



Handelshögskolan
VID GÖTEBORGS UNIVERSITET

EN EKONOMETRISK UNDERSÖKNING AV SVENSK VERKSTADSINDUSTRI

Seminariearbete magisternivå i

Industrial and Financial Management

Handelshögskolan vid Göteborgs Universitet

vårterminen 2011.

Handledare: Jens Madsen

Författare: Födelseårtal:

Erik Jakubowski, 1985-06-03

Axel Schörling, 1986-05-19

Sammanfattning

I följande arbete har en ekonometrisk undersökning av svensk verkstadsindustri genomförts. Åtta bolag, registrerade på Stockholmsbörsen, och tillhörande verkstadsindustrin har valts ut. Dessa är Volvo AB, Sandvik, ABB, Alfa Laval, Assa Abloy, SKF, Scania och Atlas Copco. Bolagens genomsnittliga avkastning utgör den beroende variabeln i undersökningen. De förklarande variablerna har valts med hänsyn tagen till fakta presenterad i bolagens årsrapporter samt ekonomisk relevans. Undersökningen baserar sig på data från juni 2002 till och med februari 2011.

Uppsatsens huvudsakliga frågeställning är vilka faktorer, såväl makroekonomiska som industrispecifika, som i störst utsträckning inverkar på svensk verkstadsindustris resultat. Med bakgrund i en faktormodell har även känsligheten för givna faktorer avgjorts.

Den ekonometriska undersökningen baseras på en flervariabel linjär regression med OLS-estimat. Därtill har flertalet robusthetstest genomförts för att garantera uppfyllnaden av förutsättningarna för korrekta OLS-uppskattningar.

Resultatet varierar beroende på tidsintervall, dock är signifikansnivån generellt låg, så även faktorernas beta-värden. Som jämförande modell har Fama & French-trefaktors modell används. Dess applicering på svensk verkstadsindustri visar på högre signifikans dock även denna med små värden på faktorernas betan.

Innehållsförteckning

1	Inledning.....	1
1.1	Bakgrund.....	1
1.2	Problemdiskussion.....	2
1.3	Uppgiftsformulering.....	3
1.4	Syfte.....	3
1.5	Avgränsningar.....	3
2	Metod.....	5
3	Teoretisk referensram.....	6
3.1	Faktormodeller.....	6
3.2	Robusthetstest.....	8
3.2.1	Felspecifikation av modellen.....	8
3.2.2	Heteroskedastik.....	9
3.2.3	Autokorrelation.....	9
3.2.4	Korrelation mellan feltermen och förklarande variabler.....	10
3.2.5	Feltermens fördelning.....	10
3.3	Modellens uppbyggnad.....	11
3.3.1	Bakgrund – Svensk ekonomisk utveckling.....	11
3.3.2	Svensk verkstadsindustri.....	12
3.3.3	”Random Walk” och effektiva marknadshypotesen.....	13
3.3.4	Den beroende variabeln.....	14
3.3.5	Val av förklarande variabler.....	18
3.3.6	Modellens begränsningar.....	26
4	Analys.....	27
4.1	Regressionens resultat.....	27
4.2	Robusthetstestens resultat.....	29
4.3	Jämförelse med fundamental modell.....	32
5	Diskussion.....	34
5.1	Regressionens resultat.....	34
5.2	Robusthetstestens resultat.....	36
	Litteraturförteckning.....	37
	Appendix A.....	39

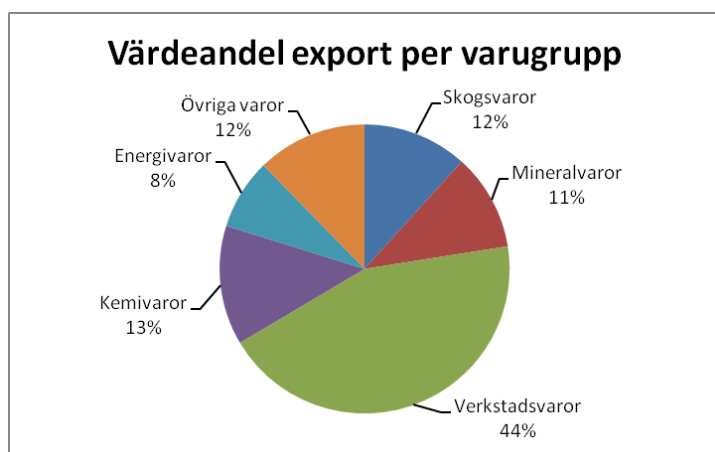
1 Inledning

1.1 Bakgrund

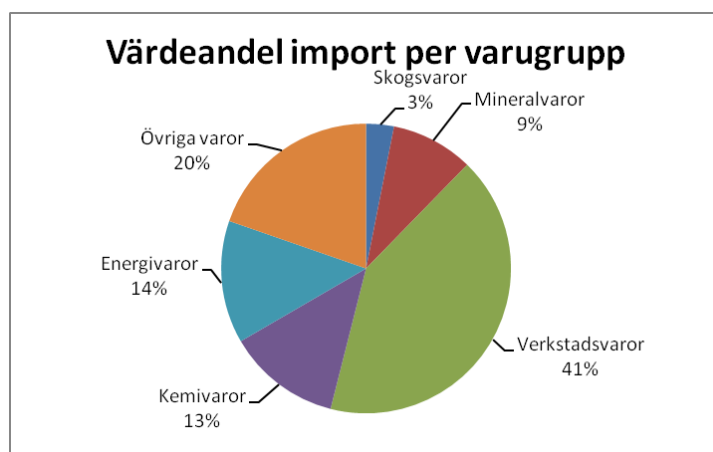
Svensk industriproduktion karaktäriseras av ett brett spektrum av näringsgrenar. Dessa spänner från klassiska råvarunäringsgrenar såsom skogs- och metallindustrin till process-, transport- och verkstadsindustri. Sett från produktionssidan står svensk industri för så mycket som 80% av BNP medan det från användningssidan exporteras ca. 50%. Vidare är Sverige ett av de mest storföretagstata länderna i världen. Dessa koncerner har ytterst stor påverkan på svenskt näringsliv och sysselsättning, inte bara via sitt egenvärde utan även på grund av sina kopplingar till underleverantörer, partners och högskolor runt om i landet.¹

Från början på 1970-talet och framåt har den ekonomiska utvecklingen i Sverige generellt varit lägre än i många andra industriländer, med undantag för de senaste femton åren då Sveriges bruttonationalprodukt i genomsnitt har vuxit med ca. 2,5% per år, vilket motsvarar tillväxttakten för EU-15.² Relativt majoriteten av övriga EU-länder samt USA och Japan, så är Sverige i betydligt större utsträckning exportberoende, delvis på grund av mindre hemmamarknader.

Sammansättningen av svensk varuexport och import illustreras i nedanstående diagram:



Figur 1: Svensk exportsammansättning



Figur 2: Svensk importsammansättning

¹ (Braunerhjelm, n.d.)

² (Ekonomifakta, n.d.), 2011-01-18

Som framgår av ovanstående diagram utgör verkstadsindustrin, som i stort består av maskinproduktion, elektrovaror, vägfordon, telekom, instrument och metallarbeten, den absoluta majoriteten av såväl export- som importsammansättningen. I övrigt utgör skogs- och mineralvaror tillsammans med läkemedelsindustrin (kemivaror) stora exportgrupper och således viktiga näringsgrenar för svensk industri.

Detta kan delvis förklaras med hjälp av klassisk handelsteori genom tillgången på produktionsfaktorer i form av naturresurser och kapital i kombination med en relativ brist på arbetskraft (liten befolkning).

Vidare utgör EU-27 samt Island, Norge och Lichtenstein majoriteten av exportmarknaderna i termer av försäljningsvärde (68%) varav enbart Tyskland, Storbritannien, Danmark och Finland tillsammans står för 53%.³ Motsvarande siffror för USA och Asien är 6,4% respektive 11,9%.

Med bakgrund i strukturen i svensk industri, dess exportberoende (vilket även tydliggörs genom minskningen i varuexportens värde under finanskrisen 2008-2009 på totalt 16% varav fordonsindustrin enskilt minskade med 42%), växande internationell konkurrens i form av tillväxtmarknader och en mer volatil omvärld i termer av budgetunderskott, växelkurser, räntor och råvarupriser etc. är en undersökning av vilka faktorer som påverkar svensk verkstadsindustri (som utgör den klart största näringsgrenen och som i många avseenden spontant förknippas med många multinationella svenska storkoncerner) av intresse. Samtidigt har de svenska verkstadsföretagen till synes återhämtat sig från finanskrisen och utgör numera den tyngsta sektorn på Stockholmsbörsen med 32,3% av börsens totala värde.⁴

En sådan analys kan, förutom ur ett rent vetenskapligt perspektiv, vara relevant som investeringsunderlag och för den allmänna förståelsen för hur en given marknad/företag påverkas beroende på varierande omgivningsbetingelser.

1.2 Problemdiskussion

Det som utgör den huvudsakliga problemformuleringen i denna uppsats är vilka faktorer, såväl makroekonomiska som industrispecifika, som i störst utsträckning inverkar på svensk verkstadsindustris resultat. Med bakgrund i en faktormodell skall även känsligheten för givna faktorer avgöras.

³ (Kommerskollegium, n.d.)2011-01-18

⁴ (Dagen Industri, n.d.), 2011-01-18

Delproblem för uppgiften blir att med bakgrund i ekonomisk teori och företags- samt branschfakta motivera val av lämplig modell och varje ingående faktor för att sedan utvärdera både modellen som helhet men också varje enskild faktors signifikans.

1.3 Uppgiftsformulering

Uppgiftsformuleringen för uppsatsen blir, med utgångspunkt i problemdiskussionen, att kartlägga och rangordna vilka omvärldsfaktorer som har störst inverkan på svensk verkstadsindustri. Vidare skall resultaten förklaras och deras validitet undersökas.

1.4 Syfte

Uppsatsen syftar till att med statistiska hjälpmedel undersöka parameterkänsligheten för en rad faktorer för Sveriges största näringsgren. Ett vidare syfte är att på ett tillfredsställande sätt kunna förklara funna samband och härleda dessa till de korrelationer som hittats. Det övergripande syftet kan delas upp i ett makro- och ett mikroplan, där det inom respektive område går ut på att förstå de olika faktorernas roll och påverkan och därigenom industrin som helhet.

Vidare skall den framtagna ekonomiska faktormodellen jämföras med en vedertagen fundamental faktormodell, nämligen Fama & French tre-faktorsmodell. Detta syftar till att jämföra förklaringshalten för båda typer av modeller.

1.5 Avgränsningar

En första uppenbar avgränsning i arbetet är tillgängligheten av data. Exempelvis aktiekurser, räntor, inflation etc. är alla tillgängliga via börsoperatörens eller riksbankens hemsida. Vad gäller specifika råvaror, index eller växelkurser kan data över dessa vara inte fullt lika tillgängliga. Samtidigt är vissa bolag i undersökningen relativt unga eller nybildade efter ett förvärv. En vidare datarelaterad avgränsning är tidsintervallen i datan, som varierar från faktor till faktor. Den gemensamma nämnaren i denna undersökning är månatliga tidsserier och i de fall då datan ges dagligen eller veckovis medelvärdesbildas denna.

Verkstadsindustrin i kontext av denna undersökning utgörs av de 8 verkstadsindustribolagen med högst omsättning enligt Stockholm OMX 30. Det innebär att bolag mindre än dessa samt underleverantörer exkluderas. En vidare begränsning är att samtliga åtta bolags avkastning blir lika viktade i undersökningen och att de förutsätts svara mot samma generella riskfaktorer (i praktiken svarar varje enskilt bolag givetvis olika utsträckning mot olika faktorer).

Ytterligare avgränsningar är antal faktorer. För att hålla modellen och undersökningen som helhet så koncis och rättfram som möjligt skall endast ett fåtal faktorer tillåtas plats i regressionen. Målsättningen är att inte ha mindre än 5 förklarande variabler och inte fler än 10. En ytterligare motivering för att hålla faktorantalet nere är minskad risk för korrelation mellan variablerna.

Antalet robusthetstest på marknaden är många. Denna uppsats begränsar sig till att använda de generellt förekommande (i grundläggande ekonometrisk litteratur), vedertagna robusthetstesten och utifrån dessa forma analysunderlag.

