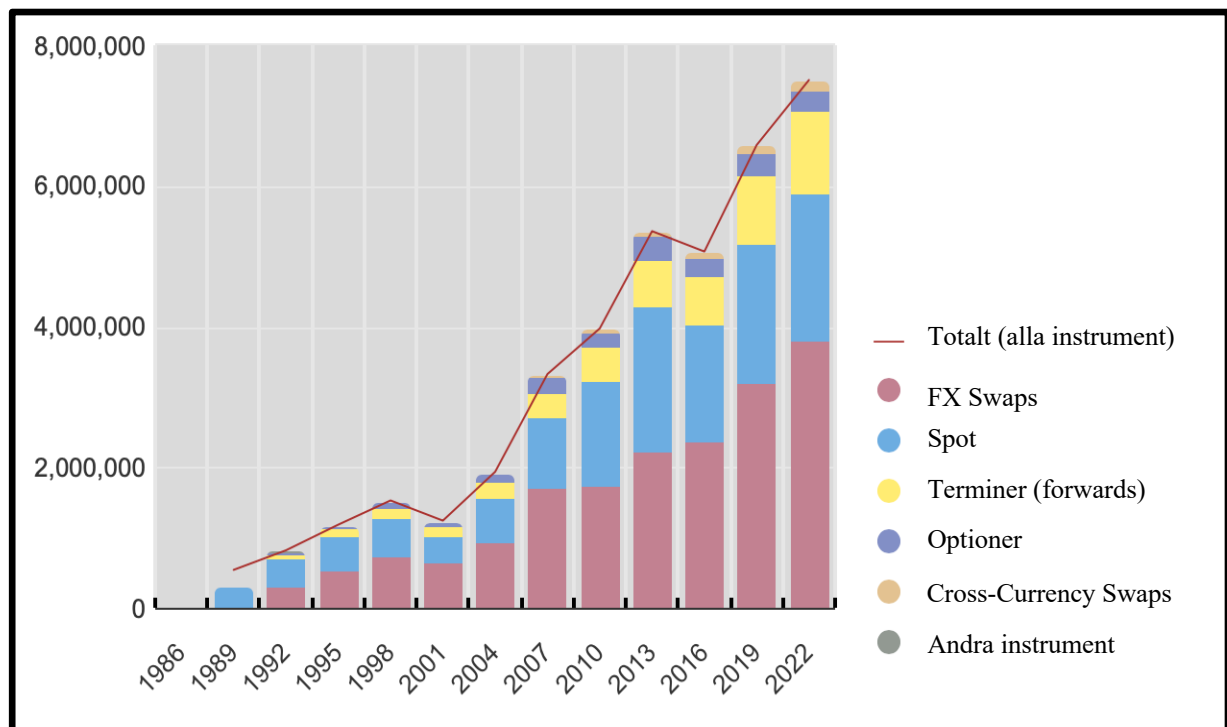
## **2.2 Hedging**

Som tidigare nämnts, så har tidigare forskning föreslagit att valutahedging kan vara en faktor som påverkar företags valutaexponering i den utsträckningen att den kan vara svårt att upptäcka empiriskt. Riskhantering och hedging är viktiga områden inom finans, och har studerats flitigt inom den finansiella litteraturen där en drös praktiska resonemang och strategier ges på hur en kan välja att hedga, och vilka derivat eller andra hedgingmöjligheter som finns till förfogande. Däremot råder det ingen klar konsensus kring frågor såsom vilken slags risk som bör hedgas och hur det görs bäst (Froot, Scharfstein & Stein, 1993).

### **2.2.1 Finansiell och naturlig hedge**

Det finns primärt två sätt för ett företag att hedga sig. Det ena är genom finansiell hedging och det andra är genom naturlig hedging. Det förstnämnda sättet är oftast genom användning av

diverse derivat, dessa kan exempelvis vara olika terminskontrakt (forwards och futures), optioner eller valutaswaps (Jankensgård, Alvinussen & Oxelheim, 2020). Finansiell hedging på företagsnivå är oftast på en kortsiktig basis i syfte att minska risken som uppstår från transaktionsexponering, som illustreras i figur 1 (Kim, Mathur & Nam, 2006). Det är även värt att beakta att dessa olika derivat skiljer sig i huruvida deras payoff är linjär eller olinjär. Terminer besitter ofta en linjär payoff där ett företag kan försäkra sig mot förlust men offerar även möjligheten för en positiv payoff medan olinjära derivat såsom optioner sätter ett golv för förlusten till optionspremien, men tillåter fortfarande möjligheten att för en positiv payoff (Jankensgård, Alvinussen & Oxelheim, 2020). I figur 2 illustreras det att derivatmarknaden även har sett en explosionsartad ökning under de senaste åren. En naturlig hedge kan i korthet däremot sägas uppstå när ett företag har kostnader såväl som intäkter i samma valuta vilka kan ta ut varandra i viss mån (Jankensgård, Alvinussen & Oxelheim, 2020). Naturlig hedging minskar därmed risken för bolag som är ekonomiskt exponerade, det vill säga att denna hedging är mer långsiktig (Kim, Mathur & Nam, 2006). Vidare, så är inte fallet att det ena sättet måste väljas över det andra. Naturlig hedging och finansiell hedging är komplementära, och båda strategierna kan effektivt minska ett företags exponeringsrisk (Kim, Mathur & Nam, 2006).



Figur 2 Globala valutamarknadens omsättning (Miljon USD) (McGuire, 2022).

### 2.2.2 Motiv för hedging

När det kommer till valutarisk så definierar Jankensgård, Alviniussen och Oxelheim (2020) det som *variabiliteten* i företagets prestationer till följd av rörelser i valutakurser. Liknande resonemang presenteras av Bodnar och Wong (2003) som säger att anledningen till att företag intresserar sig för deras valutaexponering är för att kunna hitta sätt att hantera kassaflödesvolatilitet som uppstår till följd av växelkursrörelser. Anledningen till att företag väljer att hedga har debatterats inom litteraturen där en anledning som tas upp är individuella chefers riskpreferens (Jankensgård, Alviniussen & Oxelheim, 2020). Jankensgård, Alviniussen och Oxelheim (2020) menar dock fortsättningsvis att grunden för hedgingbeslut som följer individuella chefers riskpreferens inte kan överföras till bolagsnivå. Detta eftersom chefers beslutsförmåga ska användas i *bolagets* intresse i första hand. Därmed ska detta, i teorin, betyda att chefer hedgar utifrån bolagets behov och inte utifrån sina personliga riskpreferenser.

Andra anledningar till att bolag väljer att hedga härstammar från avvikelser från Modigliani-Miller propositionerna, med marknadsimperfectioner så som skatter, financial distress-kostnader och konkurskostnader (Froot, Scharfstein & Stein, 1993). Att hedga sig mot valutarisk, eller variabilitet i företagsprestation, i en värld där Modigliani-Miller propositionerna är uppfyllda, presenterar inte ett övertygande resonemang för hedging på bolagsnivå. Detta då hedging inom perfekta kapitalmarknader är irrelevant för värdet på bolaget (Geyer-Klingeberg, Hang & Rathgeber, 2019). För att illustrera, så innebär till exempel en hedge genom ett forward-kontrakt att bolaget undviker nackdelarna med att kursen går ner, men även fördelarna med att den också kan gå upp och vice versa. Detta leder till att kontraktets förväntade värde förblir noll, om inte negativ vid inkludering av transaktionskostnader (Jankensgård, Alviniussen & Oxelheim, 2020). I stället hävdar finansiell forskning att svaret ligger i att effekten av variabiliteten i ett bolags prestationer, som till exempel kassaflödesvolatilitet till följd av växelkursrörelser, är asymmetrisk i den mening att förlusten på att en växelkurs går ner är större än vinsten på att den går upp och vice versa, vilket i sig inte är förvånande när vi beaktar existensen av nämnda marknadsimperfectioner. Till exempel, i ett scenario då ett bolags kassaflöden är på låga nivåer så blir det svårare att investera i nya projekt, betala tillbaka lån och betala ut utdelningar medan kassaflöden på höga nivåer inte nödvändigtvis innebär ökad lönsamhet (Jankensgård, Alviniussen & Oxelheim, 2020).

### **2.2.3 Karaktärsdrag för bolag som hedgar**

Tidigare litteratur som försökt undersöka teoretiska motiv för hedging på bolagsnivå har kommit fram till blandande resultat, vilket inte tillåter några slutgiltiga slutsatser (Arnold, Rathgeber & Stöckl, 2014; Geyer-Klingeberg, Hang & Rathgeber, 2019). Däremot, i en meta-regressionsanalys av Geyer-Klingeberg, Hang och Rathgeber (2019) som undersökte 175 primärstudier inom detta ämne hittar de att bolag som hedgar tenderar att vara stora, lönsamma och geografiskt diversifierade företag med höga CAPEX, utdelningar, hög skuldsättningsgrad och låg räntetäckningsgrad. De menar att detta kan förklaras med att lönsamhet innebär att finansiella resurser är tillgängliga för implementering av hedgingstrategier. Bolagets storlek innebär att stordriftsfördelar är relevant för implementering av större riskhanteringsprogram. Den signifikansen som återfinns gentemot geografisk diversifiering är i linje med det tidigare nämnda exponeringsargumentet. Det vill säga att bolag som är mer exponerade mot växelkursrörelser, genom till exempel en högre andel utlandsförsäljning, har större incitament att hedga sig. Vidare kan fynden kring hög skuldsättningsgrad och låg räntetäckningsgrad vara bevis för att bolag med dessa karaktärsdrag hedgar då de innehar större risk att hamna i ”financial distress”, i linje med vad teorin säger om imperfekta marknader.

### **2.3 Flow-oriented model**

Dornbusch och Fischer (1980) utvecklar en modell för att förklara hur förändringar i ett lands växelkurs påverkar dess bytesbalans och internationella konkurrenskraft. Om ett lands valuta apprecierar, det vill säga det aktuella landets valuta förstärks, så blir dess exportvaror dyrare för andra länder vilket är den negativa aspekten med en apprecierad valuta. Den positiva aspekten med en apprecierad valuta är att det blir billigare för det aktuella landet att köpa importvaror. En deprecierad valuta, det vill säga att det aktuella landets valuta minskar i värde, har ett omvänt export/import samband. En deprecierad valuta leder till att det aktuella landets exportvaror blir billigare att köpa för andra länder, medan det blir dyrare att importera varor. Dessa förhållanden leder till att en apprecierad valuta slår hårdare mot företag som i högre grad är beroende av export då en apprecierad valuta minskar efterfrågan på deras produkter, medan företag som är beroende av import gynnas av detta (Fauziah, Moeljadi & Ratnawati, 2015). Å andra sidan så gynnar en deprecierad valuta i högre utsträckning företag som är beroende av export då deras produkter blir billigare för utländska köpare vilket ökar dess efterfrågan, medan import blir dyrare vilket borde slå hårdare mot företag som är

beroende av import (Fauziah, Moeljadi & Ratnawati, 2015). Dessa förhållanden bör leda till att ett företags aktiepris påverkas beroende på om en appreciering/depreciering av valutan gynnar eller missgynnar företaget i fråga eftersom ändrade intäkter eller kostnader kan leda till en förändring i företagets framtida kassaflöde (Fauziah, Moeljadi & Ratnawati, 2015). Ett förändrat kassaflöde bör då, enligt Flow-oriented model, i sin tur flöda igenom till aktiepriset (Fauziah, Moeljadi & Ratnawati, 2015).

## **2.4 Asset-market approach**

Asset-market approach menar att det endast finns ett svagt, eller inget, samband mellan aktiepriser och växelkurser (Farooq, Keung & Kazmi, 2004). Detta då växelkurser och aktiepriser ses som oberoende tillgångar utifrån detta perspektiv, och därför kommer det framtida priset för en valuta eller aktie, precis som för andra tillgångar, bestämmas utifrån vad för framtida förväntningar som investerare har på denna tillgång (Farooq, Keung & Kazmi, 2004). Till exempel så kan det komma nyheter som påverkar ett lands växelkurs positivt eller negativt, men dessa nyheter behöver inte ha något samband med aktiemarknaden, och därför behöver inte aktiemarknaden påverkas (Farooq, Keung & Kazmi, 2004). Värt att beakta i detta sammanhang är dock att det kan finnas faktorer som driver båda marknader samtidigt, utan att marknaderna själva driver varandra (Muhammad, Rasheed & Husain, 2002). Ett exempel är att ränteförändringar kan driva både växelkurser och aktiekurser samtidigt (Muhammad, Rasheed & Husain, 2002).

## **2.5 Hypotes**

Med studiens syfte och frågeställning som bakgrund så presenteras här nedan denna studiens hypotes. Avsikten med hypotesen är att klargöra den ambivalens som återfinns i den tidigare forskningen. Samtidigt möjliggör hypotesen ytterligare diskussion kring tillämpningen av Asset-market approach och Flow-oriented model.

*H0: Enskilda företag i OMXS30-indexet är inte exponerade mot valutarisk.*

*H1: Enskilda företag i OMXS30-indexet är exponerade mot valutarisk.*

## 3. Metod

### 3.1 Övergripande metod

Denna uppsats bygger huvudsakligen på insamling av kvantitativa data för statistisk bearbetning. Den insamlade datan består av tidsserier innehållande aktiepriser, växelkurser och relevanta index under den valda 10-åriga tidsperioden. Efter insamlingen av relevant data har 30 separata regressioner utförts, med aktieavkastningen för varje företag i vårt urval som beroende variabel. Vi har valt att ha två olika regressionsmodeller, något som kommer att motiveras i efterföljande avsnitt. Skillnaden mellan dessa är att den ena modellen använder Riksbankens KIX som oberoende variabel, medan den andra modellen använder sig av separata växelkurser för ett urval av relevanta valutor. Dessa resultat sammanfogas sedan för att ge ett ytterligare djup i den statistiska bearbetningen.

Vidare har vi valt att beakta Covid-19 pandemin som en möjlig period av förändrade statistiska samband och har därför valt att i den ena regressionsmetoden försöka fånga detta som en dummy-variabel, medan vi i den andra metoden delar upp datan i två olika perioder. Covid-19 pandemin har kodats till att vara allt efter, och inklusive, januari 2020. I båda metoder har OMXSPI använts som kontrollvariabel. Detta återfinns i tidigare forskning inom området och den huvudsakliga tanken är att Stockholmsbörsen som kontrollvariabel fångar upp de flesta andra samband som kan förklara rörelser i aktiepriser, och det som blir kvar är därmed bolagets individuella valutaexponering. Samtidigt har det minskat behovet av att ha fler oberoende variabler och därmed risken för urvalsfel när det kommer till valet av dessa.

Slutligen har de kvantitativa resultaten översiktligt studerats med en kvalitativ metod. Avsikten har varit att försöka hitta gemensamma nämnare för de bolag som påvisar signifikanta resultat, men också för de bolag som inte gör det. Anledningen till att detta inte också gjorts kvantitativt har varit en bristfällig tillgång av standardiserade kvantitativa beskrivande nyckeltal, som är relevanta för valutaexponeringen hos svenska bolag, i alla fall när det kommer till de datakällor som vi har haft tillgång till. Dessutom redovisar bolagen ofta sin valutarisk och sina derivattillgångar på en väldigt översiktlig nivå. Det har således varit problematiskt att skapa egna standardiserade nyckeltal utifrån publikt tillgängliga data. Den kvalitativa metoden har också möjliggjort en djupare diskussion, där vi försöker förklara resultaten med hjälp av arbetets teoretiska ramverk.



### 3.2 Datainsamling

Vi har inhämtat månadsvisa prisdata för företag, växelkurser och index med första mätpunkt 2013-03-31 och sista mätpunkt 2023-03-31. Inom parentes beskrivs vilken databas som använts för varje variabel. Följande data har använts:

1. Aktieprisdata för alla enskilda företag som ingår i OMXS30, per den 31 mars 2023.  
(*Refinitiv Eikon*)
2. Nominell växelkursdata för: EUR/SEK, CNY/SEK, USD/SEK, GBP/SEK, JPY/SEK, PLN/SEK, NOK/SEK (*Riksbanken*)
3. Prisdata för: OMXSPI (*Refinitiv Eikon*)
4. Data för: KIX (*Riksbanken*)

### 3.3 Urval

Vårt urval består av de trettio bolag som ingår i OMXS30 indexet per den 10 maj 2023. Sex av de trettio företagen undersökta är verksamma inom den finansiella sektorn. De icke-finansiella företagen är alla i någon utsträckning integrerade internationellt, antingen i Norden, Europa eller globalt.