2 Metod

På grund av verkstadsindustrins dominerande betydelse för svenskt näringsliv väljs denna undergrupp (till total industriproduktion) som beroende variabel för undersökningen. Detta genom att undersöka åtta framträdande verkstadsbolag noterade på Stockholmsbörsen; ABB, Alfa Laval, Assa Abloy, Atlas Copco, Sandvik, Scania, SKF och Volvo.

Industrin beskrivs generiskt genom ett index bestående av samtliga åtta bolags avkastning under den givna tidsperioden. Detta för att ge en indikation på hur verkstadsbranschen som helhet påverkas av fluktuerande råvarupriser, räntor, växelkurser, internationell tillväxt med mera.

Med bakgrund i uppsatsens frågeställningar är en central del i arbetet att nå, bearbeta och analysera tillgänglig data över både de ingående bolagens aktiehistorik och för de förklarande variabelerna. Förfaringssättet vid framtagande av den ekonomiska faktormodellen har dels grundat sig i vad som står skrivet i bolagens årsredovisningar angående exempelvis råvaruberoende, viktiga marknader och eventuella faktorer som bidragit vinst eller förlust för det gångna räkenskapsåret. Då bolagen är grupperade i den så kallade verkstadsindustrin är merparten av de faktorer som de beskriver i sina årsredovisningar generiska för branschen. Vidare har ingående faktorer valts med bakgrund i dess ekonomiska relevans. Bakgrunden till samtliga faktorer redovisas i avsnitt 3.3.5.

För att genomföra den ekonometriska analysen krävs dessutom användandet av statistisk programvara. De regressioner och de robusthetstest som genomförs i denna uppsats är gjorda i MatLab R2010. Utöver grundläggande aritmetik används "Statistical Toolbox". Detta programtillägg innefattar en rad olika funktioner, såsom regressions-diagnostik, robusthetstest, kovariansmatris-funktion med mera. Vad som däremot inte ingår är regressionsverktyg för modeller där en skärningspunkt (konstant) inte ingår. I de fall då detta gäller används istället "\" (backslash)-kommandot som lösare för ekvationssystemet och vidare statistisk analys sker aritmetiskt med den ekonometriska teori som presenteras i teoriavsnittet.

Datan samlas företrädesvis in från databasen DataStream. Denna innehåller bland annat globala aktie-,index- och råvarudata. Ytterligare data hämtas från riksbankens hemsida där bla. inflation och räntor finns tillgängliga. Vidare data har hämtats från Nordpol.

3 Teoretisk referensram

3.1 Faktormodeller

Faktormodellen som förklarande verktyg för avkastning och risk på en tillgång har sitt ursprung i CAPM (Capital Asset Pricing Model), där väntevärdet av avkastningen (på tillgången) beskrivs som en linjär funktion av differansen mellan marknadsavkastningen och den riskfria räntan (marknadens riskpremium). Detta är alltså en modell med endast en faktor, nämligen marknadens riskpremium. Matematiskt beskrivs detta genom:

$$r_p = r_f + \beta_{pm} (r_m - r_f), \quad (3.1)$$

där β_{pm} betecknar tillgångens känslighet med avseende på avkastning gentemot marknadens känslighet. Modellen är enkel att förstå och använda, dock har det förekommit motstridiga empiriska bevis för dess validitet. Detta har lett till att ytterliggare modeller har konstruerats, däribland den så kallade Arbitrage Pricing Theory som är en linjär multifaktormodell given av:

$$r_i = E(r_i) + \beta_1 F_1 + \beta_2 F_2 + \dots + \beta_n F_n + \varepsilon_i, \quad (3.2)$$

där faktorerna F_1, \dots, F_n inte specificeras närmare. Ytterliggare faktormodeller ämnade att förklara portföljvinst är bland annat Fama & French tre-faktor modell, vilken bygger på CAPM men med tillägg av två ytterliggare faktorer – kapitalvärde (SMB) och "book-to-price"-ratio (HML) samt Carharts modell där ytterliggare en "moment"-faktor adderas till de tre tidigare. Connor och Korajczyk⁵ menar att fler än fem faktorer har liten påverkan på modellens känslighet. Fama & French modell är utformad enligt följande:

$$r_i = r_f + \beta_1 (r_m - r_f) + \beta_2 SMB_i + \beta_3 HML_i + \varepsilon_i, \quad (3.3)$$

I följande faktormodeller sägs risken som beskrivs av faktorerna vara så kallat systematisk medan resten sägs vara idiosynkratisk, dvs. tillgångsspecifik. I en portfölj eller ett index är således den systematiska risken för varje enskild tillgång korrelerad med portföljens/indexets andra tillgångar medan den tillgångsspecifika risken är okorrelerad.

Med utgångspunkt i ovanstående modeller kan en generell, linjär tidsseriebaserad, ekonomisk faktormodell (en flervariabel-regression av y med avseende på x) uttryckas som:

$$y_i = \alpha + \beta_1 x_{1t} + \dots + \beta_K x_{Kt} + \varepsilon_t = \alpha + \sum_{j=2}^K \beta_j x_{ji} + \varepsilon_i, j=2, \dots, K \quad i=1, \dots, t, \quad (3.4)$$

⁵ (Connor, 1988)

$$\beta_j = \frac{\partial E(y)}{\partial x_K}, \quad (3.5)$$

Som också går att uttrycka med matrisnotation:

$$Y = \alpha + \beta X + \varepsilon, \quad (3.6)$$

$$Y' = \begin{pmatrix} y_i \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix}, \quad X = \begin{pmatrix} 1 & X_{11} & \cdots & X_{K1} \\ 1 & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{1t} & \cdots & \beta_{Kt} \end{pmatrix}, \quad \beta' = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_K \end{pmatrix}, \quad \varepsilon' = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{pmatrix}, \quad (3.7)$$

Där ε i egenskap av felterm således representerar portföljen (eller den enskilda tillgångens) specifika avkastning.

Med följande antaganden⁶ för en så kallad strikt faktor modell:

1. Varje felterm har en sannolikhetsfördelning med 0 som väntevärde, $E(\varepsilon_i) = 0$
2. Varje felterm är homoskedastisk, $Var(\varepsilon_i) = Var(y_i) = \sigma^2 < \infty$
3. Feltermerna och regressanterna är okorrelerade, $Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = Cov(y_i, y_j) = 0$
4. Både den beroende variabeln och feltermen är normalfördelade,
 $y_i \sim N(\beta_1 + \beta_2 x_{i2} + \cdots + \beta_n x_{in}, \sigma^2)$ och $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$
5. Faktorerna är inte slumpmässiga och inte exakta linjära kombinationer av de andra faktorerna
6. Det förutsätts att $N \gg K$

För att lösa systemet används en så kallad OLS (ordinary least squares) regression, där följande funktion skall minimeras:

$$F(\beta_1, \dots, \beta_n) = \sum_{i=1}^n (y_i - E(y_i))^2, \quad (3.8)$$

De sökta parameteruppskattningarna av $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K$ ges sedan av följande ekvation när faktormodellen är uppställd;

$$\hat{\beta}' = (X'X)^{-1}XY', \quad (3.9)$$

Om ovanstående antaganden stämmer är enligt Gauss-Markov-teoremet parameterskattningarna så kallade BLUE, Best Linear Unbiased Estimators. Detta innebär att variansen är lägst för dessa uppskattningar.⁷

⁶ (R. Carter Hill, 2007)

⁷ (Wahlberg, 2011)

Givet ovanstående kan intressant information i form av tillgångens/tillgångarnas riskkaraktistika extraheras. Variansen för en uniformt viktad beroende variabel, \mathbf{Y} , enligt ovan ges av:

$$\text{Var}(\mathbf{Y}) = \boldsymbol{\beta}' \boldsymbol{\Phi} \boldsymbol{\beta} + \text{Var}(\boldsymbol{\varepsilon}), \quad (3.10)$$

Där $\boldsymbol{\Phi}$, representerar kovariansmatrisen för modellens faktorer. I ovanstående ekvation beskrivs tre olika risker för \mathbf{Y} ; faktorkänsligheten som representeras av de uppskattade värdena $\hat{\boldsymbol{\beta}}$, faktorernas egna risker $\boldsymbol{\Phi}$, samt den tillgångsspecifika eller idiosynkratiska risken $\text{Var}(\boldsymbol{\varepsilon})$.

Andra typer av faktormodeller är bland annat sk. "cross-sectional" där känsligheten för en mängd tillgångar används för att bestämma faktorer över en given tidsperiod, samt statistisk där faktoranalys används för att bestämma faktorer och känslighet som bäst matchar observerad volatilitet och avkastning på undersökta tillgångar.

Vidare behövs en undersökning hurvida ovanstående antaganden är uppfyllda. Detta görs genom en rad så kallade robusthetstest, vilka redogörs för i nästa stycke.

3.2 Robusthetstest

3.2.1 Felspecifikation av modellen

För att hitta eventuella olinjära samband eller utelämnade variabler används ett så kallat RESET test. Detta görs genom att komplettera vår ursprungliga modell med ytterligare en olinjär regression enligt:

$$y_i = \alpha_1 + \beta_{i2} x_2 + \dots + \beta_{iK} x_K + \varepsilon_i, \quad (3.11)$$

$$y_i = \alpha_1 + \beta_{i2} x_2 + \dots + \beta_{iK} x_K + \gamma_1 \hat{y}_i^2 + \gamma_2 \hat{y}_i^3 + \varepsilon_i, \quad (3.12)$$

Där \hat{y}_i betecknar väntevärdet av y_i . Eftersom väntevärdet av y_i i kvadrat och kubik bildar polynom som kan approximera en rad olika funktioner kan ursprungsfunktionen utifall felspecifierad förbättras. För att kunna dra en sådan slutsats görs ett F-test där noll-hypotesen innebär $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$ mot alternativet $\gamma_1 \neq 0$ och/eller $\gamma_2 \neq 0$. RESET-testet kan dock ge samma resultat för två modeller med olika form.

3.2.2 Heteroskedastik

Givet för en OLS-regression är att feltermernas varians skall vara konstant. Motsatsen kallas för heteroskedastik och leder till att estimaten inte blir optimala samt att feltermerna blir påverkade. För att upptäcka eventuell heteroskedastik, som snarare är regel än undantag, används ett White test. Det går ut på att man genomför följande regression:

$$\hat{e}_i^2 = \alpha_1 + \alpha_2 z_2 + \dots + \alpha_K z_K + v_i, \quad (3.13)$$

$$Z = [z_2, z_3, \dots, z_K] = [x_2, x_3, \dots, x_n, \dots, x_2^2, x_3^2, \dots, x_n^2], \quad (3.14)$$

Man kan även inkludera korstermer som $x_2 x_3$. F-test där noll-hypotesen $\alpha = [\alpha_2, \alpha_3, \dots, \alpha_K] = [0, 0, \dots, 0]$ testas mot att någon av koefficienterna skulle vara nollskilda.

Effekten av heteroskedastik är att OLS-estimaterna inte längre är sk. BLUE, Best Linear Unbiased Estimator, samt att OLS standard felen inte blir tillförlitliga.

3.2.3 Autokorrelation

Autokorrelation innebär att tidsserievärden är korrelerade med sina tidigare och/eller framtida värden. Fenomenet förekommer i många olika system och försvårar statistiska undersökningar eftersom mängden oberoende observationer minskar. Även signifikansen för korrelationstest, tidsserier emellan blir svårare. Vidare konsekvenser av autokorrelation blir att minsta kvadratskattningarna inte blir optimala, konfidensintervallen för β blir felaktiga samtidigt som feltermerna blir förutsägbara.

För ändamålet i den här uppsatsen kommer ett så kallat Durbin-Watson test att användas för att upptäcka eventuell autokorrelation. Testet är utgått från följande hypotestest för den så kallade autokorrelationsparamtern:

$$H_0: \rho = 0, \quad (3.15)$$

$$H_1: \rho > 0, \quad (3.16)$$

$$d = \frac{\sum_{i=2}^n (e_i - e_{i-1})^2}{e_i^2}, \quad (3.17)$$

Där d utgör test-statistikan med utfall enligt följande för positiv autokorrelation:

$$d < d_l, \text{förekasta } H_0$$

$$d > d_u, \text{förekasta inte } H_0$$

$$d_l < d < d_u, \text{testet är ofullständigt}$$

För ovanstående hämtas d_u och d_l från tabell⁸. För negativ autokorrelation gäller följande samband:

$$(4 - d) < d_l, \text{förkasta } H_0$$

$$(4 - d) > d_u, \text{förkasta inte } H_0$$

$$d_l < (4 - d) < d_u, \text{testet är ofullständigt}$$

Vid ett ofullständigt Durbin-Watson-test används ett sk. Breusch-Godfrey-test som komplement, vilket utgår från följande hjälp-regression:

$$\hat{e}_t = \alpha + \beta_1 x_{1t} + \dots + \beta_8 x_{8t} + \rho \hat{e}_{t-1}, \quad (3.18)$$

Där signifikans och belopp för autokorrelationsparametern ρ undersöks.

3.2.4 Korrelation mellan feltermen och förklarande variabler

För att undersöka hurvida feltermen är korrelerad med de förklarande variablerna används en en kovariansmatris. Denna matris är uppbyggd enligt följande;

$$\begin{bmatrix} \text{Corr}(X_1, X_1) & \dots & \text{Corr}(X_1, X_N) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \text{Corr}(X_N, X_1) & \dots & \text{Corr}(X_N, X_N) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \dots & \text{Corr}(X_1, X_N) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \text{Corr}(X_N, X_1) & \dots & 1 \end{bmatrix}, \quad (3.19)$$

Denna matris reduceras i fallet då man endast undersöker feltermens korrelation med faktorerna till en radvektor.

3.2.5 Feltermens fördelning

För att undersöka normalfördelningen av feltermerna används ett sk. Jarque-Bera-test. Jarque-Bera-testet använder test-statistikan:

$$JB = \frac{N}{6} \left(S^2 + \frac{(k-3)^2}{4} \right), \quad (3.20)$$

$$S = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (e_i - \bar{e})^3}{\left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (e_i - \bar{e})^2 \right)^{\frac{3}{2}}}, \quad (3.21)$$

$$k = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (e_i - \bar{e})^4}{\left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (e_i - \bar{e})^2 \right)^2} - 3, \quad (3.22)$$

S och k betecknar observationernas sk. "skewness" och "kurtosis" respektive.⁹

⁸ (Ron C. Mittelhammer, 2000)

⁹ Hämtat från: (MatLab, n.d.)den 2011-04-14

3.3 Modellens uppbyggnad

3.3.1 Bakgrund – Svensk ekonomisk utveckling

Strukturen i svensk ekonomi som den ser ut idag har sina rötter i mitten på 1800-talet, då social infrastruktur gjorde det möjligt för företag, institutioner och andra "moderna" arbetsmarknads- och samhällsliga funktioner att börja ta form. Kombinationen av ökad kapitalackumulation och förbättrad faktorproduktivitet ledde till att Sverige gick från att vara ett relativt fattigt jordbruksnation till en ledande industrination. Under denna initiala industrialiseringsfasen lades grunden för de dominerande svenska industrierna (även i våra dagar), nämligen skogs- och verkstadsindustrierna.

Viktiga komponenter som gjorde denna typ av utveckling möjlig var kombinationen och växelverkan av tekniska framsteg i form av bland annat förbättrade transportmöjligheter och en hög investeringskvot. Många av de tekniska framstegen blev delvis möjliga genom det finansiella systemets framväxt i början på 1800-talet, då mindre sparbanker och hypoteksinstitut växte fram. Den finansiella utvecklingen fortsatte med tillväxten av större affärsbanker och instiftandet (1848) av aktiebolagslagen som möjliggjorde aktiefinansiering.

Från 1850-talet och fram till första världskrigets utbrott låg investeringsnivån i real- och humankapital på en relativt konstant nivå om ca. 10% av BNP med bibehållen konsumtion. Detta till en kostnad i negativ bytesbalans under hela perioden till följd av all kapitalimport (som bland annat finansierade det svenska järnvägsbyggandet). 1914 hade Sverige således en statsskuld på 90% av BNP. Vidare ledde teknikskiftet till ett gradvist skifte i arbetsfördelning från jordbruk till industri- och tjänstesektorn samtidigt som utbildningsnivån succesivt ökade i landet. Detta blev en naturlig konsekvens av den allt större betydelsen av inhemsk utvecklingsverksamhet som skulle komma att lägga grunden för många av de svenska verkstadsföretag (Klas Fregert, 2005) (Unionen, 2008) (Kendall, 1953) som idag är multinationella koncerner.

Tekniska framsteg som kännetecknade perioden var som nämnts järnvägen men också vatten-, avlopps- och gasverk, urbanisering, kanalbyggen, elektrifiering, vattenkraft, mekaniska verkstäder och kemisk industri med mera.

Efter andra världskriget tog eran som har kommit att kallas för guldåldern vid. Denna varade fram till 1970 då så gott som samtliga västländers ekonomier avtog. Sedan dess har svensk ekonomi i termer av BNP-tillväxt varit sämre relativt OECD-genomsnittet. Detta har sin förklaring i en rad orsaker, däribland en hög osäkerhet i kapitalavkastning vilket har minskat investeringarna.

Ytterligare en orsak har visat sig vara att svensk industri domineras av storföretag, vilket indikerar att möjligheterna för nyföretagande är begränsade nu jämfört med för 100 år sedan.

De utmaningar som den svenska ekonomin står inför under de närmaste kommande decennierna är bland annat en åldrande befolkning men också ökad konkurrens i form av globalisering och därigenom risken för förlust av arbetskraft och investeringar. Som en konsekvens av globaliseringen sker idag hälften av produktionen i svenska storföretag i utlandet. Traditionellt sett har Sverige satsat starkt på forskningsverksamhet, trots detta växer andelen av högteknologisk produktion i utlandet. Motverkande åtgärder för att minska human- och realkapitalflykt till utlandet är en god social infrastruktur som möjliggör god avkastning på investeringar i landet. För den här uppsatsens specifika ändamål skall därför verkstadsindustrins betydelse i sammanhanget undersökas i nästa avsnitt, dess härkomst, utveckling och position i dagsläget.¹⁰

3.3.2 Svensk verkstadsindustri

Som redan nämnts i inledningsstycket utgör verkstadsindustrin den största näringsgrenen i Sverige med ca. 24.500 företag och sammanlagt över 300.000 anställda. Den står för närmare hälften av varuexporten och i termer av forskningsinvesteringar satsar verkstadssektorn som industrigren överlägset mest. Företagen är spridda över så gott som hela landet men huvudkoncentrationen av företag finns i Skåne, Västra Götaland och Stockholmsregionen. Som även belysts i föregående avsnitt har branschen tack vare globaliseringen blivit allt mer konkurransutsatt men samtidigt fått tillgång till nya marknader, främst i form av tillväxtekonomierna.

Branschen är främst strukturerad kring relativt få men stora företag. De 15 största företagen har tillsammans ca. 40% av antalet anställda och omsätter sammanlagt över 900 miljarder SEK. Samtidigt har 90% av företagen i branschen färre än 50 anställda. Detta beror till viss del på att de stora industrierna i allt större utsträckning outsourcar delar av produktionen och andra tjänster i syfte att binda minimalt med kapital och därigenom bli mer flexibla mot omvärldsförändringar. Trenden är att storföretagen minskar sin andel av skapat förädlingsvärde medan de istället skapar större inköpsnätverk och således färre anställda i Sverige.

Globaliseringstaktiken hos svenska verkstadsföretag fyller ytterligare en funktion, nämligen riskminimering. Geografisk spridning i kombination med en diversifierad produktportfölj minimerar företagets konjunkturkänslighet. Vidare har intäktssidan förändrats och i allt större utsträckning kommit att även omfatta tjänster i form av bland annat underhåll och serviceavtal.

Verkstadsindustrin kan vidare delas in i fyra undergrupper; transportmedel, maskiner, elektro och metallvaruindustri.

¹⁰ (Klas Fregert, 2005)

Till transportmedelsindustrin hör, för den här undersökningen berörda företag, Scania och AB Volvo. Motsvarande för maskinindustrin är Atlas Copco, Alfa Laval och SKF som tillverkar en rad olika verktyg för bland annat gruv- och transportnäringar. Elektroindustrin största aktör är ABB som utvecklar och tillverkar en rad olika elektronikprodukter så som ställverk, generatorer, frekvensomriktare och styrsystem. Även Assa Abloy är verksam inom denna näringsgren då de tillverkar elektronisk passagekontroll, identifieringsprodukter och låsprodukter mm. Till metallvaruindustrin hör Sandvik som tillverkar en mängd olika stål och metallprodukter. Slutsatsen är att verkstadsindustrin är en tämligen inhomogen bransch med väldigt stort utlandsengagemang både i form av kunder men också personal och tillverkning.¹¹

3.3.3 "Random Walk" och effektiva marknadshypotesen

1953 publicerade Maurice Kendall "The Analysis of economic time series, Part 1: Prices"¹², där han fann att aktiepriser följde ett stokastiskt mönster – de var lika sannolikt att de gick upp som ner under en dag givet historiska kurser. Slumpmässigheten innebär att aktiepriserna är oförutsägbara och antas följa en så kallad "random walk".

Förklaringen bakom oförutsägbara aktiepriser är tämligen rättfram och numera vedertagen. Givet en förutsägelse om en framtida prisstegring investerar den rationelle investeraren i tillgången samtidigt som säljaren blir mindre villig att sälja. Följdaktligen sker en omedelbar prisökning, vilken ska reflektera den förutsagda värdeökningen. Vidare innebär detta att all information om en framtida kursutveckling således blir nutida information. Detta leder således till att aktiekurser förväntas spegla all tillgänglig information på marknaden.

Aktieprisernas slumpmässighet kan därför ses som ett tecken på en effektiv marknad. Under antagandet att aktiepriset är rationellt bestämt kan endast ny information ändra det. "Random walk" speglar därför alltid all tillgänglig information. Om aktiepriset skulle kunna förutsägas skulle detta vara ett tecken på en ineffektiv marknad.

Med bakgrund i den effektiva marknadshypotesen (och givetvis att dessa bolags utstående aktier handlas på en effektiv marknad) antas därför att förväntade faktorvariationer är tillgänglig information och därmed inkorporerade i bolagens aktiepris (och avkastning). Därför utförs regressionen med de oförväntade förändringarna i respektive förklarande variabels avkastning som oberoende variabler.

¹¹ (Unionen, 2008)

¹² (Kendall, 1953)

Den oförväntade förändringen erhålls genom att först genomföra en linjär regression (utan skärningspunkt) enligt:

$$f_{1,t} = \beta_1 f_{1,t-1} + \varepsilon_{f1}, \quad (3.23)$$

Där sedan ε_{f1} utgör den oförväntade förändringen tillika en av de förklarande variablerna i huvudregressionen: $y = \alpha + \beta_1 \varepsilon_{f1} + \dots + \beta_N \varepsilon_{fN} + \varepsilon$. Detta är en så kallad första ordningens "auto-regressive" (AR(1)) modell. I denna uppsats kallas denna regression för förberedande då den ger indata till "huvudregressionen".

3.3.4 Den beroende variabeln

För att dels förstå bakgrunden till val av faktorer och därmed den ekonometriska undersökningen samt den därpåföljande analysen av resultaten krävs en genomgång av den beroende variabelns ingående bolag. Den beroende variabeln består av de 8 största verkstadsbolagen på Stockholmsbörsen, nämligen ABB, Alfa Laval, Assa Abloy, Atlas Copco, Sandvik, Scania, SKF och AB Volvo och är ett likaviktat medelvärde av dessas avkastning under den givna tidsperioden. Tidsperioden utgörs av månadvisa slutkurser (och för mertalet faktorer månadsgenomsnitt) mellan juni 2002 och februari 2011, sammanlagt 105 mätvärden.