Valet av de trettio mest omsatta aktierna grundar sig i att det saknas forskning inom vårt område för den svenska marknaden i nutid. Dessa bolag anses vara ett lämpligt urval eftersom de är väldigt likvida. Som tidigare nämnt, i avsnitt 1.5, kan därför bolagens senaste aktiepriser tänkas representera marknadsvärdet, för det egna kapitalet, på ett godtyckligt sätt i varje stund. Dessutom så är de flesta bolagen relativt stora och de representerar således en betydande andel av Stockholmsbörsen totala marknadsvärde. Vidare, har OMXS30 som helhet en hög korrelation med OMXSPI under vald tidsperiod, något som visas i figur 3. Detta innebär att bolagen i urvalet är en god representation för Stockholmsbörsen och har en stor korrelation med Sveriges aktiemarknad i helhet.

OMXSPI	
OMXS30	0,96

Figur 3 Korrelation mellan OMXS30 och OMXSPI under den valda tidsperioden

För att undersöka hur bolagen påverkas av valutafluktuationer så har vi valt att undersöka dels hur bolagens aktiekurser påverkas av att den svenska kronans växelkurs förändras mot enskilda valutor, dels vid förändringar i KIX-indexet. KIX-indexet är Riksbankens egna valutakursindex som mäter hur den svenska kronans värde förändras i förhållande till 32 andra valutor. Varje valuta i KIX-indexet viktas utifrån hur mycket Sverige handlar med valutan i fråga, där vikterna tar hänsyn till både import-, export- och "tredje lands" effekter (Riksbanken, 2023c). KIX-indexet förklarar därmed hur det genomsnittliga svenska företags valutaexponering ser ut, men för det enskilda bolaget kan vikterna för utlandshandel se olika ut.

De enskilda bilaterala valutor som vi har valt att inkludera är euro, kinesisk yuan, amerikansk dollar, brittisk pund, japansk yen, polsk zloty och norsk krona. Dessa sju valutor har valts då de alla har vikter över 2 % i KIX-indexet, det vill säga att det är dessa sju valutor som är mest relevanta för den svenska ekonomin, enligt Riksbanken. För vidare läsning kring viktningen i KIX-indexet, se bilaga 3. Anledningen till att just 2 % valts som avgränsning har varit arbetets omfång, och att resterande valutor är mindre relevanta för Sveriges ekonomi.

### **3.4 Tidsperiod och frekvens**

Denna studie använder en tioårig tidsperiod som löper från 2013-03-31 till 2023-03-31 och som även har delats upp i två delperioder som är 2013-03-31 till 2019-12-31 samt 2020-01-31 till 2023-03-31 till följd av Covid-19 pandemin. Beslutet att begränsa tidsperioden till tio år tillbaka är att detta leder till relativt många datapunkter samtidigt som resultaten kan ge ett tolkningsvärde för nuet och tiden efter finanskrisen 2008. Finanskrisen ledde till stora förändringar i derivatmarknaden med nya regleringar som följd (Federal Reserve Bank of New York, 2023). Därför anser vi att denna avgränsning leder till en bättre tolkning av nutida samband.

Valet av en frekvens på månadsbasis grundar sig dels i att vissa av våra databaser var begränsade, dels att det har använts i tidigare studier i ämnet (Allayannis & Ofek, 2001; Bartram, 2008). En månadshorisont är inte nödvändigtvis optimalt utan längre horisonter kan även användas (Bodnar & Wong, 2003). Dock så tenderar frekvenser som är kortare än en månad att innehålla mer brus i datan (Allayannis & Ofek, 2001; Bodnar & Wong, 2003). I denna studie är datan för våra variabler samtida, alltså att de är alla mätta vid samma tidpunkt.

Det är dock inte osannolikt att effekten av en växelkursförändring kan ha en släpande effekt på den beroende variabeln, i detta fall aktiepriset. Dock menar Bartram (2008) att tidigare studier som undersökt denna släpande effekt tenderar att hitta liten, om någon alls, signifikans att detta skulle vara fallet. Bartram (2008) Han menar att detta i så fall kan föreslå att sådan tillgänglig information snabbt reflekteras i aktiepriset. Se avsnitt 3.8.3 för en fördjupad diskussion kring detta.

### **3.5 Bortfall av data**

Vissa bolag som idag ingår i OMXS30 grundades, eller noterades, för kortare tid än 10 år sedan. Detta innebär att vi har färre datapunkter för dessa bolag. Berörda bolag är: Essity, Evolution, Sinch och Samhällsbyggnadsbolaget i Norden. Detta innebär att dessa bolag har 70, 97, 90 respektive 101 mätpunkter till skillnad från övriga bolag som har 121. Vi anser att detta bortfall inte påverkar helhetsbilden eftersom dessa fyra bolagen utgör en liten andel av alla trettio bolag. Centrala gränsvärdessatsen säger att ett urval blir normalfördelat desto större urvalet är, och vid tillräckligt många mätpunkter bör feltermen i regressionen vara godtyckligt normalfördelat (Gujarati, 2022). Eftersom antalet mätpunkter fortfarande är tillräckligt många för även dessa bolag (tumregel på 30+) kan vi anta att centrala gränsvärdessatsen håller, vilket innebär en hyfsad normalfördelning av feltermerna. Detta gör att vi fortfarande kan tolka signifikansen för regressionskoefficienterna.

### **3.6 Bortfallsanalys**

Bortfallet av ovannämnda data bedöms inte utgöra något större problem för arbetet då det fortfarande finns ett tillfredställande antal mätpunkter. Dock så kan det finnas händelser, både på aktiemarknaden och valutamarknaden, som kan ha haft en påverkan på övriga bolag under bortfallsperioden vilket därmed inte kommer återspeglas i de resultat som presenteras för Essity, Evolution, Sinch och Samhällsbyggandsbolaget i Norden. Färre antal mätpunkter leder också till ett större standardfel, och således är tröskeln högre när det kommer till förkastning av nollhypotesen för dessa bolag.

### 3.7 Tillvägagångssätt vid analys

Vårt val av metod grundar sig i tidigare kvantitativa studier inom ämnet. Det finns två modeller som oftast används inom den finansiella akademiska litteraturen för att mäta ett företags valutariskexponering. De modeller som används är de följande:

1.  $R_t = \alpha + \beta_1 R_{FXI_t} + \beta_m R_{m_t} + \epsilon$
2.  $R_t = \alpha + \beta_1 R_{FX1_t} + \beta_2 R_{FX2_t} + \dots + \beta_n R_{FXn_t} + \beta_m R_{m_t} + \epsilon$

Se till exempel Bartram (2008); He, Liu och Zhang (2021); Jankensgård, Alviniussen och Oxelheim (2020); och Jorion (1990).

Där:

- $R_t$  Är företagets aktieavkastning.
- $R_{FXI_t}$  Är avkastningen på ett vägt valutaindex.
- $R_{FX_t}$  Är avkastningen på en viss vald relevant valutakurs.
- $R_{m_t}$  Är marknadsportföljens avkastning.
- $\alpha$  Är regressionens skärningspunkt med y-axeln ( $R_t$ ).
- $\beta$  Är en regressionskoefficient.
- $\epsilon$  Är feltermen i regressionen.

För regressionen som sträcker sig över hela tioårsperioden så har vi i denna studie valt att introducera en dummy-variabel som representerar tidsperioden före och efter Covid-19 pandemin. Detta för att undersöka om pandemin haft någon effekt på företagens valutaexponering. Den reviderade modellen ser ut som följande:

$$R_t = \alpha + \beta_1 \Delta FXI_t + \beta_m R_{m_t} + D_3 COVID + \epsilon$$

*Modell 1*

Utöver modell 1 så har denna studie valt att konstruera ytterligare en modell där det viktade valutaindexet är utbytt mot de sju största enskilda valutakurserna som ingår i KIX-indexet.

Modellen ser ut som följande, där valutakurserna är uttryckta som antal svenska kronor som krävs per utländsk valutaenhet:

$$R_t = \alpha + \beta_1 \Delta EUR_t + \beta_2 \Delta CNY_t + \beta_3 \Delta USD_t + \beta_4 \Delta GBP_t + \beta_5 \Delta JPY_t + \beta_6 \Delta PLN_t + \beta_6 \Delta NOK_t + \beta_m R_{m_t} + D_8 COVID + \epsilon$$

*Modell 2*

Genom att använda dessa två modeller får vi ett ytterligare djup i studien, samtidigt som vi fångar upp båda metoder som beskrivs i den tidigare forskningen.

### 3.7.1 Regressionsmodellernas beståndsdelar

#### $R_t$

Den fundamentala förklaringen till företags intresse för valutaexponering ligger i att förstå hur deras kassaflöden påverkas av valutarörelser och utefter det hitta sätt att hantera denna kassaflödesvolatilitet (Bodnar & Wong, 2003). Med detta i beaktning så bör egentligen en undersökning av ett bolags valutaexponering ske genom att undersöka bolagets egentliga kassaflöden och hur dessa påverkas av valutarörelser. Vissa studier väljer att undersöka valutaexponering genom att studera just kassaflöde, som till exempel Bartram (2008), men många studier väljer att använda sig av aktiepriset istället, vilket vi även valt att göra i denna studie. Detta kan motiveras med att marknadsvärdet för ett bolag per definition är nuvärdet av alla framtida kassaflöden (Bodnar & Wong, 2003). Detta tillvägagångssätt simplificerar insamlingen av data avsevärt samtidigt som den stämmer överens med definition given av Adler och Dumas (1984) som mäter valutariskexponering som effekten av en oväntad växelkursrörelse på företagets värde, vilket är definitionen som används i majoriteten av studier i detta ämnet.

#### $R_{m_t}$

Den tidiga modellen för valutaexponering som presenterades av Adler och Dumas (1984) använde sig inte av en marknadsportfölj som kontrollvariabel, vilket det flesta studier som genomförts senare valt att inkorporera. Denna tidiga modell fångar snarare ett företags *totala* valutariskexponering och ser ut som följande:

$$R_t = \alpha + \beta_1 R_{FXI_t} + \epsilon$$

Det kan sägas att ett företags *totala* valutariskexponering består av två beståndsdelar, den ena är den genomsnittliga förändringen i det förväntade nuvärdet av kassaflöden vid växelkursrörelser och den andra är icke-växelkursrelaterade faktorer som påverkar företagets värdering och som sporadiskt korrelerar med växelkursrörelser (Bodnar & Wong, 2003). Den andra effekten består delvis av makroekonomiska effekter som påverkar värdet på företaget så som räntor och investerarsentiment vilket ofta är korrelerat med rörelser i växelkurser (Bodnar & Wong, 2003). För att kontrollera för dessa makroekonomiska faktorer så väljer som sagt många studier att även använda sig av avkastningen på en marknadsportfölj som en kontrollvariabel i syfte att öka precisionen av estimeringen av valutaexponering (Al-Shboul & Anwar, 2014). Detta resulterar i att  $\beta_{n1}$  från modell 1, 2 och 3 och 2 representerar valutariskexponeringen som skillnaden mellan den totala exponeringen och marknadsportföljens exponering och kallas inom litteraturen för *residualexponeringen* för ett företag (Bodnar & Wong, 2003). Denna studie väljer därmed att använda sig av en marknadsportfölj som kontrollvariabel just för att kontrollera för makroekonomiska faktorer som kan korrelera med rörelser i växelkurser.

$$R_{FXI_t}$$

Utefter diskussionen i föregående stycke kan vi nu visa att koefficienten  $\beta_n$  från modell 1 och 2 representerar ett företags residualexponering för växelkursrörelser vilket vi genomgående i denna studie benämnt valutaexponering. Då enskilda företag kan vara mer eller mindre exponerade mot olika valutor till följd av strukturen på deras verksamhet, både inhemskt och internationellt, så blir valet av vilken växelkurs som bör undersökas givetvis viktigt för att få relevanta resultat. Majoriteten av studier i detta ämne använder sig dock av ett viktat valutaindex i stället, se (Al-Shboul & Anwar, 2014; Allayannis & Ofek, 2001; He, Liu & Zhang, 2021). Detta kan förklaras med att växelkurser ofta är korrelerade med varandra, om den inhemska valutan försvagas tenderar den att göra det mot alla andra valutor samtidigt (Jankensgård, Alvinussen & Oxelheim, 2020). Jankensgård, Alvinussen och Oxelheim (2020) menar till och med att man kan använda sig av endast en växelkurs i sin modell då den kan fånga den kombinerade effekten av alla korrelerade variabler i stället för den marginella

effekten av en enstaka växelkurs i en multivariabelmodell. Att använda ett valutaindex kringgår då eventuella problem med multikollinearitet när fler valutor används i modellen.

Även om ett viktat valutaindex kan vara användbart för att mäta den inhemska valutans generella styrka så kan användandet av det göra att företagsspecifika relationer till enskilda relevanta valutakurser inte fångas upp i önskvärd utsträckning. Detta då företag, som tidigare nämnt, kan vara mer eller mindre exponerade mot olika valutor till följd av deras specifika verksamheter. I ett försök att få ett större djup i denna studie så används även en modell där de enskilda bilaterala växelkurserna är inkluderade.

## **COVID**

I mars 2020 erkände The World Health Organization (WHO) covid-19 som en pandemi (WHO, 2020). Till följd av detta, och de hårda restriktionerna, följde även ekonomisk osäkerhet runt om i världen. Bazán-Palomino och Winkelried (2021) visar att osäkerhet och växelkursvolatilitet tenderar att röra sig tillsammans och att då perioder av hög osäkerhet kan vara associerat med hög volatilitet i valutamarknaden. I perioder av osäkerhet bör det vara svårare att förutspå framtida växelkursrörelser. Då vi i denna studie har följt definitionen som lades fram av Adler och Dumas (1984), som definierar valutarisk som oväntade växelkursrörelser, så är det möjligt att valutaexponeringen för de studerade företagen har påverkats av covid-19 pandemin. Men även att vissa företag i specifika branscher påverkas mer positivt eller negativt än andra. En studie av Bazán-Palomino och Winkelried (2021) visar dock att covid-19 pandemin enbart hade en måttlig inverkan på valutamarknaden jämfört med andra kriser, så som den globala finanskrisen och Brexit. För att resultaten inte ska vara missvisande så delar vi dels upp modell 1 i två delperioder utöver den ursprungliga tioårsperioden, dels implementerar vi en dummy-variabel som representerar tidsperioden före och efter covid-19 pandemin. I denna studie behandlas starten av pandemin som januari 2020.

Anledningen till att vi i modell 1 både har med en dummy-variabel och delar upp analysen i pre- och post-covid är för att både fånga skillnader i skärningspunkt genom dummy-variabeln och för att analysera skillnader i känslighet,  $\beta$ , mellan de olika tidsperioderna. I modell 2 har vi i stället endast använt en dummy-variabel, utan uppdelning mellan perioder. Vid hög multikollinearitet kan det vara svårt att tyda individuella effekter från koefficienterna (Gujarati, 2022), i vårt fall  $\beta$ . Preliminära analyser visade att de valutor vi valt generellt har

medelgoda korrelationer, något som visas i figur 4 nedan. Vi har därför gjort bedömningen att skillnader i resultat från en uppdelning i två tidsperioder inte går att med säkerhet tolka som faktiskt signifikanta skillnader. Därmed har vi nöjt oss med att undersöka skillnaden i skärningspunkten för modell 2.

	EURSEK	CNYSEK	USDSEK	GBPSEK	JPYSEK	PLNSEK	NOKSEK
	K						K
EURSEK	1,00	0,65	0,65	0,49	0,58	0,60	0,09
CNYSEK	0,65	1,00	0,87	0,57	0,61	0,27	0,13
USDSEK	0,65	0,87	1,00	0,52	0,58	0,19	0,07
GBPSEK	0,49	0,57	0,52	1,00	0,25	0,30	0,21
JPYSEK	0,58	0,61	0,58	0,25	1,00	0,23	0,09
PLNSEK	0,60	0,27	0,19	0,30	0,23	1,00	0,20
NOKSEK	0,09	0,13	0,07	0,21	0,09	0,20	1,00

Figur 4 Korrelationsmatris mellan valda valutor i studien

### 3.7.2 Bearbetning av variabler

Som diskuterats ovan, har tidigare forskning estimerat valutaexponeringen för företag genom att sätta aktieavkastningen som beroende variabel, rörelse i valutaindex som oberoende variabel och marknadsportföljen som kontrollvariabel. Vår extraktion av prisdata består dock av absoluta värden. En vanlig ekonometrisk bearbetning är att vid tidsserieanalys beräkna procentuella förändringar, i stället för att göra en regression på de absoluta värdena. Detta beror på att datan vid en tidsserieanalys kan sägas ha olika nivåer och eventuell icke-stationäritet samt trend i datan bör filtreras bort på detta sätt (Jankensgård, Alviniussen & Oxelheim, 2020). Aktieavkastning och valutaförändringar är kända för att följa sådana trender



(Jankensgård, Alvinussen & Oxelheim, 2020) och därför har valet gjorts att ”logaritmera” tidsserierna och beräkna de procentuella förändringarna, på följande sätt:

$$\% - \text{förändring för variabel } x = \ln\left(\frac{x_t}{x_{t-1}}\right)$$

Denna bearbetning gör att en frihetsgrad tappas. Men eftersom vi har 121 observationer för de absolut flesta bolagen, bedömer vi att påverkan på standardfelet är minimal. Efter denna bearbetning har vi månadsvisa data med procentuell förändring för: varje enskilt bolag, KIX och OMXSPI.