ABB

ABB är det I sammanhanget efter omsättning (varav hälften utgörs av Europa-marknaden tillika den största för ABB) största bolaget. Dess verksamhetsområde är brett beskrivet överföring och distribution av elektricitet, kraftanläggningar, motorer, drivsystem, generatorer, industrirobotar, automationslösningar och skyddsutrustning för elektrisk överbelastning. Bolaget har verksamhet i ca hundra länder.¹³

Alfa Laval

Alfa Laval omfattar drygt 12.000 anställda varav majoriteten i Sverige. Företagets huvudsakliga verksamhetsområde är som leverantör av värmeväxlare, separatorer samt pumpar och valv. Bolagets produkter används i ett brett spektrum av industri, från raffinaderier till matproduktion, läkemedel och gruvidrift. Kunderna utgörs av entreprenadföretag och återförsäljare medan Alfa Laval skräddarsydda system som regel säljs via egna säljbolag världen över.^{14 15}

¹³ Hämtat från: (Dagens Industri, n.d.) 2011-03-29

¹⁴ Hämtat från (Dagens Industri, n.d.)2011-03-29

¹⁵ (Alfa Laval, 2009)

Assa Abloy

Assa Abloy tillverkar dörröppningssystem såsom lås och övrig dörrsäkerhet till konsument och företag. Verksamheten omfattar utöver lås, cylindrar, elektromagnetiska produkter, säkerhetsdörrar, beslag, elektronisk passagekontroll, identifieringsutrustning och låssystem för hotellnäringen. Verksamheten är etablerad i hela världen och marknadsledande i Europa och Nordamerika.¹⁶¹⁷

Atlas Copco

Atlas Copco har verksamhet i 170 länder och omkring 30.000 anställda. Företaget tillverkar kompressorer, anläggnings- och gruvutrustning samt en rad andra industriverktyg och monteringsystem. Liksom övriga bolag utgör Europa och Nordamerika koncernens största kundmarknader.

Sandvik

Sandvik bedriver verksamhet i över 130 länder och har ca. 44.000 anställda. Kundområdena omfattar bland annat gruv-, verkstad-, energi-, flyg-, anläggnings- och fordonsindustrier. Till dessa näringar tillverkar Sandvik maskiner och verktyg i hårdmetall och snabbstål samt en rad rostfria produkter. Utöver detta tillverkar bolaget produkter i keramiska material, i titan och en rad speciallegeringar. Företagets huvudsakliga kundregion är Europa.¹⁸

Scania

Scania har ca. 35.000 anställda, huvudsakligen i Sverige men också i bland annat Polen, Ryssland och Brasilien. Scania's huvudsakliga affärsområden omfattar lastbilar, bussar, motorer och en rad serviceprodukter. Liksom övriga bolag i klassen utgör Europa huvudmarknaden.¹⁹

SKF

SKF är representerat i över 130 länder via sina tillverkningsplatser och säljbolag. Produkterna omfattar främst rullningslager, tätningar, mekatronik, service och smörjsystem. Vidare eftermarknadstjänster är bland annat teknisk support, underhållstjänster och utbildning. Kunderna omfattar i stort fordonsindustrin och den industriella eftermarknaden. Huvudsakligt kundområde är Västeuropa.^{20 21}

¹⁶ Hämtat från (Dagens Industri, n.d.) 2011-03-29

¹⁷ (Assa Abloy, 2009)

¹⁸ (Sandvik, 2009)

¹⁹ Hämtat från: (Dagen Industri, n.d.) 2011-03-29

²⁰ (SKF, 2009)

AB Volvo

Volvo-koncernen är sett till antal anställda det största bolaget i gruppen med sina 90.000. Försäljning sker i så gott som samtliga världens länder. Koncernen omfattar bussar, lastbilar, motorer, anläggningsmaskiner, flyg- och båtmotorer och motorer till industriella användningsområden. Liksom övriga bolag utgör AB Volvo's huvudsakliga kundområde av Europa och Nordamerika följt av Asien. Lastbilar utgör majoriteten (67%) av koncernens omsättning.²²

Sammantaget

Som framgår av ovanstående undersökning har bolagen en rad gemensamma faktorer, däribland internationell etablering (främst i Europa och Nordamerika), brett produkt- och serviceutbud samt ett relativt jämt råvaruberoende. Detta bereder en bas inför val av förklarande variabler. Samtidigt indikerar bolagens likheter att deras avkastning borde vara förhållandevis högt korrelerad, vilket följande korrelationsmatris även visar:

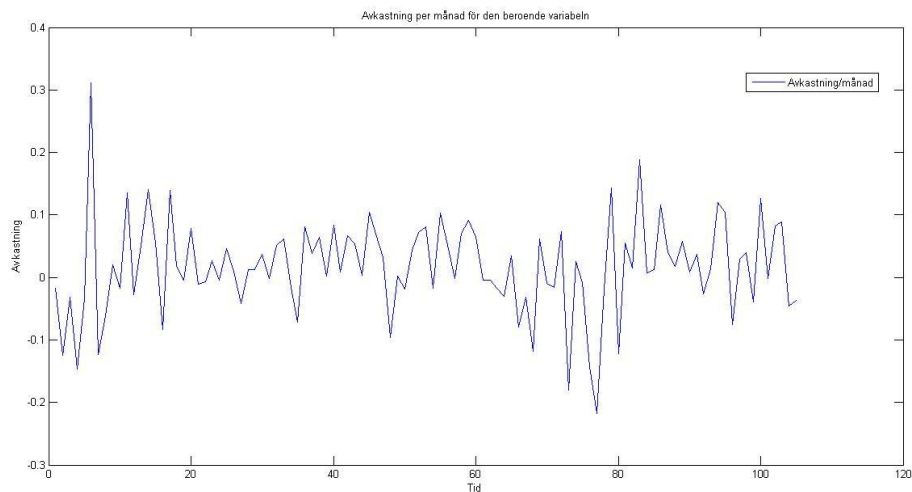
	Volvo	Scania	Atlas Copco	Sandvik	Alfa Laval	SKF	ABB	Assa Abloy
Volvo	1.0000	0.7710	0.6931	0.6569	0.5234	0.6466	0.4195	0.5501
Scania	0.7710	1.0000	0.6416	0.5223	0.4950	0.5907	0.4378	0.5767
Atlas Copco	0.6931	0.6416	1.0000	0.6749	0.5139	0.8324	0.2775	0.5886
Sandvik	0.6569	0.5223	0.6749	1.0000	0.5120	0.7209	0.1954	0.5070
Alfa Laval	0.5234	0.4950	0.5139	0.5120	1.0000	0.4704	0.3253	0.2998
SKF	0.6466	0.5907	0.8324	0.7209	0.4704	1.0000	0.2463	0.5912
ABB	0.4195	0.4378	0.2775	0.1954	0.3253	0.2463	1.0000	0.4635
Assa Abloy	0.5501	0.5767	0.5886	0.5070	0.2998	0.5912	0.4635	1.0000

Tabell 1: Korrelation mellan inkluderade bolag.

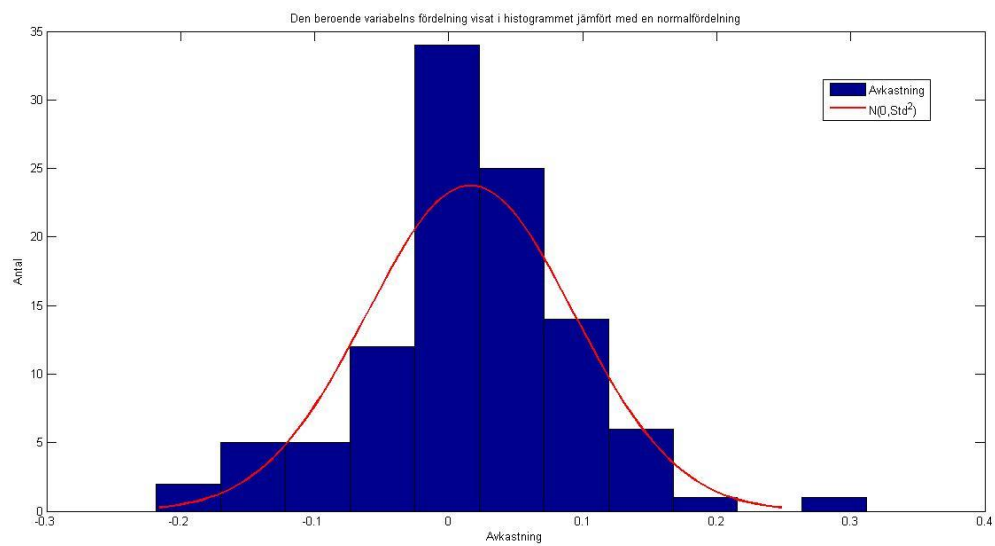
²¹ (Volvo AB, 2009)

²² Hämtat från: (Dagens Industri, n.d.) 2011-03-29

Vidare illustreras den genomsnittliga avkastningen och dess fördelning (histogram) nedan:



Figur 3: Den beroende variabeln plottat över tid.



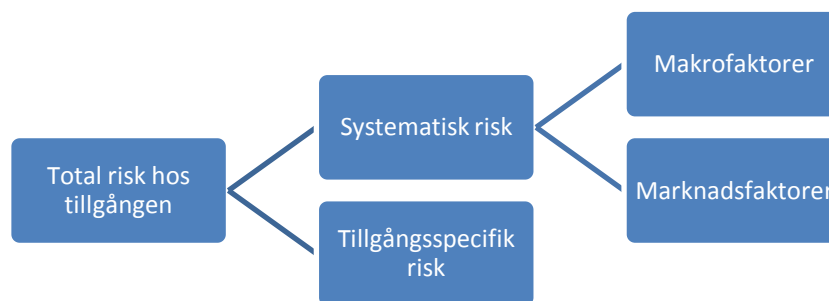
Figur 4: Histogram och motsvarande normalfördelning för den beroende variabeln.

Där medelvärdet är 0,0163 och standardavvikelse på 0,0773.

3.3.5 Val av förklarande variabler

Vid val av faktorer är det viktigt att beakta risken för hög kolinjäritet mellan faktorerna samtidigt som antalet faktorer måste vara tillräckligt många för att på ett tillfredställande sätt förklara den undersökta variabeln. Högt kolinjäritet mellan förklarande faktorer är således inte önskvärdt medan det är eftersträvarvärt mellan förklarande och beroende variabler.

För att dela upp valet av faktorer samt för att på ett enkelt sätt åskådliggöra förfarandet delas först bestämningsgrunderna för tillgångens avkastning in enligt nedan:



Figur 5: Schematisk framställning av en tillgångs riskstruktur.

Vad som i sin tur bestämmer avkastningen på, i detta fall börsnoterade verkstadsbolag, är förändring i bolagens aktiekurs. Ett företags aktiekurs ges av dess P/E-ratio multiplicerat med vinst per aktie (EPS). Med utgångspunkt i att bolagens (förväntade) vinst utgör en beståndsdel för dess aktiekurs och således aktiens avkastning bestäms faktorerna enligt ovanstående indelning.

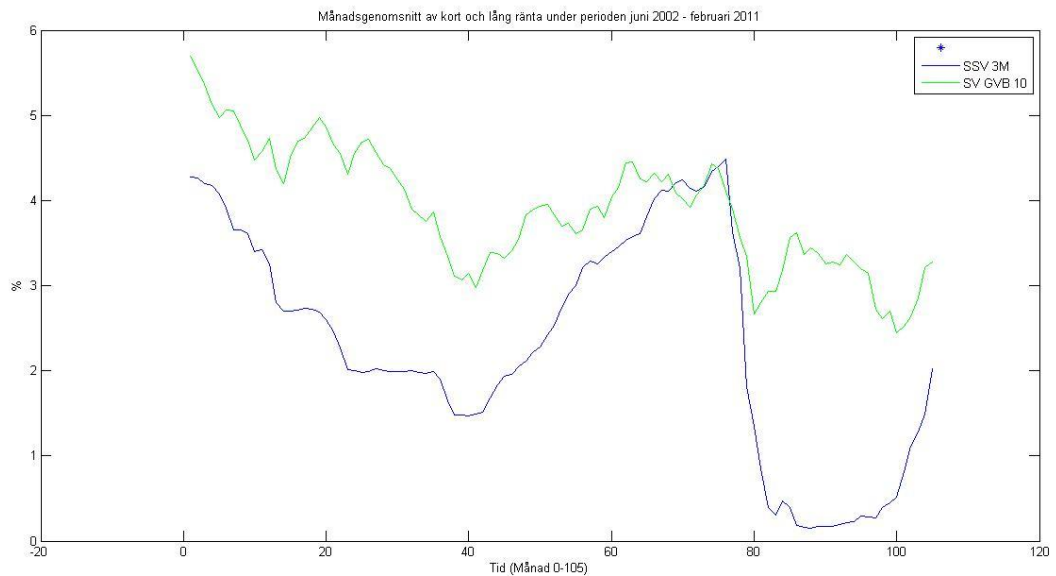
På dagens dynamiska marknader kan betydelsen av faktorer variera över tiden. En faktor som är signifikant vid en viss tidpunkt kan tappa sin betydelse och bli ersatt av en annan. Faktorerna skall därför i görligaste mån vara omfattande, statistiskt signifikanta, intuitiva och ha ekonomisk förklaringsgrund samt vara linjärt oberoende. Vidare implicerar effektiva marknader att all information är tillgänglig för alla investerare, vilket gör att faktorerers påverkan såsom ränta, oljepris etc. kan anses vara inbakade i aktiekurserna. Bakgrunden till främst "råvarufaktorerna", råolja och metalpris, är att dessa förekommer i bolagens årsredovisningar som just faktorer som har inverkan på bolagens resultat. Nedan följer en redovisning av valda faktorer.

Makrofaktorer

Ränta

Risikfri ränta inbegrips som en gängse faktor i många modeller, däribland CAPM, Fama & French mfl., så även i denna. I denna modell delas räntan upp i två beståndsdelar; 3 månaders statsskuldsväxlar och 10 års statsobligationer. Den kortare av de två utgör för en kortare investeringshorisont dels en alternativ placering men också en diskonteringsfaktor för handlade tillgångar. Statsskuldsväxlarna används dessutom som reglerande instrument för inflationen i landet.

Den långa räntan, 10 års statsobligationer skall fånga den långsiktiga marknadsrisken för verkstadsbolagen mot förändringar i ränteläget. Nedan illustreras utvecklingen för respektive ränta för den undersökta perioden.

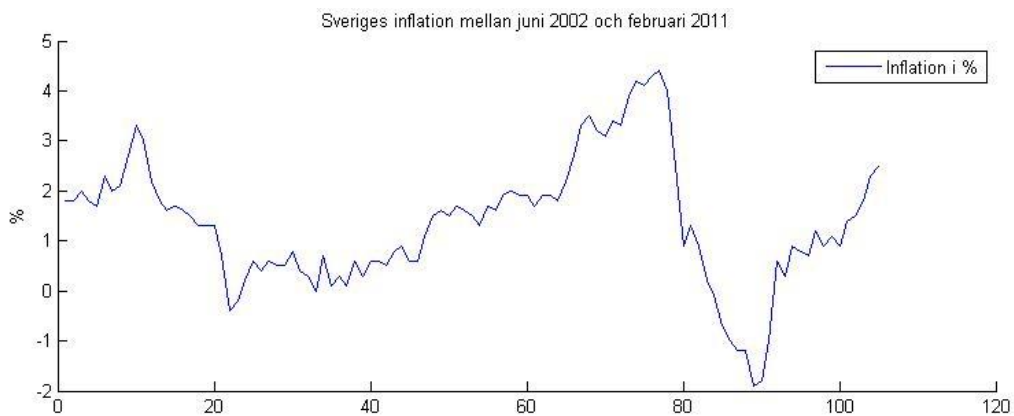


Figur 6: Kort och lång ränta över tid.

Tidpunkten för de enorma fallen för både kort och lång är augusti 2008, nämligen då den senaste finanskrisen uppenbarade sig. Vad som även är tydligt i ovanstående figur är korrelationen mellan de båda räntorna, vilken är 0,7321. Tumregeln är att korrelationskoefficienter över 0,8 anses ha skadlig inverkan på en regressionen.

Inflation

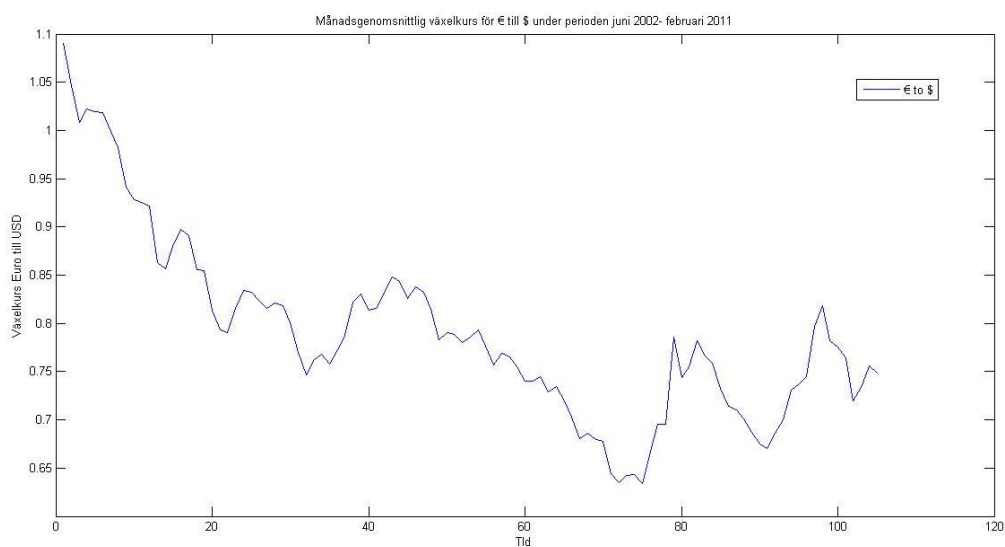
Syftet med att inkludera inflation som faktor är delvis för att fånga relativprisförändringar men också förändringar i ökningstakten av den allmänna prisnivån. Inflationen påverkas av hur centralbanken reglerar mängden pengar men också om mängden varor och tjänster som efterfrågas överstiger den mängd som företagen kan producera. Ytterligare en faktor som påverkar inflationen är företags och hushålls förväntningar gällande prisnivåer. Detta i och med höjda löneanspråk. Inflationen för den undersökta perioden redovisas nedan:



Figur 7: Sveriges inflation över tid.

Valutakurs

Som framgår i undersökningen av den svenska verkstadsindustrin utgör EU-25 samt USA stora marknader för de bolag vars genomsnittliga avkastning den beroende variabeln utgör. Utöver dessa regioners funktion som kunder utgör de även en viktig roll som bas för diverse underleverantörer och serviceföretag. Dessutom är USA och EU-25 individuellt tillräckligt stora aktörer för att påverka världsmarknadsläget signifikant. Med bakgrund i detta utgör valutavariabeln EUR/USD en viktig och intressant komponent i sammanhanget. Som framgår har dollarkursen en tydligt fallande trend gentemot euron. Växelkursutvecklingen under den undersökta perioden redovisas nedan:



Figur 8: Valutakurs över tid.

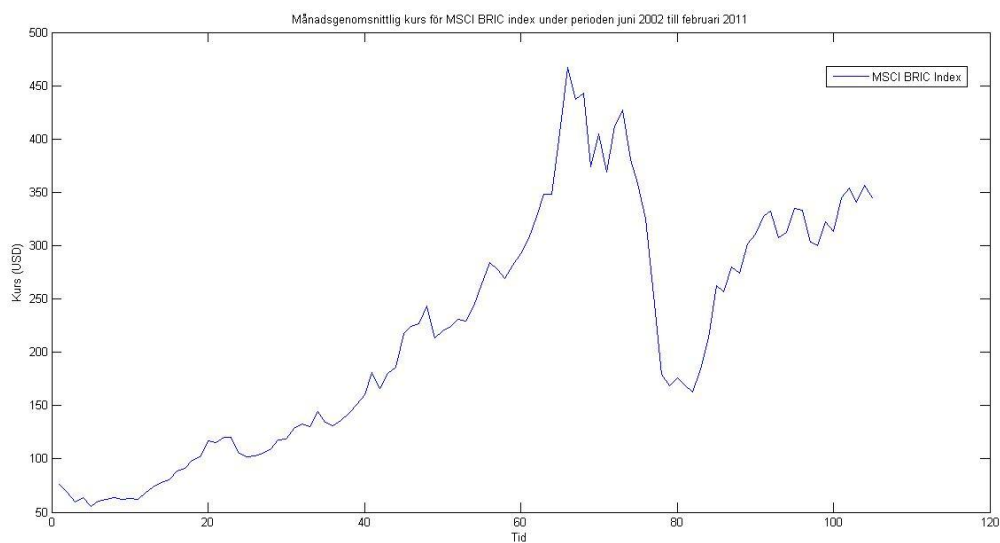
BRIC-ländernas tillväxt

BRIC är det samlingsnamn (myntat av Goldman-Sachs-ekonomen Jim O'Neil) som betecknar länderna Brasilien, Ryssland, Indien och Kina²³. Dessa länder har under en längre tid gått under epitetet tillväxtekonomier i samband med de höga utvecklingstakterna i handeln som dessa länder uppvisat. Även i så gott som samtliga undersökta bolags årsredovisningar framhålls alla eller några av dessa tillväxtekonomiers betydelse för handeln. För samtliga länder utgör EU-27 den viktigaste handelspartnern.

²³ (Kommerskollegium, 2001)

Vad som däremot skiljer länderna åt är exporten och importens sammansättning, där exempelvis Indiens handelskvot i betydligt större utsträckning utgörs av servicetjänster än tex. Brasilien vars jordbruk står (nu liksom förr) för en betydande del av landets ekonomi. Länderna delar med andra ord enbart en tillväxtpotential snarare än gemensam handelssammansättning.

Som värdeämätare på BRIC-ländernas utveckling väljs MSCI's BRIC index. Detta index är "free-float adjusted", kapitalviktat och är en sammanslagning av MSCI Brazil, MSCI Russia, MSCI India och MSCI China-indexen. Indexet syftar till att ge en övergripande representation av aktiemarknadernas prestation i dessa länder. Vidare består det av över 200 aktier.²⁴ Indexets utveckling redovisas nedan:



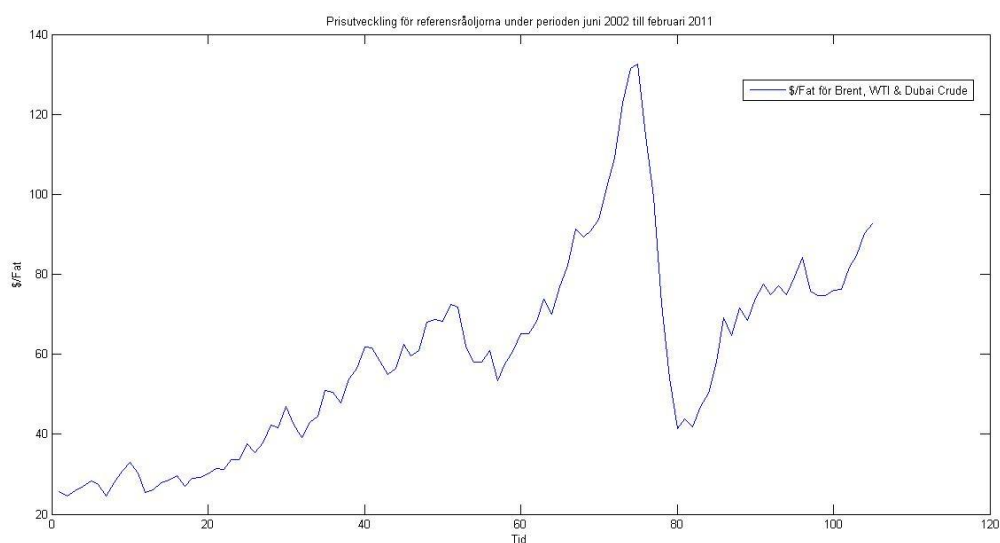
Figur 9: BRIC-indexet över tid.