### 3.7.3 Linjära och olinjära modeller

Tidigare forskning har ofta använt sig av linjära regressionsmodeller vid undersökningen av valutaexponering. Den ambivalensen som återfinns i denna forskning har dock lett till att andra försökt undersöka ifall förhållandet mellan valutakurser och bolagsvärde i stället är olinjärt (Al-Shboul & Anwar, 2014; Bartram & Bodnar, 2007). Detta verkar inte ha löst svaret på exponeringspusslet, då endast ett begränsat antal företag uppvisar förbättrad signifikans när olinjära regressionsmodeller används (Bartram & Bodnar, 2007). För att undersöka om vår data verkar uppvisa ett linjärt förhållande, eller inte, har vi kört Ramsey’s RESET test och kombinerat detta med analyser av spridningsdiagram. Vår analys visade inte någon övertygande bevisning för att sambanden skulle vara olinjära. I denna studie använder vi därför en linjär regressionsmodell och antar således att relationen mellan växelkursrörelser och aktieavkastning är linjär.

### 3.7.4 Valet av robusta standardfel

Robusta standardfel kan användas för att minska problem med heteroskedasticitet och autokorrelation i regressionsmodellen (Gujarati, 2022). I bilaga 1 finner ni grafer över residualerna tillhörande regressionerna. Även om många regressioners residualer kan anses vara godtyckligt normalfördelade, har vi valt att använda oss av robusta standardfel för att förhindra ovannämnda problem för valda tidsserier. Detta leder till bredare konfidensintervall i och med att standardfelen blir större vid användandet av robusta sådana. För oss innebär det

att ett signifikant värde kan anses ha ett än högre tolkningsvärde än om vi inte hade använt oss av robusta standardfel.

### **3.7.5 Kort om Fisher-testet för linjära regressioner**

Fishers test ger en bild av regressionens- och determinationskoefficientens signifikans (Gujarati, 2022). För de regressioner som inte uppnår 5 % signifikans, har vi valt att förkasta resultaten. Berörda regressionsresultat har alltså inte tolkats och dessa regressioner har markerats med röd text i kapitel 4 och bilaga 2.

## **3.8 Metoddiskussion och kritik**

Vald metod verkar vara den lämpligaste utifrån tidigare forskares förhållningssätt. Metoden tar hänsyn till flera problematiska aspekter, så som icke-stationäritet, heteroskedasticitet och autokorrelation. Användningen av marknadsportföljen som kontrollvariabel gör att effekter som är korrelerade med valutakursen kan ”filtreras” bort. Det leder i sin tur till att regressionskoefficienterna kan sägas bättre representera en faktisk valutaexponering. Det finns dock ett antal problematiska aspekter med vald metod, och vi har valt att diskutera detta nedan.

### **3.8.1 Tolkning av determinationskoefficienten**

Determinationskoefficienten säger oss hur mycket av variationen hos den beroende variabeln (aktiepriset) som förklaras av de oberoende variablerna (växelkurs, marknadsportfölj) (Gujarati, 2022). I vårt fall så innebär det att det kan bli svårt att särskilja hur stor del av determinationskoefficienten som beror på växelkursrörelser, kontra hur stor del som beror på rörelser i marknadsportföljen (OMXSPI). Eftersom vår frågeställning bara undersöker huruvida en påverkan finns, och inte graden av påverkan, bedömer vi inte att det påverkar svaret. Dessutom påvisar vald metod endast en valutaexponering om även de individuella regressionskoefficienterna är signifikanta, vilket ytterligare förstärker argumentet. I analysen och diskussionen kommer detta att tas i beaktning, och stor försiktighet kommer att läggas vid att försöka utvärdera graden av påverkan på aktiepriset.

### 3.8.2 Tolkning av regressionskoefficienter

Regressionskoefficienterna i våra modeller mäter företagets valutaexponering. Eftersom den underliggande datan mäter växelkurser som antal svenska kronor som krävs per utländsk valutaenhet, så innebär en positiv regressionskoefficient att en försvagning av kronan (gentemot berörd valuta) leder till en ökning i bolagets aktiepris. Värdet på regressionskoefficienten specificerar hur många procent ökningen, eller minskningen, i aktiens avkastning är vid en procents förändring i växelkursen. Om regressionskoefficienten har ett absolutbelopp som är mindre än ett, så innebär det att bolagets aktieavkastning påverkas med mindre än en procent, när den svenska kronan antingen förstärks eller försvagas en procent gentemot berörd utländsk valuta. Detta visas i ekvation 1 nedan. För en regressionskoefficient med ett större absolutbelopp än ett, innebär det att aktieavkastningen i stället är större än en procent. Detta visas i ekvation 2. Observera att med tanke på att den underliggande datan är i procent, se avsnitt 3.7.2, så är regressionskoefficienterna och deras påverkan också uttryckta i procentenheter.

$$|\beta| \leq 1 \Rightarrow \Delta R_t \leq 1 \%$$

*Ekvation 1 Förändringen i aktieavkastning vid en regressionskoefficient som är mindre än, eller lika med, ett.*

$$|\beta| > 1 \Rightarrow \Delta R_t > 1 \%$$

*Ekvation 2 Förändringen i aktieavkastning vid en regressionskoefficient som är större än ett.*

Ett problem som finns vid tolkningen av regressionskoefficienterna är att det inte går att med säkerhet avgöra den exakta exponeringen, särskilt i modell 2. Att konstatera en exakt exponering gentemot en viss valuta kan vara svårt, även om regressionsmodellen ger oss ett visst värde på regressionskoefficienten. Detta särskilt eftersom problem med multikollinearitet kan finnas, som tidigare diskuterat, och det kan vara så att en regressionskoefficient även fångar upp effekter från andra valutor som Jankensgård, Alvinussen och Oxelheim (2020) diskuterar. Regressionskoefficienterna kommer därför att tolkas restriktivt i denna studie. Större vikt kommer att läggas vid om koefficienten är positiv eller negativ, och om den är signifikant, än det exakta värdet av exponeringen.

### 3.8.3 Bedömning kring tidsfördröjningar

Vid valet av metod har en diskussion funnits kring införandet av tidsfördröjningar i datan. En analys gjordes med lämpliga tidsfördröjningar på växelkurserna, varvid vi inte lyckades förbättra regressionernas signifikanser. För vidare läsning, se bilaga 2. Detta samstämmer med vad Bartram (2008) funnit, som skriver följande:

Note that exchange rates and interest rates are considered observable variables at time  $t$  (i.e. this information is presumed to be available to market participants in real-time). Several studies consider lagged effects (e.g. Bartov and Bodnar, 1994, Bartov and Bodnar, 1995, Amihud, 1994, Walsh, 1994), but typically find only weak if any significance for lagged exchange rates, suggesting that information is quickly reflected in stock prices in line with the market efficiency hypothesis.

Vi har med grund i våra egna analyser, ovanstående citat och arbetets omfång valt att exkludera regressioner med tidsfördröjning i resultaten.

## 4. Empiri och resultat

### 4.1 Deskriptiv statistik

Nedan följer resultaten från de olika regressionerna. Resultaten är uppdelade mellan de olika regressionsmodellerna som beskrivits i kapitel 3, och olika tidsperioder. För modell 1 (KIX) följer tre tabeller: en över den totala 10-årsperioden, en före Covid-19 pandemin och en efter Covid-19 pandemin.

Följande beteckningar används för att markera signifikansnivåer för regressionskoefficienter:

\*\*\* = Signifikansnivå 1 %

\*\* = Signifikansnivå 5 %

\* = Signifikansnivå 10 %

Efter varje regressionskoefficients värde följer även ett värde i parentes, detta betecknar det exakta p-värdet.

Vidare, betecknar  $n$  antalet mätpunkter och  $R^2$  betecknar determinationskoefficienten. Det ska även tilläggas att de flesta regressioners F-värden var signifikanta på minst 5 %-nivå och majoriteten på 1 %-nivå. De regressioner som inte uppfyller 5 %-nivån för Fishers test har rödmarkerats i tabellen. Inga regressioner som haft regressionskoefficienter med signifikans på 5 %-nivå eller starkare har påverkats av detta.

#### 4.1.1 Regressioner med KIX som oberoende variabel

I nedanstående avsnitt presenteras regressionsresultaten från modell 1. Först presenteras resultat för hela tidsperioden, sedan för tiden före Covid-19 och sist efter Covid-19. Efter varje tidsperiod följer en sammanställningstabell som visar de bolag som uppvisat en signifikant exponering gentemot KIX.

## Totala tioårsperioden

Bolag	KIX	OMXSPI	Covid-Dummy	$\alpha$	$n$	$R^2$
ABB Ltd	0,645** (0,0104)	0,970*** (0)	1,003 (0,163)	-0,335	120	0,592
Alfa Laval AB	-0,690** (0,0145)	1,126*** (0)	0,731 (0,500)	-0,121	120	0,542
Assa Abloy AB (b)	0,977*** (0,000374)	0,944*** (0)	-0,512 (0,500)	0,211	120	0,528
Astra Zeneca PLC	0,861** (0,0228)	0,420*** (0,00112)	-0,0463 (0,967)	0,821	120	0,126
Atlas Copco AB (a)	0,393 (0,180)	1,165*** (0)	-0,0899 (0,921)	0,335	120	0,605
Atlas Copco AB (b)	0,373 (0,177)	1,143*** (0)	0,0390 (0,966)	0,33	120	0,602
Autoliv Inc.	0,140 (0,760)	1,197*** (1,25e-10)	-0,371 (0,790)	0,212	120	0,408
Boliden AB	0,473 (0,318)	1,147*** (1,95e-08)	0,579 (0,717)	0,164	120	0,323
Electrolux AB (b)	0,644 (0,182)	1,117*** (0)	-0,949 (0,471)	-0,557	120	0,37
Essity AB (b)	0,951** (0,0161)	0,427** (0,0124)	-0,836 (0,521)	0,452	69	0,169
Evolution AB	-1,703* (0,0760)	0,725*** (0,00785)	-0,708 (0,783)	4,583***	96	0,132
Getinge AB (b)	0,365 (0,482)	1,060*** (2,08e-05)	1,115 (0,525)	-0,779	120	0,263
Hennes & Mauritz AB (b)	0,634 (0,320)	1,082*** (6,47e-09)	-0,131 (0,936)	-1,181	120	0,294

Hexagon AB (b)	-0,475 (0,117)	1,149*** (0)	0,00607 (0,994)	0,597	120	0,598
Investor AB	0,417*** (0,00753)	1,062*** (0)	0,235 (0,670)	0,363	120	0,781
Kinnevik AB (b)	0,0203 (0,959)	1,332*** (0)	-0,292 (0,826)	-0,0632	120	0,494
Nibe Industrier AB (b)	-0,745 (0,119)	1,281*** (1,97e-10)	0,677 (0,684)	1,434**	120	0,438
Nordea Bank Ab	0,228 (0,494)	0,996*** (0)	1,156 (0,339)	-0,751	120	0,412
Samhällsbyggnadsbolaget i Norden AB (b)	-1,400* (0,0648)	1,244*** (9,37e-05)	-4,547* (0,0865)	3,063*	100	0,235
Sandvik AB	0,429 (0,247)	1,268*** (0)	0,144 (0,887)	-0,284	120	0,548
Sinch AB	-1,758 (0,105)	1,313*** (0,00295)	-2,995 (0,412)	2,398	89	0,194
Skandinaviska Enskilda Banken AB (a)	-0,128 (0,705)	0,903*** (2,79e-09)	0,458 (0,700)	-0,269	120	0,378
SKF AB (b)	0,0118 (0,976)	1,146*** (0)	0,190 (0,862)	-0,628	120	0,496
Svenska Cellulosa SCA AB (b)	1,036** (0,0132)	0,701*** (2,41e-05)	-0,247 (0,850)	0,678	120	0,232
Svenska Handelsbanken AB (a)	-0,185 (0,572)	0,650*** (2,55e-08)	-0,189 (0,875)	-0,335	120	0,273
Swedbank AB (b)	0,0125 (0,976)	0,795*** (8,41e-08)	0,736 (0,601)	-0,662	120	0,246
Tele 2 AB (b)	0,523 (0,152)	0,425*** (0,000241)	-0,892 (0,430)	0,267	120	0,123

Telefonaktiebolaget LM Ericsson (b)	0,901 (0,110)	0,556*** (0,00107)	-0,566 (0,710)	-0,598	120	0,112
Telia Company AB	0,560* (0,0605)	0,314*** (0,00142)	-0,740 (0,462)	-0,531	120	0,108
Volvo AB (b)	0,0599 (0,831)	1,121*** (0)	0,504 (0,610)	-0,214	120	0,516

Tabell 1 Valutaexponering över den totala tioårsperioden med KIX som oberoende variabel

Bolag	P < 0,05	P < 0,01
ABB Ltd	X	
Alfa Laval AB	X	
Assa Abloy AB (b)		X
Astra Zeneca PLC	X	
Essity AB (b)	X	
Investor AB		X
Svenska Cellulosa SCA AB (b)	X	

Tabell 2 Sammanställning av bolag med minst 95 % signifikans gentemot KIX

Ur tabell 1 kan vi se att 7 av de 30 bolagen undersökta uppvisar signifikans på minst 5 %, dessa bolag är ABB Ltd, Alfa Laval AB, Assa Abloy AB (b), Astra Zeneca PLC, Essity AB (b), Investor AB och Svenska Cellulosa SCA AB (b). Alla bolag som visar signifikans



förutom Alfa Laval AB har en positiv exponeringskoefficient vilket innebär att deras aktiekurs påverkas positivt av en deprecierad krona och negativt av en apprecierad krona.

### Pre-Covid

Bolag	KIX	OMXSPI	$\alpha$	$n$	$R^2$
ABB Ltd	0,186 (0,573)	1,032*** (4,77e-10)	-0,282	81	0,512
Alfa Laval AB	-0,622* (0,0730)	1,182*** (0)	-0,176	81	0,457
Assa Abloy AB (b)	1,042*** (0,00673)	0,879*** (4,46e-08)	0,244	81	0,412
Astra Zeneca PLC	0,978** (0,0335)	0,689*** (4,48e-05)	0,598	81	0,23
Atlas Copco AB (a)	0,192 (0,603)	1,364*** (0)	0,232	81	0,613
Atlas Copco AB (b)	0,0486 (0,885)	1,398*** (0)	0,212	81	0,639
Autoliv Inc.	-0,0913 (0,865)	1,257*** (2,68e-06)	0,218	81	0,349
Boliden AB	0,290 (0,619)	1,523*** (7,05e-08)	-0,0724	81	0,385
Electrolux AB (b)	0,239 (0,691)	0,960*** (3,38e-07)	-0,354	81	0,218
Essity AB (b)	0,738 (0,179)	0,582** (0,0101)	0,414	30	0,237
<b>Evolution AB</b>	<b>-1,033 (0,339)</b>	<b>0,764 (0,178)</b>	<b>4,498**</b>	<b>57</b>	<b>0,052</b>
Getinge AB (b)	-0,164 (0,783)	1,621*** (1,33e-10)	-1,077	81	0,408

Hennes & Mauritz AB (b)	-0,0946 (0,910)	1,148*** (2,33e-07)	-1,072	81	0,249
Hexagon AB (b)	-0,930* (0,0506)	1,384*** (0)	0,522	81	0,545
Investor AB	0,301 (0,119)	1,149*** (0)	0,324	81	0,772
Kinnevik AB (b)	1,030** (0,0118)	1,067*** (1,09e-07)	-0,0863	81	0,384
Nibe Industrier AB (b)	-0,0523 (0,887)	1,264*** (4,58e-10)	1,297**	81	0,424
Nordea Bank Ab	-0,158 (0,698)	1,265*** (0)	-0,865	81	0,485
<b>Samhällsbyggnadsbolaget i Norden AB (b)</b>	<b>-1,004 (0,320)</b>	<b>0,228 (0,598)</b>	<b>3,620**</b>	<b>61</b>	<b>0,014</b>
Sandvik AB	-0,0551 (0,914)	1,402*** (0)	-0,277	81	0,473
Sinch AB	-1,881* (0,0806)	1,700** (0,0137)	2,19	50	0,234
Skandinaviska Enskilda Banken AB (a)	-0,0602 (0,883)	0,951*** (1,09e-10)	-0,319	81	0,341
SKF AB (b)	-0,825* (0,0601)	1,377*** (0)	-0,617	81	0,503
Svenska Cellulosa SCA AB (b)	1,012** (0,0436)	0,817*** (8,74e-05)	0,598	81	0,276
Svenska Handelsbanken AB (a)	-0,177 (0,573)	0,865*** (2,24e-10)	-0,494	81	0,413

Swedbank AB (b)	0,117 (0,795)	0,831*** (5,51e-09)	-0,712	81	0,221
Tele 2 AB (b)	0,0247 (0,955)	0,437** (0,0167)	0,365	81	0,085
Telefonaktie bolaget LM Ericsson (b)	0,994 (0,215)	0,818*** (4,87e-05)	-0,81	81	0,171
Telia Company AB	-0,0535 (0,868)	0,379*** (0,00192)	-0,446	81	0,1
Volvo AB (b)	-0,555* (0,0967)	1,432*** (0)	-0,31	81	0,522

Tabell 3 Valutaexponering gentemot KIX före Covid-19 pandemin

Bolag	P < 0,05	P < 0,01
Assa Abloy AB (b)		X
Astra Zeneca PLC	X	
Kinnevik AB (b)	X	
Svenska Cellulosa SCA AB (b)	X	

Tabell 4 Sammanställning av bolag med minst 95 % signifikans gentemot KIX, före Covid-19 pandemin

För perioden pre-covid så är det fyra bolag som uppvisar signifikans till skillnad från sju för hela tioårsperioden. Dessa fyra bolag är Astra Zeneca, Assa Abloy, Svenska Cellulosa och Kinnevik. Assa Abloy har, likt över hela tioårsperioden, fortsatt ett p-värde under 0,01, medan Astra Zeneca och Svenska Cellulosa fortsatt har ett p-värde under 0,05. Kinnevik uppvisade inte någon signifikans för hela tioårsperioden, men visar signifikans på 5 % för perioden pre-covid. Samtliga signifikanta bolag har en positiv exponeringskoefficient.