²⁴ Hämtat från: (MSCI Barra, n.d.) 2011-03-30

Marknadsfaktorer

Råoljepris

Priset på råolja är inte bara en indikator på det internationella ekonomiska konjunkturläget utan även en råvara som påverkar företagens balansräkningar eftersom många styckdetaljer är oljebaserade (plast) men även pga. skillnader i transportpriser. Referenspriserna på råolja utgörs av nordsjöoljan Brent, amerikansk WTI (West Texas Intermediate) och Dubai Crude. Som faktor i denna undersökning används således ett lika viktat medelvärde av spot-priset (USD/Fat) för dessa tre råoljor. Prisutvecklingen visas nedan:

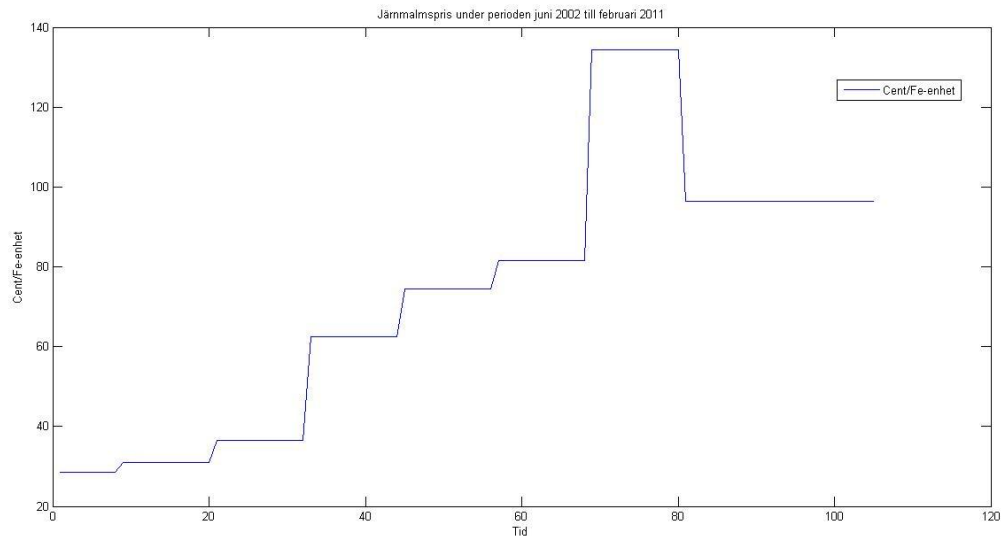


Figur 10: Pris på råolja över tid.

Metalpris

För de bolag som ingår i denna undersökning utgör metall en råvara som förädlas för att slutligen ingå i de produkter som tillverkas. Det har framhållits i årsredovisningar att metallpriser påverkar bolagens resultat, detta trots att råvarans pris har en relativt liten kortsiktig påverkan på slutproduktens pris.²⁵ Även på medelfristig sikt är metalefterfrågan förhållandevis inelastisk och avviker endast i sådana fall där komponenter går att ersätta substitueras. Vidare är produktionstakten oflexibel. Den tillgängliga datan över metallpris visar brasilianskt järnmalm med ett Fe-innehåll på 64,5% i Cent/Fe-enhet.

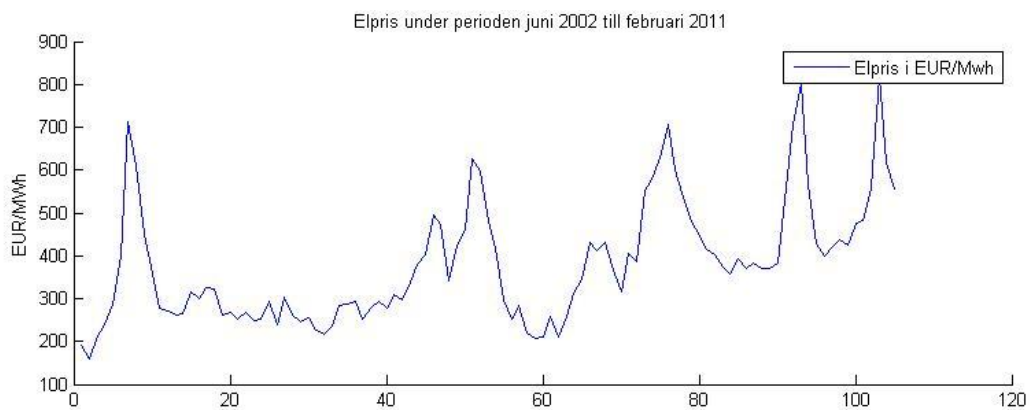
²⁵ (German, 2005)



Figur 11: Pris på järnmalm över tid.

Elpris

Ytterliggare en råvara är elektricitet. Priset på denna påverkar bolagen i form av högre eller lägre produktionskostnader. Datan för elpriset är hämtad från Nord Pool Spot group som är den största elektrisitetsmäklaren i världen. Nord Pool förmedlar över 70% av all el i Norden och deras systempris fungerar som referenspris för grossistmarknaden och kundmarknaden.²⁶ Prisutvecklingen i EUR per MWh, som tydligt är säsongsb beroende, redovisas nedan:



Figur 12: Elpris över tid.

²⁶ Hämtat från: (Nordpol, n.d.) 2011-03-30

Sammantaget

Som framgår ur tidsdiagrammen för samtliga (elpriset exkluderat) förklarande variabler sker drastiska fall i samband med den finansiella krisen som påbörjades under 2008. Dessa shockrörelser i variablerna kan leda till icke-rättvisande estimat om regressionen löper över dessa. Därför delas regressionen upp i tre delar; en som löper över hela tidsintervallet, en innan finanskrisen och en efter. Vidare är det faktorernas avkastningar (borträknat inflation, växelkurs och räntor) som används i tidsserierna. Vid okulär besiktning av prisutvecklingen framgår även att en viss grad av kolinjäritet mellan de förklarande variablerna existerar. Korrelationsmatrisen för de förklarande variablerna redovisas nedan:

	Järn	Olja	BRIC	SSV 3M	SV GVB 10 År	Euro till USD	EI	Inflation
Järn	1.0000	0.0672	-0.1181	0.1128	0.0622	-0.0667	-0.0354	0.0105
Olja	0.0672	1.0000	0.2790	-0.0543	0.0686	-0.0536	0.0477	-0.1866
BRIC	-0.1181	0.2790	1.0000	-0.2021	-0.0915	0.0167	0.0032	-0.3471
SSV 3M	0.1128	-0.0543	-0.2021	1.0000	0.7321	0.2257	0.0906	0.7734
SV GVB 10 År	0.0622	0.0686	-0.0915	0.7321	1.0000	0.5221	0.1139	0.3234
Euro till USD	-0.0667	-0.0536	0.0167	0.2257	0.5221	1.0000	0.0758	-0.0251
EI	-0.0354	0.0477	0.0032	0.0906	0.1139	0.0758	1.0000	-0.0028
Inflation	0.0105	-0.1866	-0.3471	0.7734	0.3234	-0.0251	-0.0028	1.0000

Tabell 2: Korrelationsmatris för faktorerna i den förberedande regressionen.

	E_järn	E_olja	E_BRIC	E_SSV 3M	E_SV GVB 10 År	E_euro_usd	E_el	E_inflation
E_järn	1.0000	0.0695	-0.1295	0.0360	-0.0500	-0.0155	-0.0330	-0.1259
E_olja	0.0695	1.0000	0.1531	0.1173	0.0778	-0.0569	-0.0138	0.2206
E_BRIC	-0.1295	0.1531	1.0000	0.0210	-0.0089	-0.0910	-0.0326	-0.1187
E_SSV 3M	0.0360	0.1173	0.0210	1.0000	0.8915	0.8382	0.1589	0.5004
E_SV GVB 10 År	-0.0500	0.0778	-0.0089	0.8915	1.0000	0.9347	0.1547	0.4121
E_euro_usd	-0.0155	-0.0569	-0.0910	0.8382	0.9347	1.0000	0.1289	0.3681
E_el	-0.0330	-0.0138	-0.0326	0.1589	0.1547	0.1289	1.0000	0.1943
E_inflation	-0.1259	0.2206	-0.1187	0.5004	0.4121	0.3681	0.1943	1.0000

Tabell 3: Korrelationsmatris för faktorerna i huvudregressionen.

De två räntorna visar oroväckande höga korrelationer mellan. Det gör även den ränteläget både på lång och kort sikt gentemot växelkursen. I övrigt är korrelationerna förhållandevis väldigt låga.

Jämförelsefaktorer

Som jämförelse till den ekonomiska faktormodell som baseras på bla. vad som anges i bolagens årsredovisningar används Fama & French tre-faktormodell. Denna baseras på tre riskfaktorer; marknadens riskpremium (CAPM's faktor), SML/SMB vilken står för Small minus Large/Small minus Big och representerar skillnaden i avkastning mellan portföljer bestående av tillgångar med litet respektive stort marknadsvärde (marknadsvärde definieras som aktiepris multiplicerat med utstående aktier) och HML vilken står för High minus Low och på motsvarande sätt representerar skillnaden i avkastning för tillgångar med högt respektive lågt "book-to-market-value" (BE/ME).²⁷

Dessa komplementära faktorer till CAPM-modellen har visat sig reducera prisavvikelserna till sagda modell. Syftet är att jämföra den framtagna ekonomiska modellen med en fundamental faktor-modell i termer av förklaringsvärde. Både SML och HML är hämtade från Kenneth French's hemsida och innehåller amerikanska data.²⁸

3.3.6 Modellens begränsningar

En modell av den här typen är givetvis förknippad med en rad begränsningar. I en faktormodell kvarstår oavsett om de presenterade robusthetstesten visar sig positiva problematiken med utelämnade variabler och kausalitetens riktning, det vill säga vad som orsakar vad.

Vidare är tillgängligheten av data alltid en begränsande faktor när det kommer till att konstruera underlag till modellen. För att modellera verkstadsbranschen valdes i denna undersökning de 8 största bolagen registrerade på Stockholmsbörsen. De olika bolagen skiljer sig däremot åt genom att de genom tiderna har varit föremål för diverse sammanslagningar och förvärv vilket medför att deras aktiehistorik (under deras nuvarande bolagsbeteckning) sträcker sig olika långt tillbaka i tiden.

Ytterligare begränsningar hos modellen är dess oförmåga att fånga icke-linjära samband samt dess eventuellt temporära validitet, iom. att förutsättningarna för att konkurrera och generera vinst inte är konstanta kommer heller inte ekonomiska faktormodeller att kunna spegla detta om inte faktorerna ändras, byts ut eller på annat sätt modifieras.

²⁷ (Alexander, 2008)

²⁸ Hämtat från: (French, n.d.) 2011-04-02

4 Analys

4.1 Regressionens resultat

Den beroende variabeln i undersökningen konstrueras av de åtta enskilda bolagen presenterade i avsnitt 3.3.4 enligt följande medelvärdesbildning:

$$Y = \frac{\sum_{t=1}^8 c_{it'}}{8}, \quad (4.1)$$

Där c_i' representerar vektorn innehållandes respektive bolags avkastning under den givna tidsperioden.

Den förberedande regressionen, beskriven i avsnitt 3.3.3, ger faktorerna för huvudregressionen enligt:

$$\begin{aligned} \varepsilon_{f1} &= f_{1,t} - \beta_1 f_{1,t-1}, \\ &\vdots \\ \varepsilon_{fN} &= f_{N,t} - \beta_N f_{N,t-1} \end{aligned} \quad (4.2)$$

Dessa vektorer utgör sedan matrisen X enligt tidigare notation;

$$X = \begin{bmatrix} \varepsilon_{f1,1} & \cdots & \varepsilon_{f8} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \varepsilon_{f1,105} & \cdots & \varepsilon_{f8,105} \end{bmatrix}, \quad (4.3)$$

Resultaten för de tre regressionerna (pre-kris, post-kris och över hela tidsperioden) redovisas i nedanstående tabeller:

<i>Före</i>					
Faktor	Beta	StdErr	tStat	pVal	R²
Konstant	0.018411	0.010489	1.7553	0.085102	0,1211
E_järn	0.12543	0.10275	1.2207	0.2277	
E_olja	-0.16625	0.13127	-1.2665	0.21098	Obs#
E_BRIC	0.22984	0.14262	1.6115	0.11312	61
E_SSV 3M	-0.030491	0.085094	-0.35833	0.72155	
E_SV GVB 10 År	0.0011093	0.067683	0.01639	0.98699	
E_euro_usd	-0.00055466	0.33553	-0.0016531	0.99869	
E_el	-0.012504	0.052466	-0.23832	0.81257	
E_inflation	0.058055	0.029981	1.9364	0.058267	

Tabell 4: Resultat för regressionen under tidsperioden före krisen.

<i>Efter</i>					
Faktor	Beta	StdErr	tStat	pVal	R ²
Konstant	0.0012307	0.012723	0.096731	0.92348	0,2335
E_järn	0.038579	0.12704	0.30368	0.76312	
Eolja	0.42327	0.19532	2.1671	0.036924	Obs#
E_BRIC	0.10621	0.14974	0.70931	0.4827	45
E_SSV 3M	0.027478	0.059519	0.46167	0.6471	
E_SV GVB 10 År	-0.043775	0.08152	-0.53698	0.59458	
E_euro_usd	1.0602	0.66509	1.5941	0.11966	
E_el	-0.029543	0.07297	-0.40486	0.68798	
E_inflation	-0.053748	0.030798	-1.7452	0.089482	

Tabell 5: Resultat för regressionen under tidsperioden efter krisen.

<i>Hela tidsperioden</i>					
Faktor	Beta	StdErr	tStat	pVal	R ²
Konstant	0.012511	0.0080303	1.558	0.12253	0,0659
E_järn	0.083193	0.080371	1.0351	0.30322	
Eolja	0.052445	0.10389	0.50483	0.61484	Obs#
E_BRIC	0.20806	0.10131	2.0537	0.042721	105
E_SSV 3M	-0.030717	0.039293	-0.78174	0.43629	
E_SV GVB 10 År	0.012023	0.047161	0.25494	0.79932	
E_euro_usd	0.053493	0.21859	0.24471	0.8072	
E_el	-0.025599	0.042952	-0.59599	0.55258	
E_inflation	-0.0019788	0.020267	-0.09764	0.92242	

Tabell 6: Resultat för regressionen under hela tidsperioden.

I presenterade regressioner är dessvärre ett slående antal få faktorer signifikanta. Ingen är signifikant i mer än en regression och i den som spänner över tidsperioden före krisen är ingen faktor signifikant vid en 5%-nivå. För att undersöka genomförda regressioners validitet krävs att ovan beskrivna robusthetstest utförs och att felestimat korrigeras.

4.2 Robusthetstestens resultat

I detta avsnitt redovisas resultaten av robusthetstesten som presenteras i avsnitt 3.2.

RESET-test

I RESET testet läggs \widehat{y}^2 samt \widehat{y}^3 till i "test-regressionen", där $\widehat{y} = \alpha + X\beta$, det vill säga den genomförda regressionens skattning av y . Vidare appliceras ett F-test enligt;

$$H_0: \beta_9 = \beta_{10} = 0, H_1: \beta_9 = \beta_{10} \neq 0, \quad (4.4)$$

$$F_{0,05,2,95} = \frac{\frac{SSE_R - SSE_U}{J}}{\frac{SSE_U}{N-K}} = 0,020, \quad (4.5)$$

Där $J=9$, $N=105$ och $K=10$. Från tabell fås \approx ;

$$P(F_{2,95} \leq 3,07) = 0,95, \quad (4.6)$$

Det går inte att förkasta H_0 enligt ovan. Den beroende variabeln y behöver nödvändigtvis inte förklaras med potenser eller kombinationer av faktorerna givna i modellen, vilket går att härleda till modellens låga signifikansnivå.

Heteroskedastik

White-testet, beskrivet i avsnitt 3.2.2, genomförs med residualerna i kvadrat från regressionen i avsnitt 4.2. Samtliga faktorer kvadreras och adderas så att Z-matrisen får följande form;

$$Z = [f_1' \dots f_8' f_1'^2 \dots f_8'^2], \quad (4.7)$$

Där f_x' representerar transponatvektorn för respektive faktor. Resultatet av F-testet (vid 5% signifikansnivå) för regressionen är;

$$F_{0,05,16,88} = 1,2084, \quad (4.8)$$

$$p - value = 0,2779, \quad (4.9)$$

Det går alltså inte att förkasta $H_0 : \alpha = [\alpha_2, \alpha_3, \dots, \alpha_K] = [0,0, \dots, 0]$. Detta ger att heteroskedastik inte torde vara ett problem i den givna regressionen. För att ytterligare undersöka förekomsten av heteroskedastik görs ett sk. "eye-ball"-test, vilket innebär att man plottar de kvadrerade residualerna mot varje enskild faktor och letar efter möjliga samband. Inte heller Eye-ball-testet visar tecken på heteroskedastik. Detta redovisas i appendix A.

Autokorrelation

Enligt beskriven procedur i avsnitt 3.2.3 testas, genom ett sk. Durbin-Watson-test, om regressionen följer en AR(1)-process. Durbin-Watson's test-statistika ges av;

$$d = \frac{\sum_{i=2}^n (e_i - e_{i-1})^2}{e_i^2} \approx 2(1 - \rho), \quad (4.10)$$

Där ρ betecknar autokorrelationsparametern i ekvationen $\varepsilon_i = \rho\varepsilon_{i-1} + \varepsilon$. Enligt ovanstående approximativa ekvation antyder $d \approx 2$ ingen eller liten autokorrelation. Från den genomförda regressionen erhålls $d = 2,2776$ vilket ger ett värde på autokorrelationsparametern;

$$\rho = 1 - \frac{d}{2} = -0.1388, \quad (4.11)$$

En svag negativ autokorrelation. För $N=105$ och $k=8$ (konstanten borträknad) och 5% signifikansnivå är

$$d < d_{0,05,l} = 1,506, \text{ förkasta } H_0, \quad (4.12)$$

$$d > d_{0,05,u} = 1,850, \text{ förkasta inte } H_0, \quad (4.13)$$

Det går inte att förkasta H_0 för positiv autokorrelation. Motsvarande för negativ är $(4-d)=1,7224$ där alltså Durbin-Watson-testet visar sig vara ofullständigt vid 5% signifikansnivå. För att vidare undersöka den negativa autokorrelationen krävs därför ett sk. Breusch-Godfrey-test. I likhet med tidigare robusthetstest utgår man från följande hjälpregression (som i det här fallet är begränsas till att undersöka första ordningens autokorrelation);

$$\hat{e}_t = \alpha + \beta_1 x_{1t} + \dots + \beta_8 x_{8t} + \rho \hat{e}_{t-1}, \quad (4.14)$$

För att undersöka högre ordningens autokorrelation adderas ytterliggare laggade termer analogt. Signifikansen av ρ undersöks för den genomförda hjälpregressionen. Resultatet redovisas i nedanstående tabell:

Faktor	Beta	StdErr	tStat	pVal
Konstant	-0.0012711	0.0079869	-0.15915	0.87389
E_järn	0.011787	0.079887	0.14754	0.88302
Eolja	-0.042864	0.10591	-0.40473	0.68659
E_BRIC	0.10417	0.1175	0.88661	0.37753
E_SSV 3M	-0.0017987	0.038924	-0.04621	0.96324
E_SV GVB 10 År	0.010836	0.047132	0.2299	0.81866
E_euro_usd	-0.038028	0.21761	-0.17475	0.86164
E_el	0.011746	0.043089	0.27259	0.78576
E_inflation	-0.0030083	0.020147	-0.14932	0.88162
e_t-1	-0.21256	0.12481	-1.7031	0.091813

Tabell 7: Resultatet av Breusch-Godfrey-testet för AR(1).

Värdet på ρ skiljer sig från det som uppskattats i Durbin-Watson-testet. Vad som framgår ur ovanstående tabell är att den negativa autokorrelationen inte är signifikant vid 5%-nivån, dock för en 10% signifikansnivå.

Korrelation mellan feltermen och de förklarande variablerna

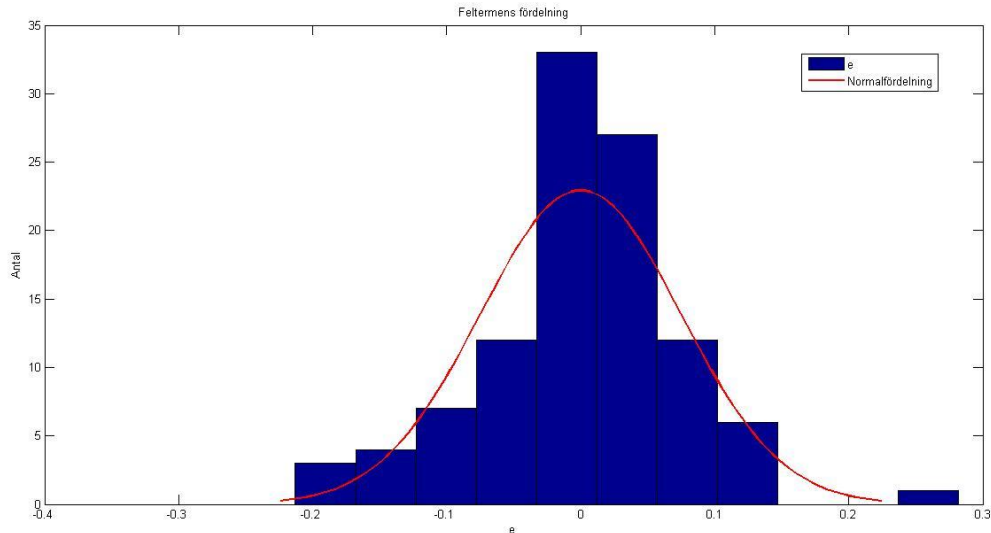
På samma sätt som korrelationerna mellan de förklarande variablerna undersöktes i avsnitt 3.3.5 undersöks feltermens korrelation med de förklarande variablerna. Korrelationskoefficienterna redovisas nedan:

Faktor	E_järn	Eolja	E_BRIC	E_SSV 3M	E_SV GVB 10 År	E_euro_usd	E_el	E_inflation	e_t
e_t	-0.0201	-0.1186	0.5103	0.0483	0.0661	0.0155	0.1206	-0.1425	1.0000

Som framgår av ovanstående tabell är ingen av faktorerna alarmerande korrelerade med feltermen.

Feltermens fördelning

En av förutsättningarna för en flervariabel OLS-regression är att feltermen skall vara normalfördelad enligt $e_i \sim N(0, \sigma^2)$. För att undersöka detta används det sk. Jarque-Bera-testet. Resultatet blir att $H_0: e_i \sim N(0, \sigma^2)$ kan förkastas vid en signifikansnivå på 0.0106. En av anledningarna till detta resultat är att JB-testet är mer rättvisande för stora N. En okulär besiktning av feltermens fördelning visar på att den är nära normalfördelning;



Figur 12: Feltermens fördelning med inritad normalfördelningskurva.

4.3 Jämförelse med fundamental modell

För att jämföra den ekonomiska modellen som tagits fram med grundval av bolagens årsredovisningar men som också inkluderar flertalet makroekonomiska och marknadsmässiga faktorer används den välkända Fama & French 3-faktorsmodell som beskrivs i avsnitt 3.1. Resultatet av regressionerna för Fama & French modell redovisas nedan;

<i>Före</i>					
Faktor	Beta	StdErr	tStat	pVal	R ²
F_SSV 3M	0.008201	0.0031964	2.5657	0.01277	0.7828
R_m - F_SSV 3M	0.011038	0.0027839	3.9651	0.000195	
SMB	-0.007394	0.003745	-1.9744	0.052915	Obs#
HML	-0.012047	0.0042908	-2.8075	0.006705	61

Tabell 8: Resultat av regressionen av Fama&French modell för tidsperioden före finanskrisen.

<i>Efter</i>					
Faktor	Beta	StdErr	tStat	pVal	R ²
F_SSV 3M	-0.0065122	0.0047855	-1.3608	0.1806	0.8888
R_m - F_SSV 3M	0.0024684	0.0025087	0.98393	0.33043	
SMB	-0.0075899	0.0050511	-1.5026	0.14008	Obs#
HML	-0.00022637	0.0029603	-0.076469	0.93976	45

Tabell 9: Resultat av regressionen av Fama&French modell för tidsperioden efter finanskrisen.

<i>Hela tidsperioden</i>					
Faktor	Beta	StdErr	tStat	pVal	R^2
F_SSV 3M	0.0022632	0.0028157	0.80377	0.42333	0.9386
R_m - F_SSV 3M	0.0058496	0.0019011	3.077	0.002667	
SMB	-0.0067948	0.0031809	-2.1362	0.035003	Obs#
HML	-0.0028588	0.0023535	-1.2147	0.22747	105

Tabell 10: Resultat av regressionen av Fama&French modell för hela tidsperioden.