## Post-Covid

Bolag	KIX	OMXSPI	$\alpha$	$n$	R <sup>2</sup>
ABB Ltd	1.351*** (0.000588)	1.038*** (0)	0,553	39	0,733
Alfa Laval AB	-0.947 (0.103)	1.052*** (1.41e-06)	0,679	39	0,621
Assa Abloy AB (b)	1.006** (0.0414)	0.988*** (0)	-0,329	39	0,71
<b>Astra Zeneca PLC</b>	<b>0.0176 (0.979)</b>	<b>0.122 (0.514)</b>	<b>1,03</b>	<b>39</b>	<b>0,017</b>
Atlas Copco AB (a)	0.300 (0.561)	1.025*** (2.60e-06)	0,332	39	0,621
Atlas Copco AB (b)	0.377 (0.458)	0.982*** (5.23e-06)	0,456	39	0,599
Autoliv Inc.	0.430 (0.627)	1.203*** (3.99e-05)	-0,194	39	0,478
Boliden AB	-0.0635 (0.940)	0.828*** (0.00512)	0,976	39	0,284
Electrolux AB (b)	1.762** (0.0324)	1.387*** (1.07e-07)	-1,775	39	0,589
<b>Essity AB (b)</b>	<b>1.006* (0.0788)</b>	<b>0.392* (0.0745)</b>	<b>-0,371</b>	<b>39</b>	<b>0,13</b>
Evolution AB	-2.863 (0.114)	0.522 (0.137)	4,113**	39	0,256

<b>Getinge AB</b> <b>(b)</b>	0.0378 (0.966)	0.656* (0.0714)	0,593	39	0,156
Hennes & Mauritz AB <b>(b)</b>	1.830* (0.0846)	1.223*** (0.000196)	-1,519	39	0,395
Hexagon AB <b>(b)</b>	-0.181 (0.671)	1.045*** (3.02e-10)	0,628	39	0,725
Investor AB	0.426 (0.140)	1.008*** (2.78e-10)	0,626	39	0,798
Kinnevik AB <b>(b)</b>	-1.233* (0.0800)	1.310*** (1.14e-08)	-0,206	39	0,642
Nibe Industrier AB <b>(b)</b>	-1.988** (0.0454)	1.102*** (0.000193)	2,344	39	0,477
Nordea Bank Ab	0.316 (0.640)	0.840*** (0.00143)	0,481	39	0,362
Samhällsbyggnadsbolaget i Norden AB <b>(b)</b>	0.298 (0.789)	2.038*** (4.42e-06)	-2,103	39	0,543
Sandvik AB	1.016* (0.0709)	1.273*** (0)	-0,206	39	0,682
Sinch AB	-2.078 (0.345)	1.118* (0.0759)	-0,456	39	0,175
Skandinaviska Enskilda Banken AB <b>(a)</b>	-0.366 (0.576)	0.836*** (0.00183)	0,251	39	0,417
SKF AB <b>(b)</b>	1.024 (0.173)	1.154*** (9.19e-10)	-0,553	39	0,572
<b>Svenska Cellulosa SCA AB (b)</b>	0.810 (0.282)	0.594** (0.0190)	0,515	39	0,176

Svenska Handelsbanken AB (a)	-0.699 (0.361)	0.436** (0.0309)	-0,35	39	0,203
Swedbank AB (b)	-0.265 (0.746)	0.730*** (0.00483)	0,139	39	0,274
Tele 2 AB (b)	1.419* (0.0524)	0.554*** (0.000862)	-0,793	39	0,225
<b>Telefonaktiebolaget LM Ericsson (b)</b>	<b>0.119 (0.883)</b>	<b>0.272 (0.298)</b>	<b>-0,924</b>	<b>39</b>	<b>0,042</b>
Telia Company AB	1.545*** (0.00625)	0.422*** (0.00546)	-1,437	39	0,206
Volvo AB (b)	0.473 (0.326)	0.987*** (1.50e-06)	0,318	39	0,594

Tabell 5 Valutaexponering gentemot KIX efter Covid-19 pandemin

Bolag	P < 0,05	P < 0,01
ABB Ltd		X
Assa Abloy AB (b)	X	
Electrolux AB (b)	X	
Nibe Industrier AB (b)	X	
Telia Company AB		X

Tabell 6 Sammanställning av bolag med minst 95 % signifikans gentemot KIX, efter Covid-19 pandemin

För den andra delperioden, post-covid, så uppvisar fem bolag signifikans mot KIX-indexet. Assa Abloy, Nibe Industrier och Electrolux visar ett p-värde under 0,05 medan ABB och Telia Company visar ett p-värde under 0,01.

Assa Abloy visar därmed signifikans både för hela tioårsperioden, pre-covid samt post-covid. Dock på 5 % signifikansnivå för post-covid perioden tillskillnad från 1 % signifikans för hela tioårsperioden och pre-covid. ABB hade ett p-värde under 0,05 för hela tioårsperioden, men uppvisade ingen signifikans när endast perioden pre-covid undersöktes. Nu uppvisar de ett p-värde under 0,01.

Nibe Industrier, Telia Company och Electrolux visar varken signifikans för hela tioårsperioden eller pre-covid, men för perioden post-covid så gör de det, där Nibe Industrier uppvisar en negativ exponeringskoefficient vilket enbart har uppvisats en gång tidigare bland de signifikanta bolagen (för Alfa Laval över hela tioårsperioden).

#### 4.1.2 Regressioner med individuella valutor som oberoende variabler

Nedan återfinns regressionsresultat från modell 2. Efteråt följer återigen en sammanställningstabell med endast de bolag som uppvisat en signifikant exponering gentemot en viss valuta.

Bolag	EUR	CNY	USD	GBP	JPY	PLN	NOK	OMXS PI	Covid- Dumm y	$\alpha$	n	R <sup>2</sup>
ABB Ltd	0,779 (0,196)	0,161 (0,547)	-0,227 (0,388)	0,221 (0,234)	-0,0679 (0,703)	-0,117 (0,681)	-0,147 (0,418)	0,995*** 0	0,907 (0,193)	- 0,40	120	0,61
Alfa Laval AB	-0,339 (0,586)	0,249 (0,576)	-0,483 (0,247)	0,168 (0,624)	-0,0591 (0,805)	-0,206 (0,587)	0,0566 (0,832)	1,059*** (2,48e- 10)	0,620 (0,571)	0,04	120	0,55
Assa Abloy AB (b)	0,782* (0,0982)	0,436 (0,230)	0,263 (0,363)	0,0436 (0,853)	-0,285 (0,132)	-0,642** (0,0183)	0,0867 (0,642)	1,010*** 0	-0,817 (0,267)	0,14	120	0,59
Astra Zeneca PLC	-0,580 (0,377)	-0,227 (0,541)	0,831** (0,0185)	0,306 (0,387)	-0,0475 (0,857)	0,397 (0,237)	-0,147 (0,575)	0,383*** (0,00839)	0,0743 (0,947)	0,72	120	0,17
Atlas Copco AB (a)	-0,109 (0,848)	0,157 (0,681)	0,109 (0,742)	0,0244 (0,916)	0,237 (0,138)	-0,145 (0,624)	-0,264 (0,263)	1,231*** 0	-0,0576 (0,951)	0,26	120	0,63

Atlas Copco AB (b)	-0,0647 (0,907)	0,127 (0,751)	0,160 (0,652)	0,0308 (0,895)	0,174 (0,250)	-0,150 (0,610)	-0,246 (0,297)	1,208*** 0	0,0564 (0,952)	0,24	120	0,62
Autoliv Inc.	-0,844 (0,372)	0,804 (0,155)	-0,352 (0,473)	0,815** (0,0133)	-0,318 (0,286)	-0,329 (0,498)	0,101 (0,745)	1,000*** (3,44e-08)	-0,692 (0,604)	0,50	120	0,48
Boliden AB	-0,726 (0,417)	2,109*** (0,000349)	-1,663*** (0,00206)	-0,00493 (0,992)	-0,00537 (0,988)	0,376 (0,505)	0,499 (0,189)	0,881*** (0,000138)	0,250 (0,870)	0,71	120	0,41
Electrolux AB (b)	0,0368 (0,966)	0,461 (0,421)	-0,548 (0,315)	0,360 (0,384)	0,0128 (0,966)	0,220 (0,646)	0,287 (0,377)	0,964*** (1,09e-07)	-0,999 (0,454)	-0,35	120	0,38
Essity AB (b)	-0,0727 (0,958)	-0,0187 (0,969)	0,429 (0,527)	0,220 (0,629)	-0,00927 (0,983)	0,579 (0,404)	-0,557 (0,166)	0,495** (0,0143)	-0,905 (0,500)	0,39	69	0,22
Evolution AB	2,188 (0,303)	-1,993 (0,155)	0,197 (0,800)	0,336 (0,609)	-0,545 (0,363)	-0,933 (0,289)	0,203 (0,729)	0,831*** (0,00562)	-0,453 (0,860)	4,054**	96	0,18
Getinge AB (b)	1,072 (0,361)	-0,102 (0,885)	-0,693 (0,370)	0,546 (0,162)	0,400 (0,173)	0,0587 (0,921)	-0,968** (0,0293)	1,195*** (4,84e-09)	1,269 (0,458)	-1,08	120	0,34
Hennes & Mauritz AB (b)	-0,463 (0,646)	-0,606 (0,288)	0,587 (0,342)	0,500 (0,220)	-0,0269 (0,935)	0,671 (0,162)	-0,0658 (0,866)	0,975*** (8,71e-05)	0,0980 (0,951)	-1,21	120	0,31
Hexagon AB (b)	0,120 (0,796)	0,580* (0,0965)	-0,843** (0,0196)	0,233 (0,386)	0,000818 (0,996)	-0,609** (0,0175)	0,108 (0,609)	1,102*** 0	-0,228 (0,793)	0,80	120	0,63
Investor AB	0,696* (0,0559)	0,0783 (0,715)	0,0713 (0,709)	-0,143 (0,319)	-0,120 (0,264)	-0,146 (0,488)	-0,136 (0,358)	1,149*** 0	0,138 (0,801)	0,24	120	0,79
Kinnevik AB (b)	1,637** (0,0228)	1,081* (0,0923)	-1,608*** (0,00363)	-0,201 (0,550)	-0,0992 (0,700)	-0,373 (0,296)	-0,310 (0,233)	1,425*** 0	-0,656 (0,609)	-0,04	120	0,56
Nibe Industrier AB (b)	0,800 (0,405)	0,544 (0,464)	-0,557 (0,320)	-0,365 (0,458)	-0,154 (0,608)	-0,957 (0,115)	-0,317 (0,441)	1,463*** (3,37e-06)	0,319 (0,853)	1,358**	120	0,46
Nordea Bank Ab	-0,527 (0,483)	-0,369 (0,248)	0,765** (0,0346)	0,188 (0,555)	-0,356 (0,137)	0,272 (0,437)	0,500** (0,0439)	0,861*** (1,85e-09)	1,177 (0,308)	-0,68	120	0,46
Samhällsbyggnadsbolaget i Norden AB (b)	0,610 (0,752)	-0,866 (0,458)	-0,134 (0,890)	0,251 (0,765)	0,147 (0,839)	-0,773 (0,425)	-0,431 (0,505)	1,390*** (0,000304)	-4,460 (0,117)	2,84	100	0,24
Sandvik AB	-0,631 (0,279)	0,302 (0,466)	-0,277 (0,431)	0,192 (0,579)	0,287 (0,169)	0,199 (0,576)	0,298 (0,258)	1,132*** 0	0,224 (0,832)	-0,04	120	0,56



Sinch AB	-0,429 (0,860)	-1,609 (0,410)	-0,266 (0,869)	0,870 (0,374)	0,176 (0,848)	0,487 (0,725)	-0,158 (0,842)	1,141** (0,0217)	-2,411 (0,540)	2,31	89	0,22
Skandi navisk a Enskil da Banke n AB (a)	-0,539 (0,447)	-0,455 (0,175)	0,669* (0,0869)	0,0708 (0,791)	-0,444** (0,0291)	0,291 (0,390)	0,677*** (0,00598)	0,739*** (1,31e- 09)	0,457 (0,685)	- 0,12	120	0,45
SKF AB (b)	-0,695 (0,291)	-0,152 (0,694)	0,304 (0,474)	0,336 (0,279)	0,235 (0,308)	-0,0269 (0,944)	-0,434* (0,0560)	1,170*** 0	0,309 (0,778)	- 0,71	120	0,53
Svensk a Cellulo sa SCA AB (b)	1,392 (0,178)	0,518 (0,331)	-0,0128 (0,980)	-0,501 (0,139)	-0,272 (0,369)	-0,181 (0,730)	0,145 (0,668)	0,817*** (4,35e- 06)	-0,482 (0,715)	0,54	120	0,26
Svensk a Handel sbanke n AB (a)	-1,095* (0,0683)	-0,817** (0,0224)	1,164** (0,0101)	0,158 (0,558)	-0,336* (0,0791)	0,536* (0,0976)	0,466** (0,0372)	0,500*** (0,000760 )	-0,0166 (0,988)	- 0,29	120	0,39
Swedb ank AB (b)	0,138 (0,856)	-0,480 (0,245)	0,605 (0,246)	-0,00631 (0,984)	-0,473** (0,0332)	0,0509 (0,896)	0,443 (0,122)	0,731*** (5,07e- 06)	0,666 (0,641)	- 0,64	120	0,29
Tele 2 AB (b)	-0,612 (0,430)	-0,0586 (0,905)	0,463 (0,291)	-0,222 (0,422)	0,0604 (0,799)	0,649 (0,179)	0,0686 (0,823)	0,384*** (0,00827)	-0,733 (0,538)	0,28	120	0,15
Telefo naktieb olaget LM Eriesso n (b)	-1,928* (0,0607)	0,495 (0,401)	0,320 (0,620)	0,436 (0,483)	0,0833 (0,821)	1,467*** (0,00579)	-0,198 (0,658)	0,331 (0,127)	-0,307 (0,845)	- 0,51	120	0,19
Telia Compa ny AB	-0,469 (0,427)	0,802* (0,0535)	0,296 (0,507)	-0,645** (0,0232)	-0,403** (0,0253)	0,722** (0,0214)	-0,0304 (0,889)	0,312** (0,0148)	-0,886 (0,360)	- 0,56	120	0,24
Volvo AB (b)	-0,885 (0,180)	0,141 (0,726)	-0,431 (0,150)	0,653** (0,0242)	0,281 (0,212)	0,167 (0,685)	0,188 (0,465)	0,923*** (3,10e- 09)	0,610 (0,531)	0,06	120	0,55

Tabell 7 Valutaexponering över den totala tioårsperioden med individuella valutor som oberoende variabler

Bolag

P < 0,05

P < 0,01

Assa Abloy AB (b)	PLN	
Astra Zeneca PLC	USD	
Autoliv Inc.	GBP	
Boliden AB		CNY, USD
Hexagon AB (b)	USD, PLN	
Kinnevik AB (b)	EUR	USD
Nordea Bank Ab	USD, NOK	
Skandinaviska Enskilda Banken AB (a)	JPY	NOK
Svenska Handelsbanken AB (a)	CNY, USD, NOK	
Swedbank AB (b)	JPY	
Telefonaktiebol aget LM Ericsson (b)		PLN
Telia Company AB	GBP, JPY, PLN	
Volvo AB (b)	GBP	

Tabell 8 Sammanställning av bolag med minst 95 % signifikans gentemot individuella valutor

När enskilda valutor används som oberoende variabel så uppvisas 22 signifikanta resultat fördelat på 13 bolag. Mot US dollar så visar fem bolag signifikans, Astra Zeneca, Nordea, Svenska Handelsbanken, Boliden och Kinnevik, medan endast ett bolag, Kinnevik, visar

signifikans mot euron. Volvo, Telia och Autoliv Inc, det vill säga tre bolag, uppvisar signifikans gentemot brittiskt pund.

Mot norsk krona så är det tre bolag, Svenska Handelsbanken, Nordea och Skandinaviska Enskilda Banken som visar signifikans. För polsk zloty är det fyra bolag som visar signifikans, Hexagon, Assa Abloy, Telia Company och Ericsson.

Tre bolag: Skandinaviska Enskilda Banken, Swedbank och Telia visar signifikans mot japansk yen. Två bolag: Svenska Handelsbanken och Boliden, visar signifikans mot kinesisk yuan.

#### 4.1.3 Totala förekomsten av signifikanta exponeringar

I nedanstående tabell görs en sammanställning för resultat från både modell 1 och 2. Endast bolag med signifikant exponering återfinns. Bolagen är sorterade utifrån frekvensen av signifikanta regressionskoefficienter, i fallande ordning.

Bolag	Modell 1 10-år	Modell 1 Pre-Covid	Modell 1 Post-Covid	Modell 2 10-år	Frekvens, total förekomst
Assa Abloy AB (b)	KIX (***)	KIX (***)	KIX (**)	PLN (**)	4
Telia Company AB			KIX (***)	GBP (**), JPY (**), PLN (**)	4
Astra Zeneca PLC	KIX (**)	KIX (**)		USD (**)	3
Kinnevik AB (b)		KIX (**)		EUR (**), USD (***)	3
Svenska Handelsbank en AB (a)				CNY (**), USD (**), NOK (**)	3

ABB Ltd	KIX (**)		KIX (***)		2
Boliden AB				CNY (***), USD (***)	2
Hexagon AB (b)				USD (**), PLN(**)	2
Nordea Bank Ab				USD (**), NOK (**)	2
Skandinaviska Enskilda Banken AB (a)				JPY (**), NOK (***)	2
Svenska Cellulosa SCA AB (b)	KIX (**)	KIX (**)			2
Alfa Laval AB	KIX (**)				1
Autoliv Inc.				GBP (**)	1
Electrolux AB (b)			KIX (**)		1
Essity AB (b)	KIX (**)				1
Investor AB	KIX (***)				1
Nibe Industrier AB (b)			KIX (**)		1
Swedbank AB (b)				JPY (**)	1
Telefonaktie bolaget LM Ericsson (b)				PLN (***)	1

Volvo AB (b)				GBP (**)	1
-----------------	--	--	--	----------	---

Tabell 9 Frekvenstabell för totala förekomster av signifikanta regressionskoefficienter

Vid en sammanställning av bolagens förekomst i de olika regressionerna så kan vi se att av de 30 undersökta bolagen så visar 20 av dessa signifikant exponering i någon av regressionerna. Assa Abloy utmärker sig som det enda bolaget som visar signifikans mot KIX både för hela tioårsperioden och båda delperioderna. Tre bolag, ABB, Astra Zeneca och Svenska Cellulosa visar signifikans mot KIX både för hela tioårsperioden och en av delperioderna, medan övriga sju bolag som visar signifikans mot KIX endast gör detta för en av de tre perioderna.

Mot de enskilda valutorna så utmärker sig Svenska Handelsbanken och Telia Company som de enda bolagen som visar signifikans mot tre valutor. Boliden, Hexagon, Kinnevik, Nordea och Skandinaviska Enskilda Banken visar signifikans mot två valutor, och övriga sex bolag som visar signifikant exponering gör endast detta mot en valuta.

De tio bolag som inte visade signifikans i någon regression är Atlas Copco A, Atlas Copco B, Evolution, Getinge, Hennes & Mauritz, Samhällsbyggnadsbolaget i Norden, Sandvik, Sinch, SKF och Tele2.

## 5. Analys

Våra resultat från regressionerna som undersökte hela tioårsperioden visar att 7 av 30 bolag (23,33 %) visar signifikans på minst 5 % gentemot KIX samt att 13 av 30 bolag (43,33 %) visade signifikans mot någon valuta på minst 5 % när enskilda valutor användes som oberoende variabel. Utifrån dessa resultat så kan vi förkasta nollhypotesen och därmed visa att en del företag som ingår i OMXS30 är exponerade mot växelkursrörelser, dock enbart en mindre andel av de undersökta företagen. Dessa resultat verkar vara konsekventa med tidigare litteratur som studerat företags valutaexponering där majoriteten av bolagen ofta inte visar en signifikant exponering.

För de två delperioderna, pre-covid och post-covid, så uppvisar 4 respektive 5 bolag signifikans mot KIX på minst 5 %, det vill säga 13,33 % respektive 16,66 % av bolagen. Detta innebär att färre bolag uppvisar en signifikant valutaexponering när man bryter ner den totala tioårsperioden i två perioder, med pandemin som skiljelinje. Dessutom så visar olika bolag olika signifikanser beroende på vilken period som analyseras. Vidare visar dummy-variabeln i 10-årsperioden att pandemin inte orsakade ett signifikant vertikalt skifte i regressionslinjen. Det går därmed inte att bekräfta ifall det är Covid-19 pandemin som faktiskt orsakar skillnaderna som observeras mellan delperioderna.

Det faktum att en del av de undersökta företagen visar signifikant exponering, både mot KIX och de enskilda valutorna, talar emot *Asset-market approach*, vars teori säger att rörelser i valutakurser inte borde påverka aktiepriser då det är två oberoende tillgångar. Resultaten verkar snarare vara mer i linje med *Flow-oriented model*, som säger att en appreciering/depreciering av den inhemska valutan har en påverkan på aktiepriser. Detta eftersom den nya valutakursen innebär att import- och exportvaror blir billigare/dyrare vilket leder till en förändring av framtida kassaflöden samt förändringar i den utländska efterfrågan då varor/tjänster blir billigare/dyrare att köpa.

Ytterligare en indikation på att *Flow-oriented model* kan förklara resultaten är att 95 % av alla signifikanta valutaexponeringar är positiva, vilket innebär att bolagen upplever en ökad aktieavkastning när den svenska kronan försvagas och en minskad aktieavkastning när den svenska kronan stärks. Med bakgrund av att Sverige klassificeras som ett exportland så stämmer

detta resultat bra överens med vad *Flow-oriented model* förutspår, att exportföretag bör påverkas positivt vid en deprecierad inhemsk valuta och negativt vid en apprecierad inhemsk valuta.

Av de 30 undersökta bolagen så visar totalt 20 av dessa signifikant exponering i någon av regressionerna, vilket innebär att det för 10 bolag inte har kunnat påvisas att deras aktiekurser har påverkats signifikant av valutafluktuationer. Det verkar därmed som att *Flow-oriented model* kan förklara en stor del av resultaten. Resultaten för dessa 10 bolag skulle förvisso kunna sägas ligga i linje med vad *Asset-market approach* förutspår, men när man ser på helheten så talar det faktum att 2/3 av bolagen visar signifikant valutaexponering emot att det inte finns ett samband mellan aktiemarknaden och valutamarknaden.

Det bör dock uppmärksammas att trots att 43,33 % av bolagen uppvisar en signifikant exponering mot någon enskild valuta, så undersöktes varje bolags exponering mot sju olika valutor. Samtidigt går det att se på detta resultat från ett annat perspektiv. Om vi antar att alla bolag kan vara signifikanta mot alla sju valutor, så finns det totalt 210 möjliga signifikanta exponeringar. Om man ser på det utifrån detta perspektiv är det bara 10,48 % av möjliga exponeringar som visar på signifikans. Även om denna siffra kan anses vara relativt låg, så tyder resultaten ändå på att det finns ett samband mellan valutakurser och aktiepriser, vilket återigen talar emot *Asset-market approach*. Samtidigt så innebär detta att i 89,52 % av fallen har ingen signifikant exponering kunnat observeras och därmed kan det inte påvisas att aktiepriset har påverkats av en depreciering/appreciering mot den enskilda valutan i dessa fall, vilket går emot vad *Flow-oriented model* förutspår. Men, skillnaden i detta fall är att det inte går att avgöra om det är effektiva hedgingstrategier som gör att dessa bolag inte uppvisar signifikans, eller om det faktiskt är att *Flow-oriented model* förklarar resultaten bristfälligt.

Empiriskt så borde man förvänta sig att bolagen upplever en högre exponering mot de sju valutor som Sverige handlar mest med, Bartram (2008) föreslår dock att bolag använder sig av hedgingaktiviteter som minskar företagets valutarisiksexponering till nivåer som kan vara svåra att upptäcka empiriskt. Dels genom att använda sig av finansiell hedging, så som terminskontrakt, optioner och valutaswaps, men OMXS30-bolagen kan även tänkas besitta en del naturliga hedgar. Geyer-Klingeberg, Hang och Rathgeber (2019) menar att bolag som hedgar sig tenderar att vara stora, lönsamma och geografiskt diversifierade bolag, vilket stämmer överens med de flesta OMXS30-bolagen.

Resultaten indikerar dock att OMXS30-bolagen är mer utsatta för valutaexponering mot vissa valutor än andra. Till exempel så uppvisar fem bolag signifikant exponering mot US dollar, medan endast ett bolag visar signifikant exponering mot euro. Utifrån *Flow-oriented model* så borde man kunna förvänta sig att det genomsnittliga bolaget visar signifikant exponering mot euro i stället för US dollar. Detta då cirka 50 % av Sveriges aggregerade handelsflöden har skett i euro de senaste 10 åren, medan endast strax under 10 % har skett i US dollar (se bilaga 3). Även om dessa vikter inte stämmer för det individuella bolaget, så borde de stämma ungefärligt för det genomsnittliga bolaget och i så fall borde man förvänta sig att en appreciering/depreciering mot euron påverkar aktiepriset i högre grad än en appreciering/depreciering mot dollarn. Dock ser vi inte detta i vår empiri, i stället finner vi fler signifikanta valutaexponeringar gentemot dollarn än euron. Något som kan tala emot *Flow-oriented model*.

Det går att tilläga i analysen att de finansiella och icke-finansiella företagen skiljer sig i vilken utsträckning de är exponerade, beroende på vilken modell som används. De finansiella företagen är i mindre utsträckning exponerade mot KIX-indexet (16,67 %), framför allt i våra två delperioder (16,67 % pre-covid samt 0 % post-covid). Däremot är de i högre utsträckning exponerade mot enskilda valutakurser (83,3 %). Jämförelsevis så visar de icke-finansiella företagen 20,8 % signifikans mot KIX och 33 % mot enskilda valutor. Detta är en skillnad som inte kan förklaras av valda teorier.



## 6. Diskussion och slutsats

### 6.1 Slutsats

Denna studie var ämnad att besvara frågan ”Påverkas värdet på OMXS30-företagens noterade aktiekapital vid växelkursrörelser?” för att vid senare skede svara på frågan ”Går det att observera skillnader i företagens valutariskexponering?”. Våra resultat visar att 23 % av de studerade bolagen under den valda tidsperioden är exponerade mot ett viktat valutaindex och 43 % är exponerade mot någon enskild valutakurs. Om man tar hänsyn till båda modellerna samtidigt, så är det 20 av 30 bolag som i någon modell visar någon form av signifikant valutaexponering. Vidare visar resultaten att 95 % av de signifikant exponerade företagen påverkas positivt av en deprecierad krona. Studien finner skillnader i valutaexponering mellan finansiella företag och icke-finansiella företag beroende på om modell 1 eller 2 används.

### 6.2 Diskussion

Finansiell teori menar att valutakursrörelser bör påverka värdet på företag som är integrerade internationellt, men tidigare empiriska studier finner sällan tillfredställande bevis för detta, vilket gett upphov till det s.k. *exponeringspusslet* (Bartram & Bodnar, 2007). Denna studie visar att en betydande andel av de 30 företagen i OMXS30 inte är exponerade mot växelkursrörelser vilket kan vara bevis på att detta pussel även uppenbarar sig i Sverige. Till följd av denna diskrepans har vi i denna studie presenterat tidigare förklaringar till detta fenomen, där en framstående förklaring är att företag effektivt hedgar sig i den utsträckning att valutaexponering inte går att upptäcka empiriskt (Allayannis & Ofek, 2001). Om vi accepterar att internationellt integrerade företag är utsatta för valutarisk, i linje med *Flow-oriented model*, så menar vi att en anledning till att majoriteten av de studerade företagen inte uppvisar någon signifikant valutaexponering kan vara att dessa företag effektivt hedgar sig mot denna risk, i linje med vad tidigare forskning antyder (Allayannis & Ofek, 2001; Bartram, 2008; Bartram, 2019). Om dessa företag är verksamma internationellt, till exempel genom dotterbolag eller utländska fabriker, kan dessa agera som naturliga hedgar för bolaget. Likaså är det inte osannolikt att många av bolagen besitter omfattande riskhanteringsprogram där finansiella hedgar görs för att valutasäkra transaktioner i utländsk valuta. Detta bör följaktligen inte tolkas som att de företag som uppvisar signifikant valutaexponering inte arbetar med valutariskhantering. De företag

som är signifikant exponerade kanske inte känner samma behov av att hedga sig av anledningar som att ett volatilt kassaflöde inte ger några större negativa konsekvenser till följd av redan god likviditet eller en lägre skuldsättningsgrad.

Resultaten för de enskilda valutorna antyder också att svenska börsbolag är mer exponerade mot fluktuationer i vissa valutor än andra, där till exempel fem tycken visar signifikans mot US dollar medan endast ett bolag visar signifikans mot euro. Som tidigare nämnt så behöver inte KIX vara representativt för det enskilda bolaget, men då cirka 50 % av Sveriges internationella handel sker i euro så bör även en hög andel av den internationella handeln för OMXS30 bolagen ske i euro. I så fall borde man kunna förvänta sig att euro skulle vara den valuta vars fluktuationer har högst påverkan på OMXS30 bolagens aktiekapital, men i stället så antyder resultaten att euro är den valuta vars fluktuationer påverkar lägst antal bolag. En förklaring till detta skulle kunna vara att eftersom euro är den valuta som det genomsnittliga bolaget handlar mest med, och därmed är mest exponerade mot, så lägger man ett större fokus på att finansiellt hedga sig mot euron. Vidare så är euroländerna lokaliserade i närområdet för de svenska börsbolagen kontra till exempel US dollar, kinesisk yuan och japansk yen och därför kan bolagen tänkas ha en högre grad av naturlig hedging mot euron då man i högre utsträckning bedriver verksamhet i euroländerna.

En intressant aspekt av resultaten är att finansiella företag och icke-finansiella företag skiljer sig i deras valutaexponering. Vi kan inte svara på varför detta är fallet men det är värt att beakta att dessa typer av företag kan skilja sig i riskkaraktär men även att banker också agerar som s.k. *market makers* för derivatmarknaden.

### **6.3 Reflektioner och förslag på framtida forskning**

Då vi i denna studie studerat valutaexponeringen för de 30 företag i OMXS30-indexet så är de resultat som har presenterats inte nödvändigtvis fullt representativa för alla bolag i Sverige. De är snarare applicerbara på stora, högt omsatta bolag på Stockholmsbörsen, och stor försiktighet ska tillämpas vid generalisering av dessa resultat. Vi har presenterat vårt val av variabler och motiverat varför just dessa valdes, som i många fall grundar sig i tidigare studier i detta ämne. Det finns dock fortfarande en sannolikhet att vald metod inte mäter valutaexponering på ett godtyckligt sätt. Det är exempelvis inte säkert att aktiepriset är det perfekta måttet på exponering, även om priset i teorin ska reflektera diskonterade framtida

kassaflöden. Det kan därför vara så att EBIT eller någon annan beroende variabel kan ge andra exponeringsresultat. Frågeställningen skulle gynnas av framtida forskning som använder andra instrumentvariabler och prestationsmått.