Att utvärdera deras modell i termer av validitet och robusthet ligger utanför den här uppsatsens omfattning. Vad som däremot kan extraheras ur ovanstående resultat är det det märkbart höga värdet på R² för samtliga tidsperioder samt att, med undantag för tidsperioden efter finanskrisen, har modellen hög signifikansnivå. Detta visar på att Fama&French fundamentala faktormodell, föga förvånande, överträffar den framtagna ekonomiska faktormodellen både i termer av förklaringsvärde och signifikans. Dock är faktorernas beta väldigt små i samtliga fall.

5 Diskussion

5.1 Regressionens resultat

En uppenbar brist i de regressioner som gäller tidsperioderna före respektive efter den punkt som utefter datan har betecknats som finanskris är den låga mängd data. Vidare är samtlig data baserat på månadsgenomsnitt vilket i vissa fall kan ge upphov till missvisande resultat.

Vad gäller regressionen före finanskrisen är det endast den oförändrade förändringen i inflation som är nära en signifikansnivå på 5%. Vidare är den konstanta termen signifikant på vid 10%. Vidare så tyder resultaten av regressionen på att faktorerna intuitivt har rätt tecken, järnpriset borträknat. Resultatet av järnpriset bör dock betraktas med försiktighet då den enda tillgängliga datan (som var gratis) var konstanta prisnivåer av Brasilianskt järnmalm. Vidare är förklaringsnivån i förhållande till Fama & French modell låg, både vad gäller signifikans men också i termer av R^2 . Dock är modellens beta något större.

Regressionen för tidsperioden efter finanskrisen visar på än mindre signifikanta resultat, R^2 -värdet undantaget. Detta kan delvis förklaras av ett allt för lågt värde på antalet observationer men också på att marknaden under större delen av den här tidsperioden uppvisade abnormal osäkerhet. De faktorer som visat sig vara signifikanta är det oljepriset, inflationen och växelkursen vilket visar på samvariationerna mellan aktieavkastningen på verkstadsbolagen och dessa ekonomiska variablers variationer. Växelkursen har dessutom tillskrivits ett förhållandevis väldigt högt beta under sagda period vilket kan bero på fall i respektive valuta. Vidare har olja, den långa och den korta räntan, växelkursen samt inflationen bytt tecken. Detta tros snarare vara osäkerhet på marknaden under perioden snarare än faktiska långsiktiga förhållanden.

Vad gäller regressionen under hela den undersökta tidsperioden är R^2 värdet i förhållande lägst samtidigt som antalet signifikanta variabler reduceras till en. Dessutom är de intuitiva tecknen för olja och järnpris inte naturliga i denna regression samt övriga variabler långt ifrån signifikanta. För att vidare undersöka regressionen före finanskrisen väljs den högt korrelerade långa ränta (som är starkt korrelerad med den korta och har ett nästintill obefintligt beta) bort samt att $N \approx 10 * K$ (tumregel för tidsserie-statistik). Resultatet blir;

<i>Före, utan lång ränta</i>					
Faktor	Beta	StdErr	tStat	pVal	R ²
Konstant	0.018413	0.010389	1.7724	0.082075	0.1211
E_järn	0.12529	0.10145	1.235	0.22227	
Eolja	-0.16638	0.12979	-1.282	0.20543	Obs#
E_BRIC	0.22971	0.14107	1.6283	0.10938	61
E_SSV 3M	-0.029763	0.071886	-0.41403	0.68052	
E_euro_usd	0.0023414	0.28253	0.0082872	0.99342	
E_el	-0.012384	0.051461	-0.24065	0.81076	
E_inflation	0.058045	0.029691	1.955	0.055871	

Tabell 11: Resultat för tidsperioden före finanskrisen med den långa räntan borttagen.

Resultatet har samma R²-värde trots en variabel mindre och i övrigt väldigt liknande resultat. Kort ränta, växelkurs och elpris är uppenbarligen mindre signifikant relaterade till verkstadsindustrins utveckling med hänvisning till regressionerna före finanskrisen. Vidare är majoriteten av alla faktorerers betan väldigt låga vilket implicerar att deras effekt på bolagens avkastning är mycket låg. Detta faktum går hand i hand med de låga signifikansnivåerna.

I jämförelse med den fundamentala faktormodellen kan det med ovanstående fakta fastställas att den ekonomiska modellen är mindre lämpad som förklaringsmodell. Detta beror delvis på att Fama & French modell innehåller faktorer som är konstruerade ur aktiemarknadsdata, till skillnad från den ekonomiska modellen som till stor del utgörs av makroekonomiska faktorer som i sin tur bestäms av en mängd faktorer däribland politiska beslut, nationellt och internationellt konjunkturläge etc.

Diskrepansen mellan svängningar i diverse makroekonomiska variabler och verkstadsindustrins fluktuationer i avkastning visar på att det existerar en viss inre tröghet i systemet. Visserligen visade sig högre ordningens AR-modeller inte signifikanta vilket indikerar en viss grad av oavhängighet i förhållande till ekonomiska variabler. En möjlighet är att det för en så pass specifik näringsgren inte är generella ekonomiska variabler som förklarar avkastningen utan snarare mer svåråtkomliga och avgränsade data. Detta kan exemplifieras med det generella BRIC-indexet, där fyra stora tillväxtmarknader slås samman i ett index. Som beskrivs i avsnitt 3.3.5 är dessa länders handelssammansättning väldigt diversifierad vilket kan få till följd att stora delar av indexet inte alls reflekterar ett ökat behov av verkstadsprodukter. Om en uppgång i BRIC-indexet till stor del beror på att Indiens IT-service-industri upplevt enorm tillväxt genererar detta sannolikt betydligt färre försäljning av lastbilar, gruvmaskiner, verktyg och dylika produkter än om Brasiliens gruvindustri hittat nya prospekt.

En möjlig förbättringspunkt kan därför vara att vid undersökningen av en specifik näringsgren krävs sannolikt mer specifika val av faktorer även fast det är ett resultat i sig att merparten av de valda faktorerna inte är signifikanta samt har låga beta-värden.

Avslutningsvis kan det påpekas att bolagens aktiekurser avgörs av ett komplext samspel mellan marknadens alla ekonomiskt relevanta variabler. Det kan vara ytterliggare en av anledningarna till varför en undersökning av denna natur misslyckas med att förklara avkastningen.

5.2 Robusthetstestens resultat

De utförda robusthetstesten är de som vanligen förekommer och används i ekonometrisk litteratur. Givetvis finns det en uppsjö av olika robusthetstest som lämpar sig mer eller mindre beroende på vad det är man undersöker. I den här uppsatsen har det dock visat sig att datan har varit förhållandevis godartad och inte gett upphov till några egentliga problem för ändamålet, nämligen flervariabelregressionen. Man skulle kunna argumentera för att eventuellt använda robusta autokorrelationsestimater istället men som Breusch-Godfrey-testet visade var den negativa autokorrelationen inte signifikant vid 5%-nivån och väldigt nära 10%-nivån samt att den var förhållandevis liten.

Robusthetstesten har visat på samma resultat för regressionerna under tidsperioderna före respektive efter finanskrisen dock givetvis med andra värden men samma resultat beträffande signifikans. Anledningen till att även en version innan finanskrisen utan den långa räntan redovisades var på grund av den höga korrelation denna faktor hade med den korta räntan, vilket också visades i regressionens resultat, dvs. samma förklaringshalt men med en variabel mindre.

Överlag visar alltså robusthetstesten förvånansvärt goda resultat. Att feltermen inte kan sägas följa en perfekt normalfördelning är problematik som tvunget förekommer i ekonometriska undersökningar. För att åtgärda felet krävs "bättre" data, vilket i det här fallet blir svårt alternativt dyrt att få. Vad som dock mest förvånar är den icke-existerande förekomsten av heteroskedastik, vilket ofta sägs vara mer regel än undantag vid tidsserie-analys.

Förslag till vidare arbete är bland annat att vidareutveckla en ekonomisk faktormodell för verkstadsindustrins utveckling alternativt någon annan intressant svensk näringsgren (skogsnäring, läkemedelsindustri etc.). Fokus bör i så fall ligga på att ta fram mindre generiska faktorer och istället i betydligt större utsträckning fokusera på industrinära faktorer såsom tillväxt i specifika områden och eventuellt, beroende på frågeställningen titta på förhållande till aktiemarknaden i övrigt. Vad Fama & French-modellen visar är att verkstadsindustrin signifikant förhåller sig positivt till marknadens riskpremium.

Litteraturförteckning

Alexander, C. (2008) *Market Risk Analysis, Practical Financial Econometrics*, John Wiley & Sons Ltd.

Alfa Laval (2009) *Annual Report*.

Assa Abloy (2009) *Annual Report*.

Braunerhjelm, P. (n.d) 'Storföretagen och den ekonomiska geografin'.

Connor, G.a.K.R. (1988) 'Risk and return in an equilibrium APT: Application of a new test methodology', *Journal of Financial Economics* 21, pp. 255-289.

Dagens Industri, [Online], Available: <http://di.se/Default.aspx?refresh=1&pid=3866&epslanguage=sv> [29 Mar 2011].

Dagens Industri, [Online], Available: <http://di.se/Default.aspx?refresh=1&pid=3866&epslanguage=sv> [29 Mar 2011].

Dagens Industri, [Online], Available: <http://di.se/Default.aspx?refresh=1&pid=3866&epslanguage=sv> [29 Mar 2011].

Dagens Industri, [Online], Available: <http://di.se/Default.aspx?refresh=1&pid=3866&epslanguage=sv> [29 Mar 2011].

Dagens Industri, [Online], Available: <http://di.se/Default.aspx?refresh=1&pid=3866&epslanguage=sv> [29 Mar 2011].

Ekonomifakta, [Online], Available: www.ekonomifakta.se/sv/Fakta/Ekonomi/Tillvaxt/BNP---Bruttonationalprodukt [18 Jan 2011].

French, K., [Online], Available: http://www.msccibarra.com/eqb/pressreleases/archive/20051206_pr.pdf/ [02 Apr 2011].

German, H. (2005) *Commodities and Commodity Derivatives*, John Wiley & Sons Ltd.

Industri, D. (2011) 'Bubbelvarning på verkstad', Jan, p. 18.

Kendall, M. (1953) 'The Analysis of Economic Time Series, Part 1: Prices', *Journal of the Royal Statistical Society*.

Klas Fregert, L.J. (2005) *Makroekonomi - Teori, Politik & Institutioner*, Lund: Studentlitteratur.

Kommerskollegium (2001) *BRIC-länderna i världshandeln. Brasilien, Ryssland, Indien och Kina i fokus*, Kommerskollegium.

Kommerskollegium *Sveriges utrikeshandel med varor och tjänster samt direktinvesteringar*, [Online], Available: <http://www.kommers.se/upload/Analysarkiv/Arbetsomr%C3%A5den/Handelsstatistik/Kvartalsrapport/Sveriges%20utrikeshandel%201-3%20kv%202010%20II.pdf> [18 Jan 2011].

MatLab *Mathworks*, [Online], Available:

<http://www.mathworks.com/help/toolbox/stats/jbtest.html;jsessionid=jRz2NmQBMDWPnyP3V6QTmKZVmvI2Jt3Z5Hmr2z4LNxhG1y4B44L0!147774359> [14 Apr 2011].

MSCI Barra, [Online], Available:

http://www.msclub.com/eqb/pressreleases/archive/20051206_pr.pdf/ [30 Mar 2011].

Nordpol, [Online], Available:

http://www.msclub.com/eqb/pressreleases/archive/20051206_pr.pdf/ [30 Mar 2011].

R. Carter Hill, W.E.G.G.C.L. (2007) *Principles of Econometrics*, Third Edition edition, New Jersey: Wiley & Sons, Inc.

Ron C. Mittelhammer, G.G.J.D.J.M. (2000) *Econometrics Foundations*, New York: Cambridge University Press.

Sandvik (2009) *Annual Report*.

SKF (2009) *Annual Report*.

Unionen (2008) 'Unionens skrift "Om verkstadsbranschen"', ISBN 978-91-7391-024-8, Feb.

Wahlberg, R. (2011) *Föreläsningmaterial NEG300 Lecture 5*, Göteborg: Roger Wahlberg.

Volvo AB (2009) *Annual Report*.

Appendix A