Vidare förslag på framtida forskning kan vara att undersöka mindre bolag i Sverige, då storleken på bolagen mycket väl kan tänkas påverka valutaexponeringen. Dessutom så har denna studie undersökt det linjära sambandet mellan växelkursrörelser och aktieavkastning, men som nämnt i tidigare kapitel så är forskare inte helt övertygade om att detta faktiskt är fallet. En framtida studie skulle därmed kunna beakta det olinjära sambandet och ifall ett sådant tillvägagångssätt lyckas lösa exponeringspusslet i större utsträckning. Slutligen har vi inte i detalj kunnat undersöka *varför* de studerade bolagen uppvisar olika valutaexponeringar. Det skulle vara ett bidrag till forskningsområdet att försöka förklara dessa skillnader vidare.

## 7. Referenser

- Adler, M. & Dumas, B. (1984). Exposure to Currency Risk: Definition and Measurement, *Financial Management*, vol. 13, nr. 2, s. 41-50
- Al-Shboul, M. & Anwar, S. (2014). Foreign Exchange Rate Exposure: Evidence from Canada, *Review of Financial Economics*, vol. 23, nr. 1, s. 18-29
- Allayannis, G. & Ofek, E. (2001). Exchange Rate Exposure, Hedging, and the Use of Foreign Currency Derivatives, *Journal of International Money and Finance*, vol. 20, nr. 2, s. 273-296
- Arnold, M. M., Rathgeber, A. W. & Stöckl, S. (2014). Determinants of Corporate Hedging: A (Statistical) Meta-Analysis, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, vol. 54, nr. 4, s. 443-458
- Bahmani-Oskooee, M. & Saha, S. (2015). On the Relation between Stock Prices and Exchange Rates: A Review Article, *Journal of Economic Studies*, vol. 42, nr. 4, s. 707-732
- Bartram, S. M. (2008). What Lies Beneath: Foreign Exchange Rate Exposure, Hedging and Cash Flows, *Journal of Banking & Finance*, vol. 32, nr. 8, s. 1508-1521
- Bartram, S. M. (2019). Corporate Hedging and Speculation with Derivatives, *Journal of Corporate Finance*, vol. 57, nr. 9-34
- Bartram, S. M. & Bodnar, G. M. (2007). The Exchange Rate Exposure Puzzle, *Managerial Finance*, vol. 33, nr. 9, s. 642-666
- Bazán-Palomino, W. & Winkelried, D. (2021). Fx Markets' Reactions to Covid-19: Are They Different?, *International Economics*, vol. 167, nr. 50-58
- Bodnar, G. M. & Wong, M. H. F. (2003). Estimating Exchange Rate Exposures: Issues in Model Structure, *Financial Management*, vol. 32, nr. 1, s. 35-67
- Doidge, C., Griffin, J. & Williamson, R. (2006). Measuring the Economic Importance of Exchange Rate Exposure, *Journal of Empirical Finance*, vol. 13, nr. 4, s. 550-576
- Dornbusch, R. & Fischer, S. (1980). Exchange Rates and the Current Account, *The American Economic Review*, vol. 70, nr. 5, s. 960-971
- Ekonomifakta. (2023). *Växelkursutveckling* [Online]. Tillgänglig online: <https://www.ekonomifakta.se/fakta/ekonomi/finansuell-utveckling/vaxelkursutveckling/> [Hämtad 5/5 2023].

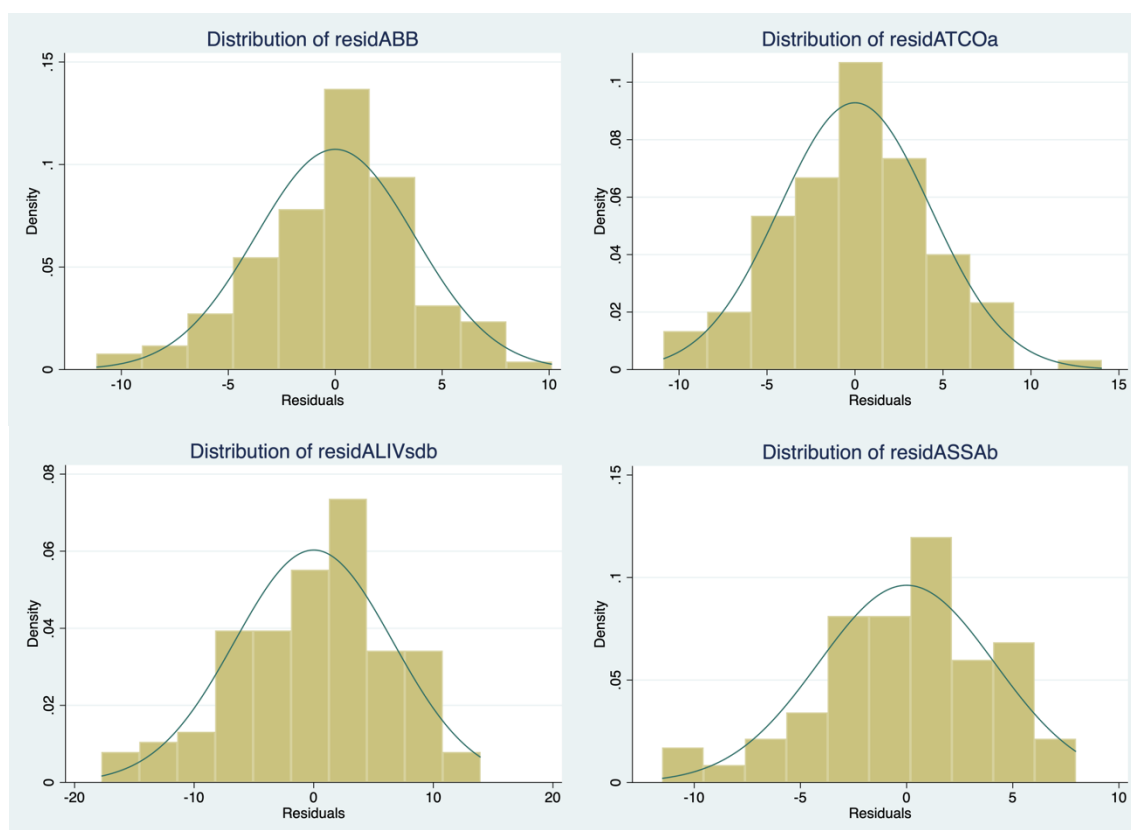
- Farooq, M. T., Keung, W. W. & Kazmi, A. A. (2004). Linkage between Stock Market Prices and Exchange Rate: A Causality Analysis for Pakistan [with Comments], *The Pakistan Development Review*, vol. 43, nr. 4, s. 639-649
- Fauziah, F., Moeljadi, M. & Ratnawati, K. (2015). Dynamic Relationship between Exchange Rates and Stock Prices in Asia, 2009-2013, *Journal of Economics Finance and Accounting*, vol. 2, nr. 1, s.
- Federal Reserve Bank of New York. (2023). Over-the-Counter Derivatives. 2023. Tillgänglig online: <https://www.newyorkfed.org/financial-services-and-infrastructure/financial-market-infrastructure-and-reform/over-the-counter-derivatives> [Hämtad 25/5 2023].
- Froot, K. A., Scharfstein, D. S. & Stein, J. C. (1993). Risk Management: Coordinating Corporate Investment and Financing Policies, *The Journal of Finance*, vol. 48, nr. 5, s. 1629-1658
- Geyer-Klingeborg, J., Hang, M. & Rathgeber, A. W. (2019). What Drives Financial Hedging? A Meta-Regression Analysis of Corporate Hedging Determinants, *International Review of Financial Analysis*, vol. 61, nr. 203-221
- Gujarati, D. N. (2022). *Essentials of Econometrics*, Thousand Oaks: SAGE.
- Hagelin, N. & Pramborg, B. (2004). Hedging Foreign Exchange Exposure: Risk Reduction from Transaction and Translation Hedging, *Journal of International Financial Management & Accounting*, vol. 15, nr. 1, s. 1-20
- Hau, H. & Rey, H. (2006). Exchange Rates, Equity Prices, and Capital Flows, *The Review of Financial Studies*, vol. 19, nr. 1, s. 273-317
- He, Q., Liu, J. & Zhang, C. (2021). Exchange Rate Exposure and Its Determinants in China, *China Economic Review*, vol. 65, nr. 101579
- Jankensgård, H. k., Alviniussen, A. & Oxelheim, L. (2020). *Corporate Foreign Exchange Risk Management*. Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, Ltd.
- Jorion, P. (1990). The Exchange-Rate Exposure of U.S. Multinationals, *The Journal of Business*, vol. 63, nr. 3, s. 331-345
- Kim, Y. S., Mathur, I. & Nam, J. (2006). Is Operational Hedging a Substitute for or a Complement to Financial Hedging?, *Journal of Corporate Finance*, vol. 12, nr. 4, s. 834-853
- Ma, C. K. & Kao, G. W. (1990). On Exchange Rate Changes and Stock Price Reactions, *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 17, nr. 3, s. 441-449
- Martin, A. D. & Mauer, L. J. (2003). Transaction Versus Economic Exposure: Which Has Greater Cash Flow Consequences?, *International Review of Economics & Finance*, vol. 12, nr. 4, s. 437-449

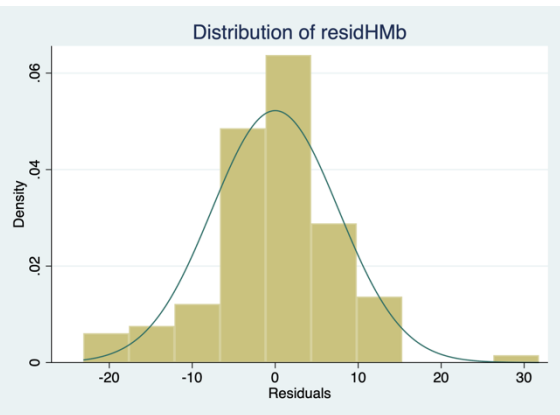
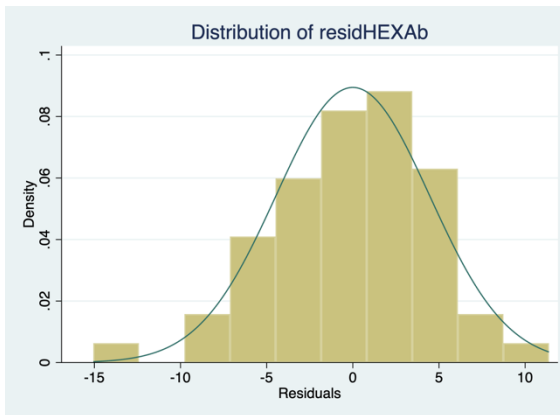
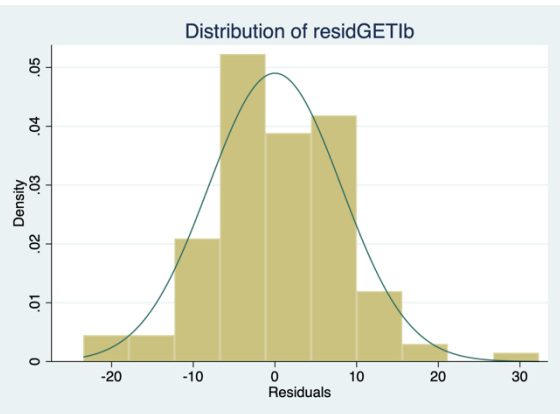
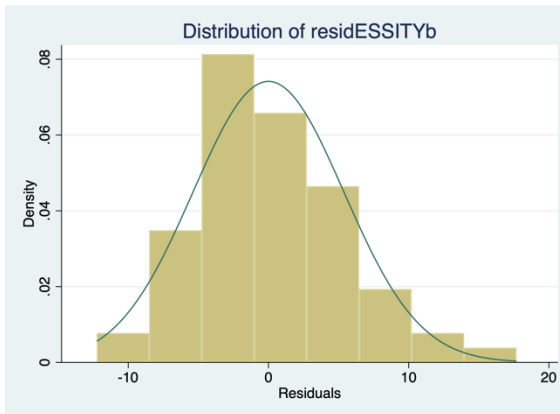
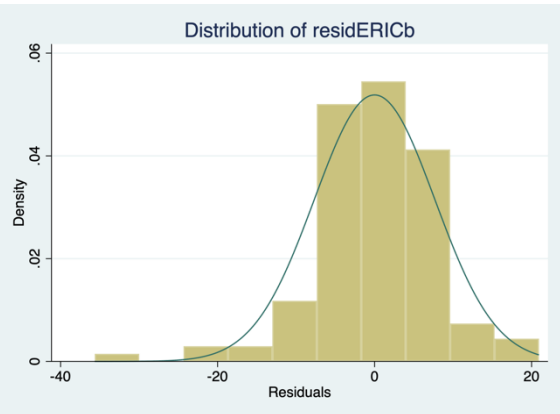
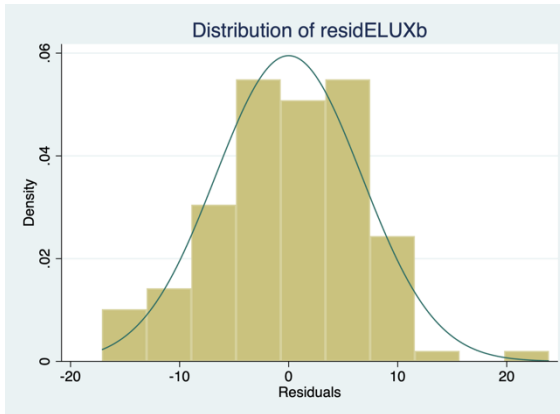
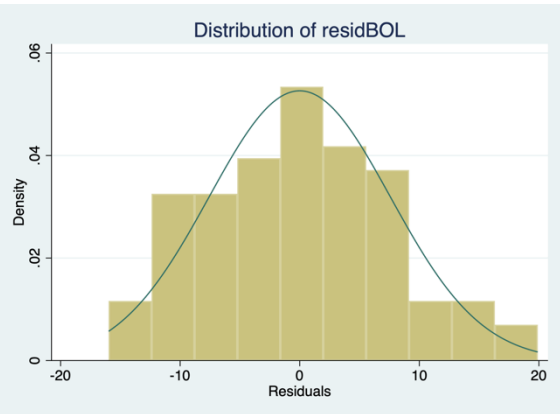
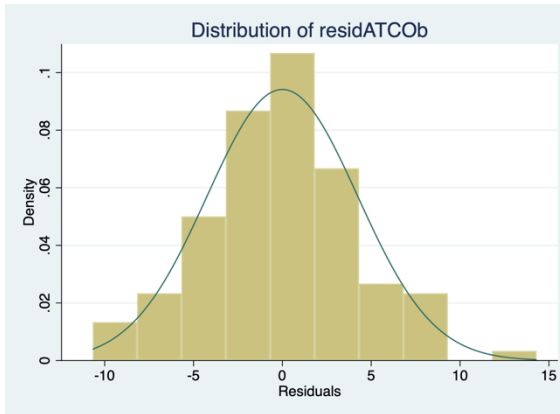
- McGuire, P. (2022). Triennial Central Bank Survey of Foreign Exchange and over-the-Counter (Otc) Derivatives Markets. Tillgänglig online: <https://www.bis.org/statistics/rpfx22.htm> [Hämtad 25/5 2023].
- Muhammad, N., Rasheed, A. & Husain, F. (2002). Stock Prices and Exchange Rates: Are They Related? Evidence from South Asian Countries [with Comments], *The Pakistan Development Review*, vol. 41, nr. 4, s. 535-550
- Nasdaq. (2023). Vad Är Omx Stockholm 30 Index? [Online]. Tillgänglig online: <https://www.nasdaqomxnordic.com/utbildning/optionerochterminer/vadaromxstoc/kholm30index> [Hämtad 19/4 2023].
- Nordea. (2021). Det Blåser På Valutamarknaden – Hög Tid För Små Och Medelstora Företag Att Hantera Sin Valutarisk. Tillgänglig online: <https://www.nordea.com/sv/nyhet/det-blaser-pa-valutamarknaden-hog-tid-for-sma-och-medelstora-foretag-att-hantera-sin-valutarisk> [Hämtad 25/5 2023].
- Phylaktis, K. & Ravazzolo, F. (2005). Stock Prices and Exchange Rate Dynamics, *Journal of International Money and Finance*, vol. 24, nr. 7, s. 1031-1053
- Riksbanken. (2023a). 1976 - Devalveringsvågen Inleds [Online]. Tillgänglig online: <https://www.riksbank.se/sv/om-riksbanken/historia/historisk-tidslinje/1900-1999/devalveringsvagen-inleds/> [Hämtad 5/5 2023].
- Riksbanken. (2023b). Sök Räntor & Valutakurser.
- Riksbanken. (2023c). Valutakursindex - Kix Och Tcw [Online]. Tillgänglig online: <https://www.riksbank.se/sv/statistik/sok-rantor--valutakurser/forklaring-till-serierna/valutakursindex/> [Hämtad 4/5 2023].
- SCB. (2023). Sveriges Export. Tillgänglig online: <https://www.scb.se/hitta-statistik/sverige-i-siffror/samhallets-ekonomi/sveriges-export/> [Hämtad 18/5 2023].
- Wei, K. D. & Starks, L. T. (2013). Foreign Exchange Exposure Elasticity and Financial Distress, *Financial Management*, vol. 42, nr. 4, s. 709-735
- WHO. (2020). Who Director-General's Opening Remarks at the Media Briefing on Covid-19 - 11 March 2020.

## 8. Bilagor

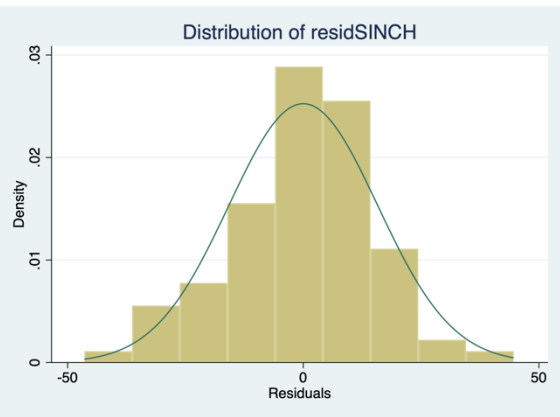
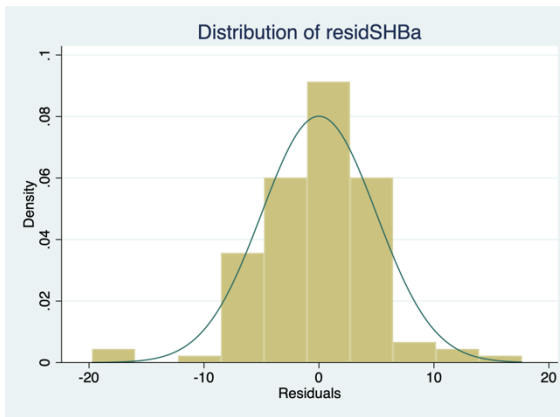
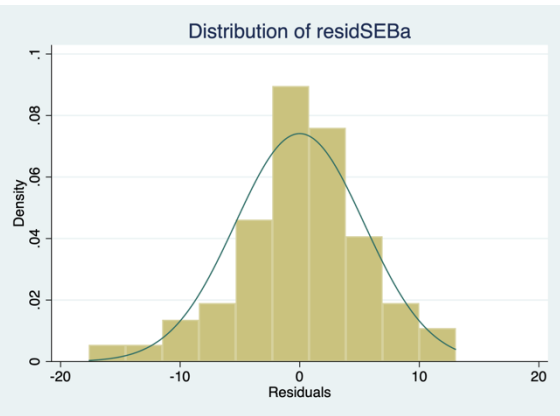
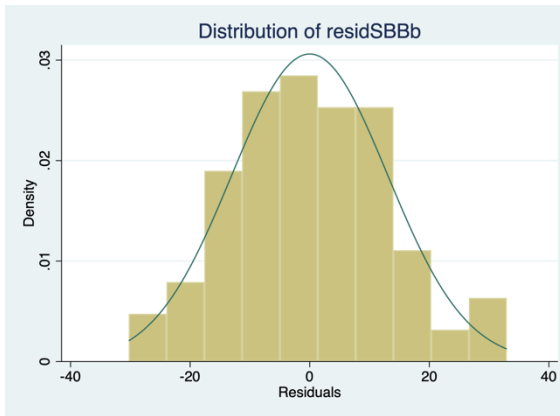
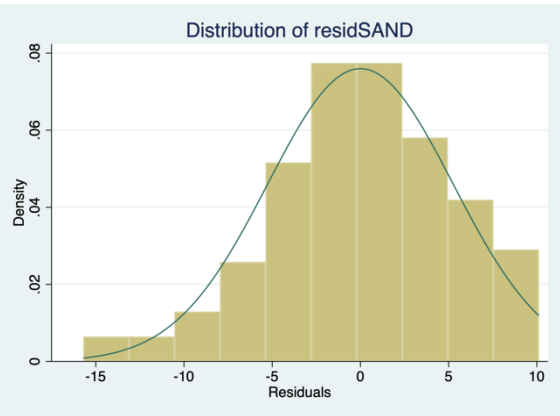
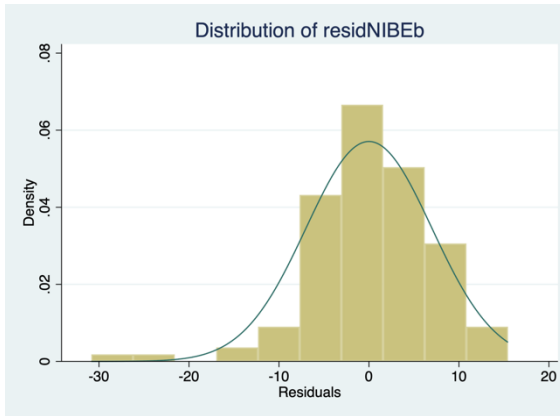
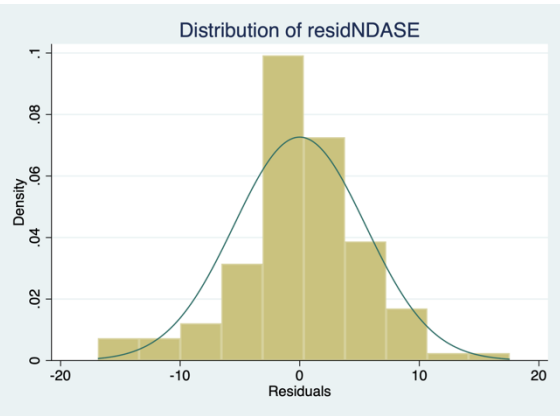
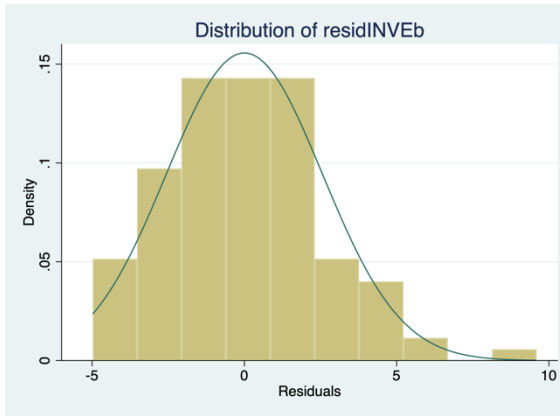
### Bilaga 1

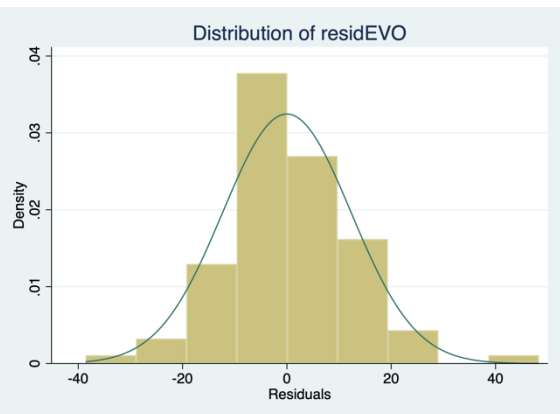
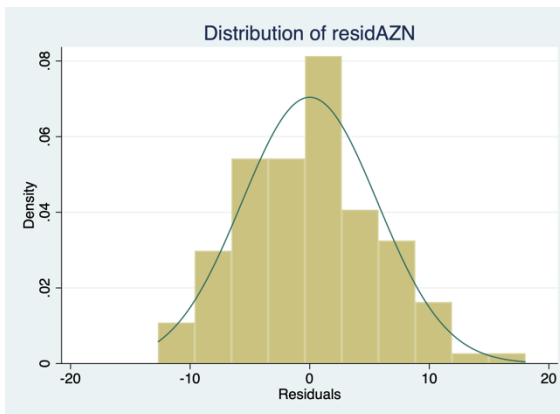
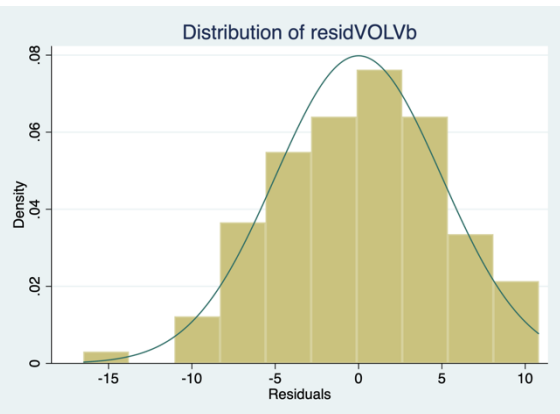
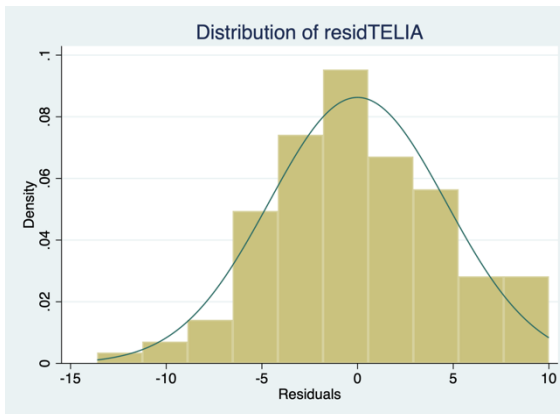
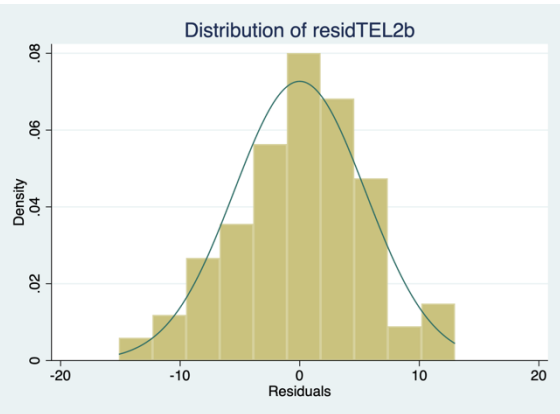
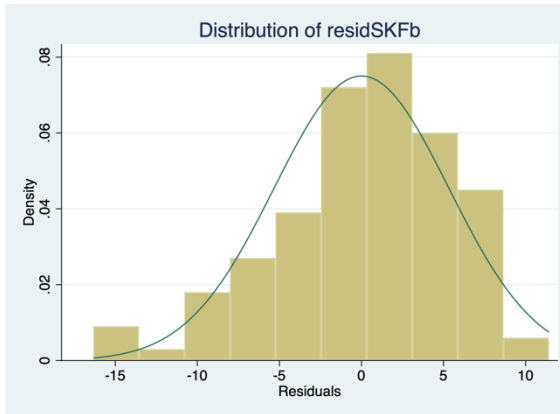
Nedan finner ni grafer på residualerna. De är namngivna i formatet ”resid+aktietickern”. I varje graf är en normalfördelningskurva inlagd för att ge en bild av hur normalfördelade residualerna är.

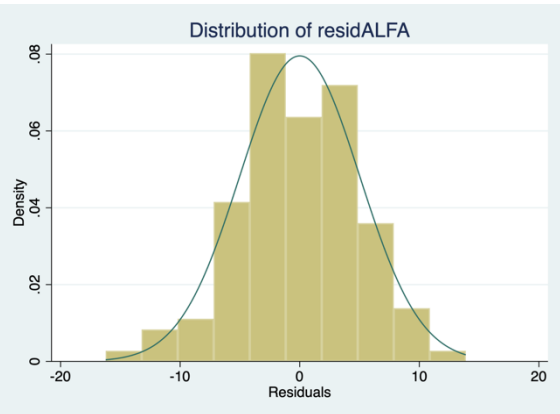
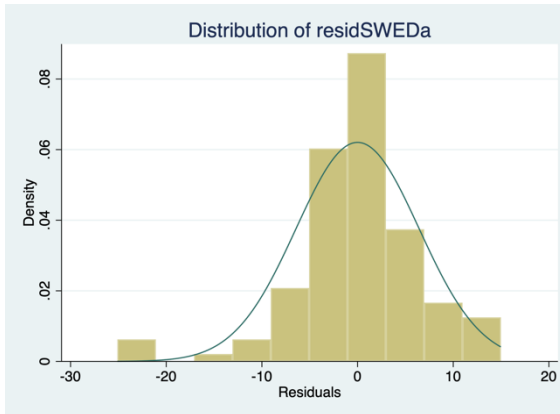
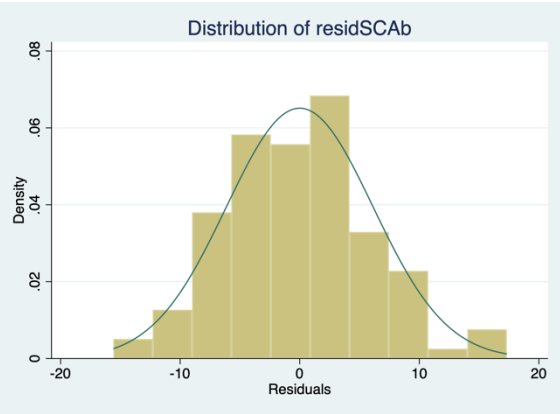
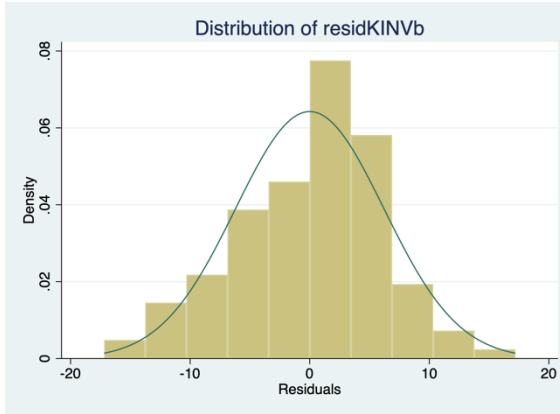












## Bilaga 2

Nedan finner ni resultaten vid användning av en månads tidsfördröjning. Här har avkastningen  $R_t$  skjutits upp en månad, det vill säga att regressionen testar ett linjärt samband mellan månadens avkastning vid tidpunkt  $t$  och föregående månads,  $t-1$ , förändring i växelkursen. Rödmarkerade regressioner är, återigen, insignifikanta enligt Fishers test.

Bolag	KIX	OMXSPI	Covid-Dummy	$\alpha$	$n$	$R^2$
ABB Ltd	-0,0431 (0,913)	-0,148 (0,291)	0,929 (0,453)	0,552	119	0,02
Alfa Laval AB	0,689 (0,202)	0,0399 (0,817)	0,480 (0,772)	0,401	119	0,019
Assa Abloy AB (b)	0,0802 (0,838)	-0,134 (0,334)	-0,902 (0,466)	1,261*	119	0,016
Astra Zeneca PLC	-0,252 (0,507)	-0,0118 (0,925)	-0,332 (0,773)	1,373*	119	0,004
Atlas Copco AB (a)	0,672 (0,118)	-0,0767 (0,634)	-0,223 (0,875)	1,141	119	0,026
Atlas Copco AB (b)	0,641 (0,123)	-0,0676 (0,664)	-0,194 (0,888)	1,132	119	0,024
Autoliv Inc.	0,441 (0,484)	-0,101 (0,627)	-0,579 (0,758)	1,117	119	0,011
Boliden AB	0,319 (0,583)	-0,0696 (0,743)	0,472 (0,800)	1,107	119	0,005
Electrolux AB (b)	0,209 (0,671)	0,0961 (0,619)	-1,433 (0,435)	0,382	119	0,01
Essity AB (b)	0,0608 (0,883)	0,0479 (0,761)	-1,061 (0,469)	0,87	68	0,01
Evolution AB	-0,627 (0,447)	-0,338 (0,299)	-0,414 (0,884)	4,798****	95	0,019
Getinge AB (b)	-0,475 (0,415)	0,0551 (0,774)	0,730 (0,707)	0,0737	119	0,008

Hennes & Mauritz AB (b)	-0,0185 (0,977)	-0,291 (0,221)	-0,632 (0,742)	-0,0694	119	0,023
Hexagon AB (b)	0,249 (0,570)	-0,155 (0,316)	-0,361 (0,805)	1,462*	119	0,015
Investor AB	0,218 (0,518)	-0,0264 (0,855)	-0,0171 (0,989)	1,214**	119	0,004
Kinnevik AB (b)	-0,181 (0,725)	-0,0364 (0,861)	-0,386 (0,850)	0,94	119	0,002
Nibe Industrier AB (b)	0,0307 (0,955)	-0,146 (0,542)	0,645 (0,773)	2,216***	119	0,007
Nordea Bank Ab	0,169 (0,734)	-0,0936 (0,535)	1,821 (0,212)	-0,0683	119	0,021
Samhällsbyggnadsbolaget i Norden AB (b)	0,109 (0,906)	-0,475 (0,130)	-4,503 (0,154)	4,074**	99	0,049
Sandvik AB	0,522 (0,322)	-0,0744 (0,699)	0,0147 (0,993)	0,646	119	0,013
Sinch AB	-0,469 (0,661)	0,310 (0,495)	-1,348 (0,736)	2,4	88	0,013
Skandinaviska Enskilda Banken AB (a)	0,353 (0,479)	-0,105 (0,489)	0,924 (0,532)	0,293	119	0,017
SKF AB (b)	0,834* (0,0879)	-0,0469 (0,769)	0,106 (0,947)	0,0501	119	0,029
Svenska Cellulosa SCA AB (b)	-0,428 (0,345)	-0,217 (0,206)	-0,418 (0,770)	1,683**	119	0,025
Svenska Handelsbanken AB (a)	0,468 (0,198)	-0,0124 (0,913)	0,560 (0,644)	-0,0653	119	0,018
Swedbank AB (b)	0,326 (0,508)	-0,176 (0,278)	1,591 (0,299)	-0,147	119	0,031
Tele 2 AB (b)	0,0951 (0,784)	-0,147 (0,267)	-1,385 (0,254)	0,841	119	0,027

Telefonaktiebolaget LM Ericsson (b)	-0,642 (0,209)	-0,281** (0,0213)	-1,199 (0,443)	0,408	119	0,037
Telia Company AB	-0,107 (0,731)	-0,213* (0,0512)	-0,954 (0,363)	0,0342	119	0,047
Volvo AB (b)	0,677 (0,143)	-0,000900 (0,996)	0,508 (0,723)	0,428	119	0,02

Bolag	EUR	CNY	USD	GBP	JPY	PLN	NOK	OMXS PI	Covid- Dummm y	$\alpha$	$n$	R <sup>2</sup>
ABB Ltd	-0,972 (0,199)	-0,158 (0,720)	0,221 (0,625)	-0,0539 (0,837)	-0,0712 (0,748)	1,086*** (0,00607)	0,121 (0,647)	-0,292** (0,0434)	1,130 (0,363)	0,65 3	119	0,092
Alfa Laval AB	0,0103 (0,991)	-0,202 (0,742)	0,620 (0,247)	-0,314 (0,305)	-0,193 (0,523)	0,621 (0,291)	0,262 (0,484)	0,0123 (0,948)	0,562 (0,741)	0,35 7	119	0,045
Assa Abloy AB (b)	-0,768 (0,289)	-0,525 (0,249)	0,726* (0,0981)	-0,0947 (0,740)	0,0767 (0,713)	0,842** (0,0261)	-0,341 (0,214)	-0,121 (0,430)	-0,594 (0,639)	1,08 2	119	0,074
Astra Zeneca PLC	-0,717 (0,351)	-0,713 (0,209)	0,662 (0,161)	-0,226 (0,503)	0,280 (0,278)	0,482 (0,294)	0,00639 (0,981)	0,00231 (0,985)	0,0369 (0,975)	1,26 8*	119	0,046
Atlas Copco AB (a)	-0,686 (0,379)	-0,554 (0,295)	0,401 (0,423)	0,361 (0,308)	0,190 (0,539)	0,858 (0,130)	0,197 (0,563)	-0,238 (0,231)	0,107 (0,943)	1,23 5*	119	0,058
Atlas Copco AB (b)	-0,664 (0,380)	-0,607 (0,258)	0,430 (0,393)	0,333 (0,347)	0,272 (0,360)	0,722 (0,177)	0,229 (0,481)	-0,211 (0,275)	0,160 (0,912)	1,21 6*	119	0,053
Autoliv Inc.	-0,335 (0,810)	-0,502 (0,493)	0,509 (0,531)	0,0552 (0,915)	-0,0348 (0,936)	0,817 (0,212)	0,0898 (0,838)	-0,181 (0,493)	-0,353 (0,857)	1,09 5	119	0,031
Boliden AB	-0,897 (0,489)	0,588 (0,409)	0,931 (0,159)	-0,300 (0,503)	-0,821** (0,0366)	0,0152 (0,984)	0,318 (0,444)	-0,138 (0,601)	0,0834 (0,964)	1,20 1	119	0,091
Electrolux AB (b)	-0,495 (0,666)	1,853*** (0,00267)	-1,125* (0,0932)	-0,210 (0,630)	-0,210 (0,551)	0,589 (0,363)	-0,659 (0,116)	0,0774 (0,715)	-1,773 (0,341)	0,46 7	119	0,099
Essity AB (b)	-1,199 (0,265)	0,0644 (0,886)	-0,353 (0,421)	-0,525 (0,182)	1,234*** (0,00191)	0,936 (0,169)	-0,429 (0,236)	0,0992 (0,501)	-0,322 (0,834)	0,74 4	68	0,210

Evoluti on AB	1,218 (0,596)	-0,0808 (0,939)	-0,631 (0,493)	-0,713 (0,328)	0,194 (0,750)	0,193 (0,863)	-0,696 (0,352)	-0,0934 (0,846)	-0,119 (0,967)	4.28 5**	95	0.058
Geting e AB (b)	-2,102** (0,0468)	0,272 (0,734)	0,0786 (0,903)	0,148 (0,753)	0,316 (0,483)	0,762 (0,265)	-0,297 (0,438)	-0,0647 (0,778)	0,999 (0,622)	0.16 5	119	0.037
Hennes & Maurit z AB (b)	-1,051 (0,433)	0,381 (0,584)	-0,0109 (0,991)	0,493 (0,241)	-0,101 (0,782)	0,157 (0,790)	-0,148 (0,752)	-0,412* (0,0753)	-0,692 (0,733)	0.04 50	119	0.045
Hexag on AB (b)	-0,523 (0,529)	0,549 (0,273)	0,111 (0,807)	-0,780* (0,0552)	-0,207 (0,531)	0,939** (0,0484)	0,222 (0,482)	-0,199 (0,340)	-0,364 (0,796)	1.52 9**	119	0.091
Investo r AB	-1,119 (0,114)	-0,255 (0,577)	0,512 (0,228)	0,139 (0,617)	0,0810 (0,736)	0,805* (0,0501)	-0,0886 (0,748)	-0,122 (0,433)	0,235 (0,847)	1.21 8**	119	0.047
Kinne vik AB (b)	-0,632 (0,568)	0,633 (0,409)	-0,294 (0,665)	0,217 (0,623)	-0,243 (0,568)	-0,0252 (0,969)	-0,0182 (0,969)	-0,132 (0,589)	-0,604 (0,773)	1.10 9	119	0.019
Nibe Industr ier AB (b)	-1,184 (0,225)	-1,161* (0,0963)	1,757** (0,0141)	-0,560 (0,215)	-0,210 (0,610)	1,334** (0,0470)	-0,347 (0,510)	-0,0923 (0,765)	1,054 (0,613)	1.91 5**	119	0.098
Nordea Bank Ab	0,778 (0,398)	0,112 (0,816)	-0,206 (0,661)	0,0886 (0,819)	-0,454 (0,141)	0,103 (0,822)	0,0612 (0,848)	-0,121 (0,500)	1,594 (0,286)	- 0.04 81	119	0.054
Samhäl lsbygg nadsbo laget i Norden AB (b)	1,785 (0,272)	0,258 (0,858)	-1,132 (0,320)	-0,414 (0,617)	0,546 (0,535)	-0,768 (0,521)	-0,0787 (0,905)	-0,286 (0,468)	-4,407 (0,221)	3.89 8**	99	0.079
Sandvi k AB	-0,600 (0,541)	-0,206 (0,779)	0,0475 (0,939)	0,449 (0,298)	-0,0124 (0,971)	0,985 (0,153)	0,00308 (0,994)	-0,252 (0,216)	0,203 (0,905)	0.75 7	119	0.048
Sinch AB	7,255*** (0,00353)	1,053 (0,548)	-2,532* (0,0627)	-2,325** (0,0161)	0,0284 (0,978)	-3,450** (0,0167)	-0,785 (0,314)	1,137** (0,0206)	-1,563 (0,710)	1.07 7	88	0.169
Skandi navisk a Enskil da Banke n AB (a)	0,766 (0,401)	-0,510 (0,250)	0,300 (0,495)	-0,0550 (0,872)	-0,107 (0,732)	0,416 (0,307)	-0,322 (0,265)	-0,0179 (0,918)	1,025 (0,495)	0.05 46	119	0.061
SKF AB (b)	-0,798 (0,388)	-0,0560 (0,929)	0,0580 (0,929)	0,194 (0,634)	0,161 (0,594)	1,238** (0,0161)	0,315 (0,351)	-0,262 (0,165)	0,400 (0,803)	0.22 9	119	0.079

Svensk a Cellulo sa SCA AB (b)	-0,316 (0,710)	-0,0695 (0,906)	0,258 (0,646)	-0,105 (0,745)	-0,147 (0,608)	-0,0656 (0,887)	-0,236 (0,465)	-0,168 (0,412)	-0,467 (0,754)	1,61 2*	119	0,037
Svensk a Handel sbanke n AB (a)	1,144 (0,109)	-0,356 (0,391)	0,144 (0,699)	-0,0845 (0,761)	-0,144 (0,541)	0,238 (0,547)	-0,326 (0,144)	0,102 (0,467)	0,577 (0,620)	- 0,31 6	119	0,083
Swedb ank AB (b)	0,282 (0,771)	0,0489 (0,926)	-0,295 (0,559)	0,126 (0,718)	0,111 (0,754)	0,525 (0,233)	-0,394 (0,181)	-0,161 (0,404)	1,697 (0,263)	- 0,25 2	119	0,068
Tele 2 AB (b)	-0,393 (0,550)	0,366 (0,507)	0,0440 (0,930)	0,0897 (0,782)	-0,270 (0,363)	0,207 (0,631)	-0,104 (0,683)	-0,196 (0,223)	-1,519 (0,229)	0,87 9	119	0,050
Telefo naktieb olaget LM Ericsson (b)	-0,693 (0,390)	0,477 (0,485)	-0,983 (0,110)	-0,156 (0,777)	0,511 (0,251)	0,205 (0,727)	0,156 (0,632)	-0,369** (0,0161)	-1,056 (0,509)	0,66 9	119	0,086
Telia Compa ny AB	0,0156 (0,980)	-0,106 (0,832)	-0,333 (0,446)	0,302 (0,223)	0,242 (0,221)	-0,107 (0,773)	-0,0838 (0,701)	-0,236** (0,0286)	-0,872 (0,437)	0,07 71	119	0,074
Volvo AB (b)	0,0396 (0,966)	-0,195 (0,715)	0,0914 (0,857)	0,0836 (0,824)	-0,0627 (0,838)	0,747 (0,175)	0,400 (0,251)	-0,139 (0,435)	0,636 (0,680)	0,54 1	119	0,056



### Bilaga 3

Nedan följer ett utdrag ur KIX-indexets vägning gentemot olika länder. Värden är i procent. Denna fil går att återfinna på Riksbankens hemsida. Observera att värdet för euro-området avser den totala vikten för länder med euron som valuta.

År som vikterna avser:	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
Beräkning gjord med data fram till år:*	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
Euroområdet**	46,9 9	47,4 4	46,3 0	47,3 5	47,0 3	47,6 3	49,0 9	48,9 4	47,7	46,5 7	46,4 1
Tyskland	16,5 2	16,7 5	16,3 4	16,4 7	16,6 9	17,3 7	18,4 4	18,4 4	17,4 9	17,0 7	16,9 4
Kina	7,78	7,41	7,73	7,91	7,98	8,86	8,02	8,58	8,91	9,48	10,4 4
USA	8,52	7,97	8,61	8,01	8,19	8,52	8,30	7,98	7,93	8,61	8,43
Nederländerna	5,80	5,92	6,06	6,40	6,34	6,06	6,20	6,28	6,39	6,43	6,44
Frankrike	5,66	5,60	5,30	5,11	5,07	4,93	4,93	4,68	4,6	4,66	4,63
Norge	5,21	5,05	5,14	5,06	4,96	4,42	4,45	4,35	4,41	4,38	4,42
Italien	4,18	4,07	3,89	3,93	3,95	4,06	4,08	4,15	4,15	4,27	4,22
Polen	2,95	3,03	2,88	3,17	3,41	3,40	3,56	3,63	4,1	3,90	4,21
Storbritannien	5,93	5,83	5,63	5,77	5,63	5,43	4,98	4,8	4,74	4,46	4,13
Danmark	4,11	3,99	4,17	4,32	4,42	4,01	4,18	3,87	3,82	3,93	4,11
Finland	4,47	4,42	4,25	4,36	4,25	4,02	4,01	4	3,96	4,00	4,09
Belgien-Luxemburg	4,75	4,86	4,82	5,34	4,98	5,16	5,38	5,45	5,08	3,97	3,99
Spanien	2,16	2,32	2,15	2,20	2,30	2,36	2,40	2,28	2,26	2,35	2,32
Japan	2,55	2,53	2,65	2,24	2,18	2,23	2,39	2,32	2,31	2,40	2,26
Tjeckien	1,50	1,53	1,5	1,53	1,60	1,69	1,72	1,82	1,94	1,95	1,97
Ryssland	2,80	3,13	3,19	3,08	2,92	2,18	1,87	1,9	2,3	2,29	1,86
Sydkorea	1,47	1,55	1,51	1,51	1,56	1,68	1,68	1,83	1,83	1,76	1,68
Kanada	1,84	1,8	1,96	1,86	1,99	1,86	1,79	1,8	1,83	1,77	1,64
Schweiz	1,31	1,34	1,41	1,33	1,33	1,37	1,38	1,31	1,23	1,42	1,46
Österrike	1,26	1,30	1,27	1,31	1,27	1,28	1,26	1,35	1,38	1,43	1,37
Australien	1,41	1,49	1,46	1,33	1,24	1,14	1,15	1,24	1,24	1,33	1,29
Turkiet	1,09	1,14	1,16	1,16	1,18	1,20	1,19	1,22	1,17	1,20	1,25
Brasilien	1,31	1,46	1,41	1,23	1,19	1,02	0,96	1	1,06	1,08	1,09
Indien	1,31	1,34	1,22	1,16	1,17	1,18	1,12	1,14	1,16	1,15	1,05

<b>Ungern</b>	0,71	0,73	0,71	0,73	0,76	0,88	0,86	0,95	0,98	0,99	1,04
<b>Mexiko</b>	0,99	1,02	1,13	1,02	1,02	1,06	1,05	1,05	1,06	1,06	0,99
<b>Irland</b>	0,71	0,74	0,71	0,73	0,70	0,90	0,85	0,77	0,81	0,84	0,83
<b>Slovakien</b>	0,75	0,78	0,79	0,77	0,76	0,79	0,83	0,78	0,75	0,76	0,77
<b>Portugal</b>	0,44	0,44	0,46	0,46	0,47	0,48	0,49	0,53	0,58	0,55	0,58
<b>Grekland</b>	0,29	0,24	0,26	0,27	0,25	0,22	0,22	0,23	0,25	0,24	0,23
<b>Nya Zeeland</b>	0,16	0,16	0,17	0,17	0,18	0,17	0,18	0,18	0,19	0,19	0,19
<b>Island</b>	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,07	0,08	0,09	0,09	0,08	0,08

**\*KIX-vikterna baseras i normalfallet på data tre år tillbaka i tiden då dessa data släpps med fördröjning.**

**\*\*Den sammanräknade vikten för euroområdet används i beräkningen av indexet fr o m 2002.**